

DEMANDA POR PRODUTOS ALIMENTARES NAS ÁREAS RURAIS E URBANAS DO BRASIL

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa
Tatiane Almeida de Menezes
Bárbara Caballero de Andrade

DEMANDA POR FRUTAS E HORTALIÇAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DOS HÁBITOS DE VIDA, LOCALIZAÇÃO E COMPOSIÇÃO DOMICILIAR

Maria Micheliana da Costa Silva
Alexandre Bragança Coelho

EFEITOS DE CRESCIMENTO E BEM-ESTAR DA RECOMPOSIÇÃO DOS INVESTIMENTOS PÚBLICOS NO BRASIL

Arley Rodrigues Bezerra
Ricardo A. de Castro Pereira
Francisco de A. Oliveira Campos
Marcelo de Castro Callado

EFEITOS DA MOBILIDADE INTERMUNICIPAL SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE CONTRAFCTUAL

Igor Vieira Procópio
Suzana Quinet de Andrade Bastos
Ricardo da Silva Freguglia

CARACTERIZAÇÃO E MODIFICAÇÕES NO PADRÃO REGIONAL DE AGLOMERAÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL NO PERÍODO 2003-2011

João Saboia
Lucia Silva Kubrusly
Amir Coelho Barros

EFEITOS ECONÔMICOS DA PROPOSTA DE REDUÇÃO TARIFÁRIA SOBRE AS OPERAÇÕES DOMÉSTICAS DE CABOTAGEM NO BRASIL (2013-2025)

Admir Antonio Betarelli Junior
Edson Paulo Domingues

pesquisa e planejamento econômico - ppe

ipea

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República

Ministro – Roberto Mangabeira Unger



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

Presidente

Sergei Suarez Dillon Soares

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

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

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Rogério Boueri Miranda

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

Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto

Carlos Henrique Leite Corseuil

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Renato Coelho Baumann das Neves

Chefe de Gabinete

Ruy Silva Pessoa

Assessor-Chefe de Imprensa e Comunicação

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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

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

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

Publicação quadrimestral com análises teóricas e empíricas sobre uma ampla gama de temas relacionados à economia brasileira. Estabelecida em 1971 sob o título Pesquisa e Planejamento, PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

Corpo Editorial

Editor

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

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 (FGV-EESP)

Secretária Executiva

Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – Ipea 2014

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

DEMANDA POR PRODUTOS ALIMENTARES NAS ÁREAS RURAIS E URBANAS DO BRASIL 507

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa

Tatiane Almeida de Menezes

Bárbara Caballero de Andrade

DEMANDA POR FRUTAS E HORTALIÇAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DOS HÁBITOS DE VIDA, LOCALIZAÇÃO E COMPOSIÇÃO DOMICILIAR 545

Maria Micheliana da Costa Silva

Alexandre Bragança Coelho

EFEITOS DE CRESCIMENTO E BEM-ESTAR DA RECOMPOSIÇÃO DOS INVESTIMENTOS PÚBLICOS NO BRASIL 579

Arley Rodrigues Bezerra

Ricardo A. de Castro Pereira

Francisco de A. Oliveira Campos

Marcelo de Castro Callado

EFEITOS DA MOBILIDADE INTERMUNICIPAL SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE CONTRAFACTUAL 609

Igor Vieira Procópio

Suzana Quinet de Andrade Bastos

Ricardo da Silva Freguglia

CARACTERIZAÇÃO E MODIFICAÇÕES NO PADRÃO REGIONAL DE AGLOMERAÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL NO PERÍODO 2003-2011 635

João Saboia

Lucia Silva Kubrusly

Amir Coelho Barros

EFEITOS ECONÔMICOS DA PROPOSTA DE REDUÇÃO TARIFÁRIA SOBRE AS OPERAÇÕES DOMÉSTICAS DE CABOTAGEM NO BRASIL (2013-2025) 663

Admir Antonio Betarelli Junior

Edson Paulo Domingues

CONTENTS

THE DEMAND FOR STAPLE FOOD IN BRAZILIAN URBAN AND RURAL AREAS 507

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa
Tatiane Almeida de Menezes
Bárbara Caballero de Andrade

DEMAND FOR FRUIT AND VEGETABLES IN BRAZIL: ANALYSIS OF EFFECTS OF THE HABITS, LOCATION AND HOUSEHOLD COMPOSITION 545

Maria Micheliana da Costa Silva
Alexandre Bragança Coelho

GROWTH AND WELFARE EFFECTS OF CHANGES IN THE COMPOSITION OF THE BRAZILIAN PUBLIC INVESTMENT 579

Arley Rodrigues Bezerra
Ricardo A. de Castro Pereira
Francisco de A. Oliveira Campos
Marcelo de Castro Callado

EFFECTS OF INTER-MUNICIPAL MOBILITY ON INCOME INEQUALITY IN BRAZIL: A COUNTERFACTUAL ANALYSIS 609

Igor Vieira Procópio
Suzana Quinet de Andrade Bastos
Ricardo da Silva Freguglia

CHARACTERIZATION AND CHANGES IN REGIONAL PATTERN OF INDUSTRIAL AGGLOMERATION IN BRAZIL FOR THE PERIOD 2003-2011 635

João Saboia
Lucia Silva Kubrusly
Amir Coelho Barros

ECONOMIC IMPACTS OF TARIFF CHANGE ON DOMESTIC OPERATIONS OF THE BRAZILIAN CABOTAGE FREIGHT SECTOR (2013-2025) 663

Admir Antonio Betarelli Junior
Edson Paulo Domingues

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 no biênio 2013-2014 para a preservação da qualidade desta publicação.

Adelar Fochezatto, Admir Betarelli, Aguinaldo Maciente, Ajax Moreira, Alex Ferreira, Alexandre Coelho, Alexandre Porsse, Ana Carolina Lima, Ana Luiza Barbosa, Angelo Gurgel, Antonio Carlos Fiorencio Cunha, Ariana de Britto, Bernardo Queiroz, Bernardo Schettini, Bruno Aurichio, Carlos Enrique Guanziroli, Carlos Wagner de Albuquerque Oliveira, Christian Lehmann, Claudio Considera, Cristina Rodrigues, Dênis Antônio da Cunha, Danilo Coelho, Denise Cyrillo, Eduardo Fiuza, Eduardo Gonçalves, Eduardo Zilberman, Elaine Pazello, Elvanio Souza, Emílio Matsumura, Emerson Marinho, Enlison Mattos, Erik Figueiredo, Erivelton Guedes, Eurilton Araújo, Fábio Waltenberg, Fabio Kanczuk, Fernando Puga, Fernando Ribeiro, Flávio Ziegelmann, Flavio Gonçalves, Gabriel Madeira, Gabriel Squeff, Guilherme Hirata, Guilherme Irfi, Guilherme Resende, Gustavo Inácio de Moraes, Helder de Mendonça, Honorio Kume, Jair Araújo, Joana Costa, José Ronaldo de Castro Souza Jr., Kaizô Beltrão, Katia Rocha, Lízia de Figueiredo, Leonardo Carvalho, Leonardo Oliveira, Lígia Vasconcellos, Luís Afonso, Luis Kubota, Luiz Ricardo Cavalcante, Márcia de Carvalho, Marcelo dos Santos, Marcelo Mello, Marcelo Pessoa, Marcio Salvato, Marcos Nakaguma, Maria da Costa Silva, Mauricio Fernandes, Mauricio Pinheiro, Monica Andrade, Monica Mora, Paula Pereda, Paulo Monte, Phillippe Leite, Priscilla Tavares, Raul Silveira Neto, Regina Madalozzo, Renata Narita, Ricardo Freguglia, Ricardo Pereira, Rodolfo Costa, Rodolfo Hoffmann, Rodrigo Moura, Rodrigo Orair, Sérgio Kannebley Jr., Sérgio Ricardo de Brito Gadelha, Sandro Sacchet de Carvalho, Thiago Martinez, Victor Delgado, Waldyr Areosa.

DEMANDA POR PRODUTOS ALIMENTARES NAS ÁREAS RURAIS E URBANAS DO BRASIL¹

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa²

Tatiane Almeida de Menezes³

Bárbara Caballero de Andrade⁴

O objetivo deste artigo é estimar a elasticidade-preço e a elasticidade-despesa de 25 produtos alimentares das famílias residentes nas áreas rurais e urbanas do Brasil. Para tanto, foram estimados dois sistemas de equações de demanda por alimentos, um referente às famílias residentes nas áreas rurais do país e o outro sistema associado às famílias residentes nas áreas urbanas. A base de dados utilizada é a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) de 2002-2003 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A metodologia adotada na estimação das equações de demanda tem como base o modelo Linear *Almost Ideal Demand System* (LA/AIDS). Os resultados encontrados são um importante passo para a compreensão das diferenças entre hábitos de consumo alimentar no Brasil urbano e no Brasil rural e mostram-se um instrumento poderoso no auxílio da formulação e aperfeiçoamento de avaliação de políticas públicas direcionadas à tributação sobre o consumo dos alimentos e aos efeitos de programas de transferência de renda às famílias de baixa renda.

Palavras-chave: elasticidade de demanda; comportamento do consumidor; modelo LA/AIDS.

JEL: C21, C81, D12, Q11.

1 INTRODUÇÃO

A demanda de alimentos no Brasil tem sofrido modificações importantes nas últimas décadas causadas por diversas transformações estruturais. O aumento da urbanização e da presença de mulheres na força de trabalho, além de alterações na renda das famílias, e em sua distribuição, são fatores que têm influenciado de forma significativa o padrão de consumo alimentar das famílias brasileiras (Bertasso, 2000; Cyrillo, Saes e Braga, 1997; Schlindwein e Kassouf, 2007).⁵

Como bem afirma Blundell (1988), há poucos aspectos da política econômica que não requerem o conhecimento do comportamento do consumidor. Na medida em que os gastos com alimentação ainda são um

1. As autoras agradecem os comentários e sugestões de um parecerista anônimo. Eventuais erros remanescentes são de exclusiva responsabilidade das autoras.

2. Técnica de Planejamento e Pesquisa do Ipea.

3. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e pesquisadora do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

4. Pesquisadora do Instituto Pereira Passos (IPPRIO).

5. Mudanças na composição etária da população, além de variações nos preços dos bens disponíveis são outros fatores que geram impactos relevantes no consumo de bens e serviços das famílias (e, em particular, na demanda por alimentos).

item fundamental no orçamento das famílias de menor renda, principalmente nas regiões mais pobres do país, estudos sobre demanda de alimentos ganham grande importância na formulação de políticas públicas.⁶

O padrão de consumo alimentar difere significativamente entre as várias regiões do país, seja por sua extensão continental, seja por fatores socioeconômicos e demográficos. No Norte e no Nordeste, por exemplo, o gasto com alimentação representa quase 25% da despesa total, enquanto em outras regiões tal gasto representa, em média, 18,2% do total IBGE (2010). No que se refere ao Brasil urbano e o rural, tais disparidades são ainda mais significativas. Na área rural, o gasto com alimentação ainda é o de segundo maior peso no orçamento familiar, com 27,6%, perdendo apenas para o grupo de gastos com habitação (30,6%). Enquanto na área urbana, o gasto com alimentação representa 19% do orçamento familiar, sendo menor do que a participação dos gastos com habitação (36,4%) e com transporte (19,5%).⁷

Até o final da década de 1990, a maior parte dos estudos empíricos brasileiros sobre estimações de demanda por produtos alimentares calculava unicamente as elasticidades-renda dos mesmos (Hoffman, 2000; Menezes *et al.*, 2002). Tal fato pode ser explicado pela dificuldade na obtenção dos preços dos alimentos de uma forma mais desagregada, além de, na maior parte dos casos, as especificações das funções de demanda estimadas não serem deduzidas de um modelo completo de estrutura de preferências e consistentes com a teoria do consumidor. Os estudos mais recentes, no entanto, utilizam sistemas de demanda flexíveis na estimação das elasticidades-renda e preço dos produtos. Coelho, Aguiar e Eales (2010), Pereda e Alves (2012) e Menezes, Azzoni e Silveira (2012), Veloso (2006) estão entre os mais recentes estudos sobre demanda por alimentos no Brasil.⁸

O grande avanço rumo à estimação de formas funcionais flexíveis foi dado por Deaton e Muellbauer (1980). Os autores propõem o que por eles foi denominado sistema de demanda quase ideal – *almost ideal demand system* (AIDS) –, que pode ser interpretado como uma aproximação de primeira ordem para qualquer sistema de demanda. A linearização aproximada do índice de

6. Apesar de perder importância nas últimas décadas, o gasto com alimentação ainda é o segundo item mais importante na participação das despesas das famílias brasileiras, com 19,8% do total. Segundo a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para famílias de baixa renda – até dois salários-mínimos (SMs) mensais –, estes gastos ainda representam 29,6% do total (IBGE, 2010).

7. De acordo com a classificação oficial, apenas 16% da população reside em áreas rurais. O tamanho médio da família é maior nas áreas rurais (3,6 pessoas/família) do que nas áreas urbanas (3,2 pessoas/família), enquanto a renda média rural corresponde a menos de 49% da renda média urbana.

8. Pereda e Alves (2012) analisa a distribuição de consumo de nutrientes, ou seja, as características que compõem os alimentos, e não a demanda por alimentos propriamente dita. Para uma análise dos estudos empíricos sobre demanda de alimentos no Brasil, ver Coelho (2006) e Veloso (2006). O quadro A.1 no apêndice A deste artigo apresenta os principais resultados sobre alguns estudos empíricos de demanda por alimentos no Brasil. Para uma resenha de estudos empíricos sobre demanda de alimentos na literatura internacional, ver Veloso (2006).

preços do modelo AIDS resulta em uma especificação para a função de demanda das mais empregadas em trabalhos empíricos. O modelo resultante é o Linear *almost ideal demand system* (LA/AIDS).⁹

Este artigo emprega o modelo LA/AIDS para estimar a demanda pelos produtos alimentícios nas áreas urbanas e rurais do Brasil.¹⁰ A base de dados utilizada é a POF/IBGE 2002-2003, que abarca, além de características demográficas e socioeconômicas, informações extremamente detalhadas sobre o consumo alimentar das famílias de todo o país. As variáveis utilizadas na estimação do modelo foram obtidas diretamente dos microdados desta pesquisa. Isto permitiu que fossem calculados os logaritmos dos preços implícitos dos produtos alimentares e do recebimento mensal familiar *per capita* diretamente das observações individualizadas e não sobre os dados agregados das classes de renda originais da pesquisa.

Para cada tipo de alimento analisado, a POF não realiza um levantamento de preços para todas as regiões, mas registra as quantidades adquiridas na semana de referência. De posse da informação das despesas gastas por cada família com cada um dos produtos alimentares, tornou-se possível o cálculo dos preços implícitos, isto é, preços obtidos pela divisão entre a despesa e quantidade adquirida de cada produto. As estimações dos sistemas de demandas por produtos alimentares nas áreas urbanas e rurais, que trazem informações sobre a sensibilidade das famílias frente a variações nos preços e na renda, são realizadas por meio de uma regressão por equações aparentemente não relacionadas – *seemingly unrelated regression* (SUR).

Além desta introdução, este trabalho possui mais quatro seções. A próxima descreve a metodologia utilizada, em que se discutem o modelo teórico e os procedimentos econométricos adotados para sua estimação. A terceira apresenta a construção da base de dados a partir dos microdados da POF/IBGE 2002-2003. Os principais resultados do modelo são apresentados na quarta seção. Por fim, a última é dedicada a algumas considerações finais. O apêndice A deste artigo apresenta, além de um quadro com os principais resultados de estudos nacionais sobre demanda de alimentos, os coeficientes estimados para os produtos alimentares nas áreas rurais e urbanas do Brasil.

9. Blundell, Pashardes e Weber (1993) e Banks, Blundell e Lewbel (1997) desenvolveram uma expansão quadrática no modelo AIDS, o Quadratic Almost Ideal Demand System (Quaids). Ao adicionar um termo quadrático do gasto total, o modelo Quaids possui a flexibilidade de curvas de Engel não lineares. Tanto nos modelos AIDS quanto Quaids originais, a estrutura de demanda é calculada admitindo que as preferências estejam relacionadas no tempo.

10. Estudos empíricos sobre a comparação do padrão de consumo alimentar entre as áreas urbanas e rurais são escassos no Brasil. Os únicos trabalhos que abordaram o tema foram Hoffman (2007) e Coelho e Aguiar (2007). O primeiro autor estimou apenas a elasticidade-renda para o consumo físico de determinados alimentos, enquanto Coelho e Aguiar analisaram unicamente a influência, na quantidade consumida de certos produtos alimentares, de se viver no meio urbano em contraste com o meio rural.

2 METODOLOGIA

2.1 Sistema LA/AIDS

O modelo AIDS é inicialmente desenvolvido a partir da seguinte especificação da função despesa:

$$\ln E(u, p) = (1 - u)\ln a(p) + u \ln b(p) \quad (1)$$

em que u é a utilidade direta; e p representa um vetor de preços. Os termos $a(p)$ e $b(p)$ são funções dos preços, que tomam as seguintes formas funcionais flexíveis:

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \cdot \ln(p_j) \quad (2)$$

e:

$$\ln b(p) = \ln \alpha(p) + \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (3)$$

Com base nas três equações acima, obtém-se:

$$\ln E(u, p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \cdot \ln(p_j) + u \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (4)$$

Pelo lema de Shepard, tem-se que:

$$\frac{\partial \ln E(u, p)}{\partial \ln(p_i)} = \frac{p_i q_i}{E(u, p)} = w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_j) + \beta_i \ln\left(\frac{Y}{P}\right) \quad (5)$$

Assim, as participações dos gastos de cada produto no gasto total são apresentadas como uma função dos logaritmos dos preços e de renda, preservando-se as propriedades derivadas da teoria do consumidor. O modelo AIDS satisfaz perfeitamente os axiomas do consumidor com a vantagem de assumir facilmente uma forma linear, o que facilita o procedimento econométrico, além de permitir testar as restrições impostas ao modelo de demanda, quais sejam: aditividade, homogeneidade e simetria. Derivado de uma função despesa, como mostrado acima, o modelo AIDS pode ser apresentado da seguinte forma:

$$w_i = a_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_j) + \beta_i \ln\left(\frac{Y}{P}\right) \quad (6)$$

em que w_i é a parcela dos gastos em alimentação, com o i -ésimo bem; Y é o gasto total; p_j é o preço do j -ésimo bem; e P é o índice de preços definido por:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \cdot \ln(p_j) \quad (7)$$

A equação (7) é uma função não linear dos preços e $\ln P$ pode ser entendido como o log da renda requerida para se atingir o nível de subsistência mínima.

As restrições de aditividade, homogeneidade e simetria, derivadas da teoria do consumidor, são respectivamente:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = 0, \sum_i \gamma_{ij} = 0, \sum_j \gamma_{ij} = 0 \text{ e } \gamma_{ji} = \gamma_{ij} \quad (8)$$

Na aplicação do modelo AIDS, Deaton e Muellbauer (1980) sugerem o uso do índice de Stone, $P = \sum_i \ln(p_i)$, a fim de obter linearidade dos parâmetros. O modelo resultante é o LA/AIDS, especificação bastante empregada em estudos empíricos. As elasticidades derivadas deste sistema de demanda são:

$$h_i = 1 + \frac{b_i}{w_i} \text{ e } e_{ii} = \frac{g_{ii} - b_i w_i}{w_i} - 1 \quad (9)$$

$$e_{ii}^C = e_{ii} + w_i \cdot h_i \quad (10)$$

em que h_i é a elasticidade-despesa; e_{ii} é a elasticidade-própria de preço marshalliana; e e_{ii}^C é a elasticidade-preço compensada.

2.2 Estratégia econométrica

A estimação da função de demanda capta o comportamento das famílias de diferentes regiões – áreas urbanas e rurais no Brasil – e distintas faixas de renda para um único período de tempo. O grupo de produtos considerados diretamente no modelo compõe uma cesta de 25 alimentos. Uma hipótese do modelo é a de separabilidade fraca entre a cesta de alimentos e os outros grupos de bens e serviços gastos pela família. Portanto, a decisão de gasto com o segundo grupo de bens é considerada exógena e só após ter sido tomada é que as famílias irão alocar seus gastos com os 25 produtos que pertencem à cesta de alimentos. O modelo econométrico estimado, com base no modelo LA/AIDS descrito acima, é dado por:

$$w_{ifr} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{jfr} + \beta_i \ln \left(\frac{Y_{fr}}{P} \right) + \sum_k \varphi_{ik} Z_{fr} + \varepsilon_{ifr} \quad (11)$$

onde o subscrito i indica o produto alimentar i ; f representa a faixa de renda a que família f pertence; e r é a Unidade da Federação (UF) onde a família é

residente; Y_{ifr} é o gasto total com alimentação;¹¹ Z_{ifr} é um vetor de características das famílias; tal vetor inclui as seguintes variáveis: sexo – *dummy* referente ao sexo do chefe de família –, idade – idade do chefe de família –, raça – raça do chefe da família –, cônjuge – *dummy* que indica se o chefe de família é casado ou não – e, por fim, as variáveis filho1, filho2, filho3 e filho4 que indicam se o chefe da família possui filhos de até cinco anos, entre cinco e quatorze anos, entre quatorze e dezoito anos e maiores de dezoito anos, respectivamente; ε_{ifr} é o erro aleatório.

Os dados consistem em uma *cross-section*, cujas observações – famílias – foram agregadas em dez faixas de renda nas áreas rurais e urbanas de 25 UFs e nove faixas de renda nas áreas rurais e urbanas do DF,¹² totalizando 259 observações na estimação de cada sistema de demanda. A partir da equação (11), foram estimados dois sistemas de equações de demanda para cada um dos 25 alimentos:¹³ um para as famílias residentes em 26 áreas rurais e o outro para residentes em 26 áreas urbanas.

As estimações dos sistemas de demandas por produtos alimentares para a área urbana e rural, que trazem informações sobre a sensibilidade das famílias frente a variações nos preços e na renda, são realizadas por meio de uma regressão por equações aparentemente não relacionadas – SUR –, proposto por Zellner (1962) (Srivastava e Giles, 1987). O modelo SUR nada mais é do que uma generalização do modelo de regressão linear e consiste em várias equações de regressão e é muito usado em estimação de sistemas de demanda, na medida em que os erros entre as equações são correlacionados. O modelo pode ser estimado equação por equação com Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Apesar de as estimativas serem consistentes, elas não são eficientes como o método SUR, que é um caso particular do método de Mínimos Quadrados Generalizados Factível – *feasible generalized least squares* (FGLS) –, pois apresenta uma forma específica da matriz de variância-covariância. Quando cada equação contém exatamente o mesmo conjunto de regressores, o método SUR é equivalente ao modelo MQO e ao método de Regressão por Equações Iteradas Aparentemente não Relacionadas – *iterative seemingly unrelated regression* (Isur). A propriedade de aditividade da função demanda implica que a matriz de variância e covariância do sistema de equações é singular. Para resolver este problema, uma das equações é retirada do sistema. A fim de manter a propriedade de homogeneidade, todos os preços devem ser normalizados para o preço referente à

11. Vale ressaltar que só foram estimadas as demandas dos alimentos tomando-se como dado o dispêndio total alimentação. Assim, qualquer interpretação das elasticidades-dispêndio como elasticidade-renda fica incompleta. O procedimento adequado seria uma estimação em dois estágios; a equação de primeiro estágio de orçamento teria como variável dependente o dispêndio em alimentação e como variáveis explicativas o preço relativo dos alimentos *vis-à-vis* outros grupos e a renda ou dispêndio total. Como não foi possível a obtenção dos preços dos outros grupos, tal procedimento em dois estágios não foi implementado. Para uma melhor compreensão do problema de separabilidade, ver Carpentier e Gyomard (2001), Gorman (1959), Nevo (2010) e Segerson e Mount (1985). Para o caso brasileiro, ver Coelho, Aguiar e Eales (2010) e Alves, Menezes e Bezerra (2007).

12. Como não havia observações para a faixa de renda mais pobre na área rural do DF, optou-se por excluir da análise esta faixa de renda para a amostra total e para a área urbana do DF. Quanto às UFs, o estado de Roraima foi excluído da análise, pois a batata, entre outros alimentos importantes da dieta das famílias brasileiras, não apresentou representatividade para as famílias residentes daquela região.

13. A relação destes produtos é feita na tabela 2, apresentada na seção 3.

equação excludente. Os coeficientes para esta equação são recuperados posteriormente, com base na propriedade de aditividade.¹⁴

O pacote estatístico utilizado foi o Stata/SE versão 10. As tabelas A.1 e A.2, no apêndice A deste artigo, apresentam os coeficientes estimados dos produtos alimentares referentes aos sistemas de demanda da área urbana e rural.

3 BASE DE DADOS E DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

3.1 Base de dados

Este estudo analisa as diferenças no padrão de consumo alimentar das famílias residentes nas áreas urbanas e rurais do país e toma por base as elasticidades-renda e elasticidades-preço de 25 produtos alimentares, que constituem versão reduzida da cesta normativa proposta pela Cepal (1989). Os produtos alimentares foram escolhidos não só pela importância na dieta alimentar dos brasileiros, mas também devido ao provável grau de complementaridade/substitutibilidade entre os mesmos.

A base dos microdados utilizada é a POF realizada nos anos de 2002 e 2003 pelo IBGE.¹⁵ A POF fornece informações sobre a composição dos orçamentos domésticos das famílias, a partir da investigação e mensuração de estruturas de consumo, dos gastos e dos rendimentos, segundo as características dos domicílios e das pessoas. A POF 2002-2003 cobriu um período de doze meses, entre julho de 2002 e junho de 2003, tendo como data de referência 15 de janeiro de 2003, quando o SM era de R\$ 200,00. A amostra da POF 2002-2003 abarcou 48.470 domicílios – 48.568 unidades de consumo ou famílias –, com 182.333 residentes, o que representa 0,1% do total de domicílios em todo o território nacional.¹⁶

As informações sobre despesas das famílias da POF 2002-2003 foram obtidas por três instrumentos de coleta: dois questionários de despesa (POF 2 – Questionário de Despesa Coletiva e POF 4 – Questionário de Despesa Individual) e uma caderneta de despesa coletiva (POF 3 – Caderneta de Despesa Coletiva). Os dois questionários abrangeram as despesas coletivas e as despesas individuais, cujas coletas se processaram pela recuperação de gastos das famílias. A caderneta de despesa coletiva englobou as despesas familiares, monetárias e não monetárias, com alimentos, bebidas, artigos de higiene pessoal, de limpeza, e outras pequenas compras cotidianas. Todas essas aquisições foram registradas, em cada domicílio, em um período de sete dias consecutivos.

14. O método de estimação Isur tem a propriedade desejável de invariância na estimação dos parâmetros das equações em função da escolha da equação omitida, o que permite que esta seja completamente arbitrária (Veloso, 2006; Greene, 2003). Tal fato não ocorre com o método SUR. Entretanto, como, neste trabalho, cada uma das equações possui os mesmos regressores, os estimadores SUR e Isur colapsam para o estimador MQO. Para uma análise pormenorizada sobre o método SUR, ver Srivastava e Giles (1987), Greene (2003) e Cameron e Trivedi (2005).

15. No momento da elaboração deste trabalho, os microdados da POF 2008-2009 não haviam sido disponibilizados pelo IBGE.

16. Segundo a POF (IBGE, 2004, 2010), "a Unidade de Consumo é a unidade básica de investigação e análise dos orçamentos". Portanto, neste trabalho, o termo "família" será considerado equivalente à unidade de consumo.

Depois de alguns ajustes, em que foram eliminados os domicílios que não apresentavam informação de rendimento – renda zero –, os que não consumiram nenhum dos 25 produtos alimentares selecionados e os que apresentavam mais de uma unidade de consumo – família – ou informação discrepante das variáveis utilizadas – os *outliers* –, a amostra resultante foi de 45.588 famílias.¹⁷

A distinção entre as áreas rurais e áreas urbanas é dada pelo plano amostral da POF. Na POF 2002-2003, adotou-se um plano amostral conglomerado em dois estágios, com estratificação geográfica e estatística das unidades primárias de amostragem que correspondem aos setores da base geográfica do censo demográfico 2000/IBGE. Para a área urbana de cada UF, foram definidos os seguintes estratos geográficos: município da capital, RM sem o município da capital e restante da área urbana. Nas áreas rurais, em função dos altos custos de coleta, a estratificação não foi definida em cada UF; foram definidos cinco estratos rurais, um para cada Grande Região (IBGE, 2004).

3.2 Estratégia empírica

Amostras

A amostra total que engloba as famílias residentes nas UFs foi dividida em duas subamostras: *i*) o total das famílias residentes nas áreas rurais de 26 UFs; e *ii*) o total das famílias residentes nas áreas urbanas de todas as 26 UFs.¹⁸ Por sua vez, as famílias residentes na área urbana/rural de 25 UFs foram agregadas em dez faixas de renda, enquanto que no DF, as famílias foram agregadas em nove faixas de renda nas áreas rurais e urbanas.¹⁹ As observações individualizadas das unidades de consumo (famílias) referentes aos gastos alimentares apresentam inúmeras situações-limite como, por exemplo, famílias investigadas na semana da compra mensal e famílias com poucas aquisições ou mesmo nenhuma – que apresentavam, por exemplo, estoques alimentares de produtos menos perecíveis. Com a agregação das famílias por faixas de renda, tal problema deixa de existir.²⁰ A agregação foi realizada da seguinte forma: as observações originais foram classificadas por renda *per capita* e a distribuição resultante foi dividida

17. Os ajustes em relação às variações consideradas extraordinárias (os *outliers*) foram feitos para os preços de alimentos superiores a R\$ 100,00. Apenas oito observações se situaram neste caso.

18. Como já mencionado na seção 2.2, o estado de Roraima foi excluído de nossa análise pelo fato de diversos produtos alimentares apresentarem uma representatividade muito baixa nessa região.

19. Também já mencionado anteriormente, a faixa de renda mais pobre na área rural do DF não apresentou observações. Portanto, optou-se por excluir da análise esta faixa de renda (faixa 1) para a amostra total e para a área urbana do DF.

20. A hipótese, portanto, da existência de valores *missing* (valores faltantes) de despesa e quantidade na POF é devido ao processo de seleção que é aleatório. Alguns estudos procuram resolver tal problema com a aplicação de modelos censurados e assumem, portanto, que as famílias selecionadas escolhem não consumir os alimentos em questão em virtude dos seus orçamentos correntes e dos preços de mercado. E, quando esse é o caso, tem-se uma solução de canto do problema de maximização da utilidade, que pode ser representado pela estrutura de Kuhn-Tucker ou por um modelo de regressão censurada (Alves, Menezes e Bezerra, 2007). Além deste último estudo, ver Coelho (2006) e Pereda e Alves (2012).

em dez estratos populacionais para 25 UFs e nove estratos populacionais para o DF, com aproximadamente o mesmo número de observações – famílias –, classificadas pela magnitude da renda *per capita*, para a área urbana/rural de cada UF.

A tabela 1 mostra a renda familiar *per capita* mensal no Brasil e nas suas áreas urbanas e rurais. Vale notar a discrepância de renda entre estas últimas. Na média, a renda *per capita* das famílias residentes nas áreas rurais não chega a 60% da renda *per capita* das famílias residentes na área urbana. Quando a análise é feita por renda, nota-se que, com exceção da última faixa de renda, à medida que o nível de renda aumenta as diferenças entre as áreas rurais e as áreas urbanas aumentam. O índice de gini indica que a desigualdade de distribuição de renda é menor na área rural do que na área urbana.

TABELA 1
Brasil: faixas de renda – áreas urbanas e áreas rurais

| Faixas de renda | Brasil | | Áreas urbanas | | Áreas rurais | |
|-----------------|--------------------------------------|---------------|--------------------------------------|---------------|--------------------------------------|--------------|
| | Renda <i>per capita</i> mensal (R\$) | Famílias | Renda <i>per capita</i> mensal (R\$) | Famílias | Renda <i>per capita</i> mensal (R\$) | Famílias |
| 1 | 45,78 (14,874) | 4.510 | 52,02 (17,342) | 3.514 | 34,58 (10,212) | 996 |
| 2 | 86,92 (10,634) | 4.509 | 98,71 (11,890) | 3.514 | 61,91 (6,909) | 996 |
| 3 | 125,24 (11,853) | 4.510 | 140,33 (12,379) | 3.513 | 86,77 (75,270) | 995 |
| 4 | 167,05 (12,921) | 4.508 | 187,45 (14,547) | 3.514 | 114,79 (91,363) | 996 |
| 5 | 217,49 (16,196) | 4.509 | 243,70 (18,005) | 3.513 | 148,83 (10,128) | 995 |
| 6 | 279,75 (20,115) | 4.510 | 313,05 (23,165) | 3.514 | 189,64 (13,952) | 996 |
| 7 | 365,47 (30,717) | 4.509 | 411,56 (34,873) | 3.514 | 242,22 (16,781) | 996 |
| 8 | 504,22 (51,890) | 4.509 | 568,28 (57,964) | 3.513 | 314,01 (26,303) | 995 |
| 9 | 780,92 (121,922) | 4.509 | 875,16 (135,156) | 3.514 | 452,86 (58,794) | 996 |
| 10 | 2.448,64 (2392,180) | 4.509 | 2.647,67 (2520,108) | 3.513 | 1.551,28 (1781,242) | 995 |
| Total | 502,13 (1.019,394) | 45.092 | 553,85 (10.861,654) | 35.136 | 319,61 (707,321) | 9.956 |
| Índice de Gini | 0,599 | | 0,592 | | 0,585 | |

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Obs.: Desvio padrão entre parênteses.

A tabela 2 apresenta a participação do gasto de cada um dos 25 alimentos em relação ao gasto total com a cesta de produtos para as áreas urbanas e para as áreas rurais no Brasil. Nota-se que produtos como arroz, frango, açúcar e pão são

os de maior representação nas despesas com alimentos para as famílias brasileiras. Embora estatisticamente muito próximas, nota-se que a parcela gasta com arroz e açúcar nas áreas rurais é superior do que nas áreas urbanas. No que diz respeito ao pão, no entanto, as famílias residentes no Brasil urbano consomem muito mais este produto do que as famílias residentes em áreas rurais; a parcela gasta pelas famílias residentes em áreas urbanas com o pão chega a quase 10% sobre a despesa com a cesta de alimentos, enquanto que as famílias rurais gastam com este produto apenas 3,6% da despesa total com a cesta analisada.

TABELA 2
Brasil: cesta de produtos alimentares (*shares*) – áreas urbanas e áreas rurais

| Produto | | Brasil | Áreas urbanas | Áreas rurais |
|---------|---------------------|------------------|------------------|------------------|
| Cód. | Descrição | | | |
| 1 | Arroz | 0,106 (0,054) | 0,101 (0,049) | 0,121 (0,081) |
| 2 | Feijão | 0,061 (0,028) | 0,053 (0,022) | 0,078 (0,048) |
| 3 | Macarrão | 0,027 (0,011) | 0,028 (0,011) | 0,026 (0,021) |
| 4 | Farinha de trigo | 0,018 (0,023) | 0,015 (0,019) | 0,025 (0,031) |
| 5 | Farinha de mandioca | 0,023 (0,027) | 0,019 (0,022) | 0,039 (0,048) |
| 6 | Batata | 0,010 (0,007) | 0,010 (0,006) | 0,010 (0,017) |
| 7 | Açúcar | 0,083 (0,025) | 0,080 (0,022) | 0,085 (0,010) |
| 8 | Tomate | 0,011 (0,005) | 0,011 (0,005) | 0,008 (0,006) |
| 9 | Banana | 0,016 (0,008) | 0,016 (0,006) | 0,014 (0,015) |
| 10 | Laranja | 0,008 (0,006) | 0,008 (0,005) | 0,007 (0,011) |
| 11 | Carne de primeira | 0,075 (0,044) | 0,085 (0,046) | 0,052 (0,052) |
| 12 | Carne de segunda | 0,068 (0,033) | 0,068 (0,030) | 0,072 (0,074) |
| 13 | Carne suína | 0,016 (0,023) | 0,012 (0,010) | 0,029 (0,047) |
| 14 | Pescados | 0,039 (0,043) | 0,034 (0,030) | 0,060 (0,095) |
| 15 | Frango | 0,097 (0,028) | 0,098 (0,030) | 0,093 (0,052) |
| 16 | Leite pasteurizado | 0,071 (0,039) | 0,069 (0,037) | 0,071 (0,055) |

(Continua)

(Continuação)

| Produto | | Brasil | Áreas urbanas | Áreas rurais |
|---------|-------------------|------------------|------------------|------------------|
| Cód. | Descrição | | | |
| 17 | Leite em pó | 0,031 (0,024) | 0,034 (0,027) | 0,019 (0,019) |
| 18 | Queijo | 0,022 (0,024) | 0,025 (0,026) | 0,018 (0,027) |
| 19 | Manteiga | 0,005 (0,005) | 0,006 (0,006) | 0,004 (0,006) |
| 20 | Margarina vegetal | 0,015 (0,007) | 0,017 (0,008) | 0,010 (0,010) |
| 21 | Pão | 0,083 (0,035) | 0,098 (0,032) | 0,036 (0,041) |
| 22 | Biscoito doce | 0,020 (0,008) | 0,021 (0,008) | 0,017 (0,015) |
| 23 | Biscoito salgado | 0,022 (0,010) | 0,022 (0,010) | 0,021 (0,019) |
| 24 | Óleo de soja | 0,048 (0,028) | 0,044 (0,023) | 0,056 (0,043) |
| 25 | Café | 0,025 (0,010) | 0,024 (0,009) | 0,030 (0,018) |

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Obs.: Desvio padrão entre parênteses.

Outra variável que é uma boa *proxy* para análise do consumo físico dos alimentos em quilograma *per capita* é a quantidade adquirida de cada alimento.²¹ A tabela 3 apresenta a aquisição alimentar anual de alguns produtos alimentares em várias situações geográficas. Com relação à farinha de mandioca, verifica-se que a sua aquisição média nas áreas rurais do Brasil é mais de três vezes maior do que nas áreas urbanas.²² Um aspecto interessante é que se nota um consumo deste produto muito superior nas áreas rurais do Norte (29,7 kg) e Nordeste (30,3 kg) em relação às mesmas áreas das outras regiões. Com a farinha de trigo, a aquisição alimentar *per capita* é também maior nas áreas rurais, sendo que para o Norte e Nordeste as diferenças entre as áreas rurais e urbanas são bem menos significativas do que as diferenças entre essas áreas para a farinha de mandioca. Por sua vez, o arroz e o feijão, além de apresentarem quantidades adquiridas bastante significativas, também têm um padrão semelhante ao das farinhas de mandioca e de trigo: as famílias residentes nas áreas rurais de quaisquer dimensões geográficas adquirem uma quantidade significativa destes produtos

21. As quantidades de produtos adquiridos na forma líquida foram transformadas em quilogramas, considerando-se volume igual a peso.

22. Hoffman (2007) apresenta comparações semelhantes com relação a este produto e reporta valores muito próximos dos encontrados neste trabalho. O autor mostra que na comparação entre a região Nordeste e o estado de São Paulo, essas diferenças são ainda mais significativas: enquanto no Nordeste, a sua aquisição anual *per capita* supera os 15 kg, no estado de São Paulo, o consumo de mandioca não atinge 1 kg.

em relação às famílias residentes nas áreas urbanas. O pão apresenta outra diferença significativa entre o Brasil urbano (13,7 kg) e o Brasil rural (5,5 kg). Vale ressaltar que, em todas as regiões, a quantidade adquirida de pão é muito superior nas áreas urbanas do que nas áreas rurais, sendo que a maior diferença encontra-se na região Centro-Oeste: o Centro-Oeste urbano compra quase cinco vezes mais pão do que o Centro-Oeste rural. Assim como o pão, a carne de primeira é adquirida mais nas áreas urbanas de todas as regiões, com exceção do Sul, onde o consumo deste produto é praticamente o mesmo nas áreas urbanas e rurais. Com relação à carne de segunda, as disparidades entre áreas rurais e áreas urbanas variam entre as regiões. Com exceção do Centro-Oeste e do Sudeste, a quantidade adquirida de carne de segunda é mais representativa nas áreas rurais do que nas áreas urbanas das outras regiões. O frango, por sua vez, tem maior representatividade nas áreas rurais do Sul, Sudeste e Centro-Oeste em relação às áreas urbanas dessas regiões.

TABELA 3
Brasil: aquisição alimentar anual *per capita*
 (Em kg)

| | Farinha de mandioca | Farinha de trigo | Pão | Arroz | Feijão | Carne de primeira | Carne de segunda | Frango |
|---------------------|---------------------|------------------|--------|--------|--------|-------------------|------------------|--------|
| Brasil urbano | 7,426 | 4,288 | 13,669 | 35,288 | 12,533 | 7,810 | 8,730 | 16,117 |
| Brasil rural | 23,988 | 9,125 | 5,446 | 55,441 | 27,501 | 5,973 | 9,784 | 16,652 |
| Norte urbano | 10,702 | 1,437 | 14,691 | 35,021 | 15,400 | 6,619 | 7,315 | 15,834 |
| Norte rural | 29,691 | 2,730 | 5,393 | 49,650 | 31,591 | 5,351 | 9,597 | 12,317 |
| Nordeste urbano | 10,843 | 1,355 | 15,164 | 33,854 | 15,624 | 6,428 | 7,041 | 15,977 |
| Nordeste rural | 30,290 | 2,745 | 5,537 | 46,568 | 31,847 | 5,002 | 9,518 | 11,909 |
| Centro-Oeste urbano | 1,454 | 5,179 | 10,222 | 50,430 | 11,486 | 9,469 | 11,324 | 12,622 |
| Centro-Oeste rural | 2,884 | 10,633 | 2,163 | 90,945 | 18,687 | 8,762 | 10,257 | 20,017 |
| Sudeste urbano | 2,309 | 3,480 | 14,561 | 33,389 | 11,439 | 6,712 | 6,680 | 16,495 |
| Sudeste rural | 3,291 | 10,206 | 8,450 | 67,825 | 39,325 | 4,654 | 5,445 | 17,250 |
| Sul urbano | 0,965 | 15,075 | 11,338 | 25,324 | 8,748 | 7,823 | 10,577 | 16,711 |
| Sul rural | 2,390 | 41,971 | 6,262 | 39,090 | 19,977 | 7,726 | 14,445 | 25,763 |

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE e Hoffman (2007).
 Elaboração das autoras.

Índice de preços

A POF não realiza um levantamento de preços por regiões ou por área – urbana ou rural –, mas registra as quantidades adquiridas na semana de referência. De posse da informação das despesas gastas por cada família com cada um dos 25 produtos alimentares, torna-se possível o cálculo dos preços implícitos, isto é, preços obtidos pela divisão entre a despesa e a quantidade adquirida de

cada produto.²³ As observações individualizadas das unidades de consumo – famílias – referentes aos preços dos produtos alimentares apresentam um número bastante significativo de *missing values* – valores faltantes. Tal fato ocorre em virtude das diferentes frequências de aquisição dos produtos. No que tange às despesas com alimentação, a POF tem como referência um período de sete dias, que são contados no decorrer da entrevista. Como a operação de coleta tem duração de doze meses, os períodos de referência das informações de despesas – e rendimentos – não correspondem às mesmas datas para cada domicílio selecionado. Como mencionado anteriormente, com a agregação das famílias por dez faixas de renda nas áreas urbanas e rurais de cada UF, tal problema deixa de existir. Os *missing values* dos preços dos produtos na amostra foram imputados pela média do preço implícito médio de cada estrato faixa de renda – área (rural ou urbana) – UF do produto. Assim, para a estimação dos sistemas de demanda para as áreas rurais e urbanas do Brasil, foram utilizados dez vetores de preços diferentes em cada estrato – área (rural ou urbana) – UF.

Uma limitação da escolha de se utilizar preços diferentes entre as faixas de renda de uma mesma UF é o fato de que valores unitários não são o mesmo que preços e são afetados pela escolha da qualidade do bem adquirido (Deaton, 1977). Coelho (2006) faz uma boa exposição sobre tal problema. O preço de um kg de arroz pode ser diferente entre consumidores por refletir a qualidade do produto comprado. Como o atributo qualidade é certamente parte da escolha do consumidor, o valor unitário não seria exógeno, mas endógeno e, assim, deveria ser explicado também pelo modelo. Diversos autores apontam as falhas na especificação e na estimação de sistemas de demanda ao não se modelar o valor unitário, controlando pela qualidade do produto, especialmente quando a base de dados é em *cross-section* (Polinsky, 1977; Cox e Wohlgemant, 1986). Como bem afirma Coelho (2006), no entanto, estudos com alto grau de desagregação são menos suscetíveis a este problema. Além disso, segundo Cox e Wohlgemant (1986), as diferenças na estimação dos parâmetros resultantes da falha em se corrigir os preços de dados de corte seccional para o efeito qualidade são pequenos para bens homogêneos (Coelho, 2006; Deaton, 1977). Logo, neste trabalho, como são analisados 25 produtos alimentares com um nível bastante alto de desagregação, a variável preço é dada pelo valor unitário, calculado pela divisão da despesa total com o produto pela quantidade adquirida deste e tem-se preços diferentes entre as diferentes faixas de renda representativas de cada UF (tabela 4).²⁴

23. Preços implícitos são usualmente chamados de valores unitários (*unit values*) na literatura sobre comparação de preços ou de índices de custo de vida entre áreas geográficas (Aten e Menezes, 2002). Importante ressaltar que os preços implícitos foram calculados antes da agregação das famílias em dez faixas de renda.

24. Essa estratégia é muito semelhante à adotada no estudo de Coelho (2006).

TABELA 4
Brasil: preços¹ de produtos alimentares (média) – áreas urbanas e áreas rurais

| Cód. | Produto | Brasil | Áreas urbanas | Áreas rurais |
|------|---------------------|------------------|------------------|------------------|
| | Descrição | | | |
| 1 | Arroz | 1,589 (0,202) | 1,602 (0,211) | 1,533 (0,211) |
| 2 | Feijão | 2,271 (0,246) | 2,299 (0,238) | 2,214 (0,389) |
| 3 | Macarrão | 3,778 (0,765) | 3,880 (0,888) | 3,521 (2,232) |
| 4 | Farinha de trigo | 1,952 (0,250) | 1,960 (0,271) | 1,945 (0,373) |
| 5 | Farinha de mandioca | 1,352 (0,305) | 1,384 (0,331) | 1,241 (0,389) |
| 6 | Batata | 1,284 (0,261) | 1,282 (0,276) | 1,307 (0,321) |
| 7 | Açúcar | 3,281 (1,608) | 3,469 (1,714) | 2,427 (1,527) |
| 8 | Tomate | 1,137 (0,315) | 1,139 (0,314) | 1,132 (0,361) |
| 9 | Banana | 1,292 (0,614) | 1,306 (0,603) | 1,212 (0,508) |
| 10 | Laranja | 1,124 (0,444) | 1,127 (0,451) | 1,155 (0,459) |
| 11 | Carne de primeira | 5,981 (0,840) | 6,040 (0,860) | 5,784 (1,297) |
| 12 | Carne de segunda | 4,151 (0,479) | 4,172 (0,490) | 4,089 (0,711) |
| 13 | Carne suína | 4,484 (1,164) | 4,725 (1,309) | 3,993 (1,388) |
| 14 | Pescados | 4,270 (1,452) | 4,577 (1,529) | 3,386 (1,172) |
| 15 | Frango | 3,339 (0,390) | 3,342 (0,419) | 3,335 (0,635) |
| 16 | Leite pasteurizado | 1,008 (0,230) | 1,060 (0,197) | 0,780 (0,339) |
| 17 | Leite em pó | 9,883 (1,589) | 9,845 (1,654) | 9,881 (2,323) |
| 18 | Queijo | 8,417 (2,206) | 8,792 (2,134) | 6,721 (2,825) |
| 19 | Manteiga | 7,038 (2,733) | 7,211 (2,882) | 6,690 (2,688) |
| 20 | Margarina vegetal | 5,066 (0,813) | 5,077 (0,820) | 5,147 (1,692) |
| 21 | Pão | 3,660 (0,528) | 3,673 (0,537) | 3,689 (0,100) |
| 22 | Biscoito doce | 5,672 (1,097) | 5,752 (1,092) | 5,213 (2,249) |
| 23 | Biscoito salgado | 5,672 (1,402) | 5,756 (1,423) | 5,301 (2,304) |
| 24 | Óleo de soja | 2,973 (0,221) | 2,954 (0,238) | 3,030 (0,333) |
| 25 | Café | 5,775 (0,680) | 5,714 (0,630) | 6,035 (1,974) |

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Nota: ¹ Preços de janeiro de 2003.

Obs.: Desvio padrão entre parênteses.

O índice de preços utilizado na estimação foi o índice de preços de Stone, tornando-se possível a obtenção de um sistema linear de demandas. O índice de preços de Stone é dado por:

$$\ln P = \sum_k w_k \ln (p_k) \quad (12)$$

em que w_k é o ponderador dado pela despesa relativa de cada produto alimentar.

Moschini (1995) mostra que o índice de preço de Stone não é invariante a mudanças nas unidades de medida de preço, ou seja, alterar a unidade de medida de um preço, o índice sofre alteração, embora os pesos continuem inalterados. Moschini (1995) sugere a utilização do índice de Paasche, comumente utilizado na literatura de índices de preços. Como em base de dados em *cross-section*, o índice de preços de Paasche é equivalente ao índice de preços de Stone, este trabalho utiliza o índice de preços de Stone (Pereda, 2008).

Variáveis explicativas

As variáveis explicativas utilizadas na estimação estão descritas no quadro 1. Além das variáveis demográficas, tais como gênero e idade do chefe de família, número de crianças no domicílio, foram incluídas na estimação variáveis *dummies* regionais para controlar, em grande parte, o efeito das diferenças socioeconômicas nas aquisições dos alimentos no Brasil.

Como bem aponta Coelho (2006), uma questão importante em estudos de demanda é a escolha entre a variável renda ou despesa total para ser incluída nas equações a serem estimadas. Como o sistema de demanda é derivado de uma estrutura de preferências bastante flexível e, com isso, deve atender às três restrições apresentadas na seção 2, é natural que a escolha seja da variável despesa total, já que esta atende à propriedade da aditividade.²⁵ Além disso, como este trabalho trata apenas de gêneros alimentícios, caso em que a aquisição é contínua (diferente do caso de bens duráveis), o problema de a despesa não ser uma boa *proxy* para o consumo deixa de existir.

QUADRO 1
Variáveis explicativas utilizadas na estimação

| Variáveis | Descrição das variáveis |
|-------------------------|---|
| Variáveis explicativas: | |
| $\ln p_i$ | Logaritmo dos preços de cada um dos 24 produtos alimentares - café ($i = 25$) é usado como numerário. |
| $\ln gto$ | Logaritmo do gasto total com a cesta de 25 produtos alimentares. |
| Sexo | <i>Dummy</i> que capta se o chefe de família é homem: 1 = homem, 0 = caso contrário. |

(Continua)

25. Coelho e Aguiar (2007) também apontam outras vantagens em se usar despesa total para estimação de sistemas de demanda. Entre elas, os autores citam o argumento de Prais e Houthakker (1971) sobre a maior estabilidade dessa variável em relação aos componentes transitórios que a variável renda pode vir a sofrer. Para o caso brasileiro, Medeiros (1978, *apud* Coelho e Aguiar [2007]) argumenta que a variável renda da POF está mais sujeita a erros de medida e sugere o uso da variável despesa total (Coelho e Aguiar, 2007, p. 497-498).

(Continuação)

| Variáveis | Descrição das variáveis |
|------------------------|--|
| Idade | Idade do chefe de família |
| Raça | <i>Dummy</i> que capta a raça do chefe de família: 1 = branco, 0 = caso contrário. |
| Cônjuge | <i>Dummy</i> que capta o estado civil do chefe de família: 1 = casado, 0 = caso contrário. |
| Composição familiar: | |
| Filho5 | Número de membros da família com idade abaixo de 5 anos. |
| Filho14 | Número de membros da família com idade entre 5 e 14 anos. |
| Filho18 | Número de membros da família com idade entre 5 e 14 anos. |
| Filho18+ | Número de membros da família com idade acima de 18 anos. |
| <i>Dummy</i> regional: | NO = região Norte. NE = região Nordeste (será o <i>default</i>). Sul = região Sul. SE = região Sudeste. CO = região Centro-Oeste. |
| fd i | <i>Dummy</i> correspondente à faixa de renda familiar <i>per capita</i> (fd 1 corresponde ao <i>default</i>). |

Elaboração das autoras.

4 RESULTADOS

4.1 Estimação e elasticidades

As elasticidades-despesa e elasticidades-preço foram calculadas com base nos coeficientes estimados dos produtos alimentares referentes aos sistemas de demanda para as áreas urbanas e rurais do Brasil.²⁶ Importante ressaltar que as restrições de homogeneidade e aditividade são impostas no modelo. A validade da restrição da simetria de matriz de Slutsky foi testada para as três amostras – Brasil; Brasil-urbano e Brasil-rural. Como na maior parte dos estudos empíricos que testam a simetria em sistemas de demanda, tal hipótese é fortemente rejeitada pelos dados – tabela A.4 do apêndice A deste artigo.²⁷

As tabelas 5, 6 e 7 apresentam, respectivamente, as elasticidades-despesa e elasticidades-preço – não compensadas e compensadas – dos 25 produtos alimentares referentes ao Brasil urbano e ao Brasil rural.

Quanto às elasticidades-despesa, o que chama a atenção é a inexistência de bens inferiores tanto nas áreas urbanas quanto nas áreas rurais: todas as elasticidades são maiores do que zero e muito próximas de um. Para o Brasil como um todo, os resultados aqui apresentados são muito semelhantes aos obtidos em Coelho *et al.* (2010):

26. As tabelas A.1, A.2 e A.3 no apêndice A deste artigo apresentam os coeficientes estimados para cada uma das 24 equações de participação dos sistemas de demanda para o Brasil, as áreas urbanas e para as áreas rurais, respectivamente. A equação do produto “café” (código 25) foi excluída, para evitar problemas de singularidade, mas seus coeficientes foram recuperados posteriormente para o uso da propriedade de homogeneidade.

27. Browning e Chiappori (1998) argumentam que a rejeição da hipótese de simetria na maior parte dos estudos de demanda se deve ao fato de que os mesmos não levam em conta o processo decisório intrafamiliar e a família é tratada como um único consumidor (modelo unitário).

as estimativas das elasticidades-despesa são consistentemente maiores que os valores de outros estudos sobre demanda de alimentos no Brasil. Em Silveira *et al.* (2007), por exemplo, a farinha de mandioca é considerada bem inferior. Uma explicação plausível para essas diferenças nas estimativas das elasticidades, pelo menos para os alimentos mais nobres – como queijo, carne de primeira etc. – é que Silveira *et al.* (2007), entre outros estudos, se basearam na POF 1995-1996, que não incluiu as áreas rurais na sua pesquisa. Como bem afirma Coelho (2006), a zona rural concentra grande parte da pobreza do país, em especial a do Nordeste, e as famílias de estratos de renda mais pobres e da zona rural tendem a apresentar elasticidades mais altas para os alimentos nobres em comparação com as famílias residentes em áreas urbanas. Tal fato pode refletir nas maiores elasticidades obtidas neste estudo.

A farinha de mandioca, o queijo, o biscoito doce e a carne de primeira estão entre os alimentos com maior elasticidade-despesa – primeira coluna da tabela 5. Com exceção da farinha de mandioca, tais alimentos são produtos “nobres” cujo consumo cresce com o nível da renda. A carne de segunda (0,87) e a farinha de trigo (0,69) estão entre os alimentos menos elásticos em relação à despesa no Brasil. Estes alimentos são itens mais baratos e de consumo generalizado, de modo que se esperam baixas elasticidades-renda, ou seja, uma mudança na renda do consumidor não deve gerar efeitos significativos nas demandas desses alimentos. Vale uma observação sobre a farinha de trigo: a elasticidade-despesa desse produto para a amostra total é estatisticamente menor do que a elasticidade-despesa para as áreas urbanas e para as áreas rurais. Tal fato pode ocorrer devido aos diferentes padrões regionais de despesa com esse produto – ver tabelas 2 e 3 – e da diferença na estrutura de ponderação adotada nas três amostras – Brasil; Brasil urbano e Brasil rural.

No que diz respeito às diferenças das elasticidades-despesa entre as áreas urbanas e rurais, o arroz, o feijão, produtos básicos na dieta da população, também apresentam elasticidades-despesa altas em ambas as áreas, sendo que, nas áreas rurais, tais elasticidades são maiores em relação às áreas urbanas. Por sua vez, o macarrão, a batata, o leite em pó, a margarina vegetal, o biscoito doce, o queijo, a manteiga e o pão apresentam elasticidades-despesa maiores nas áreas urbanas em relação às áreas rurais, sendo que a diferença é bastante significativa para os três últimos produtos. As farinhas de trigo e de mandioca, o tomate, a laranja e a banana, o biscoito salgado, o café, além de todos os tipos de carnes, pescados e o frango apresentam elasticidades estatisticamente iguais entre as áreas rurais e urbanas (tabela 5).

Um resultado interessante na estimação para as áreas rurais diz respeito à elasticidade-despesa do leite pasteurizado e do leite em pó – produto mais caro. Neste caso, a elasticidade-despesa do primeiro é maior do que a elasticidade do segundo, mesmo resultado encontrado em Coelho *et al.* (2010). Arroz e feijão são os itens com maiores elasticidades, enquanto que pão, manteiga e queijo são os de menores elasticidades nessas áreas – rurais. Com relação aos dois últimos alimentos,

é interessante notar que as famílias rurais brasileiras são predominantemente criadoras de gado leiteiro, seja ele bovino, no Sul e Sudeste ou caprino, no Nordeste e, por conseguinte, produtoras de queijo e leite (Wilkinson, 2010). É possível que a baixa elasticidade despesa dos produtos derivados do leite esteja associada a este viés produtivo regional. De fato estes produtos – manteiga e leite – foram dos únicos produtos com elasticidade renda bem inferiores à unidade.

TABELA 5
Elasticidade-despesa

| Produto | | Brasil | Áreas urbanas | Áreas rurais |
|---------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Cod. | Descrição | | | |
| 1 | Arroz | 1,040*** (0,025) | 1,040*** (0,024) | 1,155*** (0,033) |
| 2 | Feijão | 1,030*** (0,025) | 1,023*** (0,021) | 1,159*** (0,034) |
| 3 | Macarrão | 0,923*** (0,027) | 0,984*** (0,025) | 0,842*** (0,049) |
| 4 | Farinha de trigo | 0,692*** (0,057) | 0,870*** (0,056) | 0,979*** (0,055) |
| 5 | Farinha de mandioca | 1,151*** (0,058) | 1,075*** (0,059) | 1,078*** (0,061) |
| 6 | Batata | 0,919*** (0,045) | 1,010*** (0,032) | 0,844*** (0,107) |
| 7 | Açúcar | 1,014*** (0,021) | 1,022*** (0,018) | 1,097*** (0,033) |
| 8 | Tomate | 1,018*** (0,038) | 0,961*** (0,035) | 0,978*** (0,051) |
| 9 | Banana | 0,942*** (0,040) | 0,987*** (0,027) | 0,919*** (0,064) |
| 10 | Laranja | 0,924*** (0,051) | 0,913*** (0,038) | 0,848*** (0,094) |
| 11 | Carne de primeira | 1,070*** (0,030) | 1,016*** (0,026) | 0,987*** (0,065) |
| 12 | Carne de segunda | 0,865*** (0,033) | 0,871*** (0,029) | 0,781*** (0,062) |
| 13 | Carne suína | 1,028*** (0,115) | 1,021*** (0,059) | 0,866*** (0,099) |
| 14 | Pescados | 0,948*** (0,052) | 1,044*** (0,049) | 1,124*** (0,066) |
| 15 | Frango | 0,972*** (0,019) | 0,979*** (0,018) | 0,929*** (0,034) |
| 16 | Leite pasteurizado | 0,997*** (0,026) | 1,002*** (0,023) | 1,147*** (0,041) |
| 17 | Leite em pó | 0,955*** (0,041) | 0,956*** (0,041) | 0,832*** (0,057) |
| 18 | Queijo | 1,097*** (0,048) | 1,036*** (0,058) | 0,613*** (0,085) |
| 19 | Manteiga | 0,927*** (0,070) | 0,936*** (0,069) | 0,427*** (0,089) |
| 20 | Margarina vegetal | 0,965*** (0,030) | 1,013*** (0,032) | 0,870*** (0,063) |
| 21 | Pão | 1,035*** (0,024) | 1,014*** (0,020) | 0,679*** (0,067) |

(Continua)

(Continuação)

| Produto | | Brasil | Áreas urbanas | Áreas rurais |
|---------|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Cod. | Descrição | | | |
| 22 | Biscoito doce | 1,088*** (0,026) | 1,124*** (0,027) | 0,827*** (0,056) |
| 23 | Biscoito salgado | 0,944*** (0,030) | 0,926*** (0,029) | 0,866*** (0,048) |
| 24 | Óleo de soja | 1,050*** (0,038) | 0,998*** (0,030) | 1,116*** (0,058) |
| 25 | Café | 1,058*** (0,028) | 1,046*** (0,024) | 1,036*** (0,040) |

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Nota: *** Nível de significância a 1%.

Obs.: O desvio padrão foi calculado pelo método Delta (Greene, 2003).

As tabelas 6 e 7 mostram a comparação entre as elasticidades-preço marshallianas – não compensadas – e compensadas. Os resultados indicam que as elasticidades apresentam valores negativos para todos os alimentos. Com poucas exceções, as elasticidades – compensadas e não compensadas – são extremamente altas. No que diz respeito ao Brasil, por exemplo, o arroz está entre os produtos mais elásticos ao preço; tanto a elasticidade-preço não compensada quanto à compensada supera 1,5 – estatisticamente. Produtos como o macarrão, a carne suína, o frango, o leite pasteurizado e em pó, o pão e o biscoito salgado também apresentam elasticidades extremamente altas em relação ao preço – acima de um, estatisticamente. Por sua vez, os produtos mais inelásticos são a manteiga, a carne de primeira e a farinha de mandioca. Ainda assim, os dois últimos produtos apresentam elasticidades bem próximas de um (tabelas 6 e 7).

De forma semelhante às elasticidades-despesa, pode se verificar que não há disparidades significativas entre as áreas urbanas e rurais no que diz respeito às elasticidades-preço. O feijão, a farinha de mandioca e a banana apresentam elasticidades-preço maiores nas áreas rurais em comparação com as áreas urbanas. O frango, o leite pasteurizado e o café, por sua vez, são produtos com maiores elasticidades nas áreas urbanas do que nas rurais. O restante dos produtos apresenta elasticidades-preço estatisticamente iguais nas áreas urbanas e rurais (tabelas 6 e 7).²⁸

No que tange unicamente às elasticidades compensadas, que refletem o efeito preço, descontado do efeito renda, os seus valores extremamente altos mostram-se um resultado esperado na medida em que a maior parte dos produtos alimentares componentes da cesta alimentar possui um grande número de substitutos e consistem do grupo de despesas em que as famílias brasileiras despendem uma proporção maior de seus orçamentos com relação à alimentação (IBGE, 2004). Para o brasileiro médio, os produtos mais elásticos são: o arroz

28. A carne de segunda não apresentou elasticidades-preço estatisticamente significativas nas áreas urbanas e rurais e a carne suína não apresentou elasticidades-preço estatisticamente significativas nas áreas rurais.

(-1,83), a carne suína (-1,75) e o leite pasteurizado (-1,5). Novamente, e com exceção da carne suína, estas elasticidades são muito semelhantes às obtidas em Coelho *et al.* (2010).²⁹ Tanto na área urbana como na rural, o arroz também apresenta uma alta elasticidade-preço (respectivamente, -1,63 e -1,96). Na zona urbana, produtos como o pão (-1,72) e o café (-1,61) apresentam elasticidades em módulo superiores a 1,5. Elasticidade de tamanha magnitude, na zona rural, só é observada no queijo (-1,5), além do arroz já citado.

Esses resultados podem refletir tanto as diferenças entre os hábitos de consumo urbano \times consumo rural bem como a maior dificuldade de acesso a algumas mercadorias no caso das áreas rurais. A grande variedade de produtos e marcas nas áreas urbanas e a elevação da oferta de alimentos que demandam menos tempo no seu preparo – alimentos poupadores de tempo – propiciam que seus residentes tenham maiores opções de escolha (Ruel; Haddad; Garrett, 1999 *apud* Schindwein; Kassouf, 2007; Schindwein; Kassouf, 2007; Senauer; Sahn; Alderman, 1986), o que pode elevar a elasticidade-preço da demanda dos alimentos. Como já comentado, as áreas rurais brasileiras caracterizam-se pela predominância de gado leiteiro e pela produção de derivados, o que pode justificar as elasticidades-preço do queijo e da manteiga acima da média nacional e do setor urbano.

O único produto alimentício com elasticidade-preço médio inferior, em módulo, a 0,6 é a manteiga (-0,42). Na área urbana, o feijão (-0,55) e o tomate (-0,47) também apresentam baixas elasticidades-preço compensadas. Enquanto que na zona rural, o produto de menor elasticidade é o frango (-0,36). Novamente, estes valores podem refletir bem os hábitos alimentares da família brasileira. O feijão, por exemplo, é um item importante que compõe a alimentação dos brasileiros (IBGE, 2004 e tabela 3), o que pode explicar uma elasticidade-preço não tão alta deste produto. O fato de a renda média dos moradores da zona urbana ser maior do que a da rural contribui mais ainda para que as elasticidades-preço desta última serem menores do que as das áreas urbanas. Outro ponto digno de nota diz respeito aos baixos preços médios dos produtos alimentares nas áreas rurais (tabela 4). O frango, por exemplo, é um alimento barato em relação às outras carnes e consiste em uma importante fonte de consumo das famílias residentes nas áreas rurais.³⁰ Uma variação no seu preço relativo, portanto, não deve gerar muitos efeitos em sua demanda.

29. No que diz respeito à comparação internacional, os valores das elasticidades-preço encontradas aqui são bastante superiores aos estudos de outros países. Andreyeva *et al.* (2010), por exemplo, faz uma revisão sistemática de estudos sobre elasticidade-preço da demanda para 16 produtos agregados alimentares e bebidas com base de dados americana e mostram que as elasticidades-preço de alimentos são todas inferiores a unidade (em módulo). A elasticidade-preço de cereais (grupo no qual pertence o arroz), por exemplo, é igual a 0,6 em módulo, com intervalo de confiança de 0,43 a 0,77 (Andreyeva *et al.*, tabela 1, p. 219, 2010).

30. Nota-se, pela tabela 3, que o consumo de frango nas áreas rurais do Centro-Oeste e da região Sul é extremamente significativo.

TABELA 6
Elasticidade-preço não compensada

| Produto | | Brasil | Áreas urbanas | Áreas rurais |
|---------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Cod. | Descrição | | | |
| 1 | Arroz | -1,839*** (0,251) | -1,633*** (0,225) | -1,978*** (0,252) |
| 2 | Feijão | -1,111*** (0,231) | -0,555*** (0,191) | -1,081*** (0,228) |
| 3 | Macarrão | -1,419*** (0,122) | -1,250*** (0,106) | -1,039*** (0,130) |
| 4 | Farinha de trigo | -0,625 (0,412) | -1,030*** (0,349) | -1,256*** (0,268) |
| 5 | Farinha de mandioca | -0,838*** (0,281) | -0,699*** (0,256) | -1,406*** (0,224) |
| 6 | Batata | -1,054*** (0,289) | -0,674*** (0,196) | -0,803* (0,483) |
| 7 | Açúcar | -1,139*** (0,069) | -0,990*** (0,053) | -0,927*** (0,079) |
| 8 | Tomate | -1,137*** (0,272) | -0,473** (0,221) | -0,757*** (0,241) |
| 9 | Banana | -1,307*** (0,134) | -0,975*** (0,089) | -1,477*** (0,246) |
| 10 | Laranja | -1,223*** (0,182) | -1,042*** (0,135) | -0,880*** (0,319) |
| 11 | Carne de primeira | -0,733*** (0,226) | -0,789*** (0,199) | -1,266*** (0,349) |
| 12 | Carne de segunda | -0,212 (0,279) | -0,010 (0,236) | -0,288 (0,368) |
| 13 | Carne suína | -1,759*** (0,416) | -0,710*** (0,188) | -0,367 (0,391) |
| 14 | Pescados | -1,119*** (0,180) | -1,066*** (0,168) | -0,928*** (0,217) |
| 15 | Frango | -1,431*** (0,198) | -0,822*** (0,160) | -0,354* (0,195) |
| 16 | Leite pasteurizado | -1,501*** (0,158) | -1,340*** (0,149) | -0,847*** (0,142) |
| 17 | Leite em pó | -1,369*** (0,187) | -0,960*** (0,162) | -0,685*** (0,247) |
| 18 | Queijo | -1,166*** (0,172) | -1,008*** (0,206) | -1,495*** (0,248) |
| 19 | Manteiga | -0,418** (0,180) | -0,664*** (0,144) | -0,753*** (0,227) |
| 20 | Margarina vegetal | -1,030*** (0,170) | -0,693*** (0,179) | -1,082*** (0,220) |
| 21 | Pão | -1,676*** (0,250) | -1,727*** (0,202) | -1,244*** (0,320) |
| 22 | Biscoito doce | -1,100*** (0,136) | -0,994*** (0,135) | 0,913*** (0,167) |
| 23 | Biscoito salgado | -1,459*** (0,153) | -1,345*** (0,133) | -1,390*** (0,159) |
| 24 | Óleo de soja | -0,981** (0,467) | -0,924*** (0,350) | -0,622 (0,415) |
| 25 | Café | -1,246*** (0,001) | -1,641*** (0,001) | -0,977*** (0,001) |

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Notas: * Nível de significância a 10%.

** Nível de significância a 5%.

*** Nível de significância a 1%.

Obs.: O desvio padrão foi calculado pelo método Delta (Greene, 2003).

TABELA 7
Elasticidade-preço compensada

| Produto | | Brasil | Áreas urbanas | Áreas rurais |
|---------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Cod. | Descrição | | | |
| 1 | Arroz | -1,835*** (0,251) | -1,629*** (0,226) | -1,959*** (0,252) |
| 2 | Feijão | -1,111*** (0,231) | -0,554*** (0,191) | -1,069*** (0,228) |
| 3 | Macarrão | -1,421*** (0,122) | -1,250*** (0,106) | -1,043*** (0,130) |
| 4 | Farinha de trigo | -0,631 (0,412) | -1,032*** (0,349) | -1,257*** (0,268) |
| 5 | Farinha de mandioca | -0,834*** (0,281) | -0,698*** (0,256) | -1,403*** (0,225) |
| 6 | Batata | -1,055*** (0,289) | -0,674*** (0,196) | -0,804* (0,483) |
| 7 | Açúcar | -1,138*** (0,069) | -0,988*** (0,054) | -0,918*** (0,079) |
| 8 | Tomate | -1,114*** (0,272) | -0,474** (0,221) | -0,757*** (0,241) |
| 9 | Banana | -1,308*** (0,134) | -0,975*** (0,089) | -1,478*** (0,246) |
| 10 | Laranja | -1,224*** (0,182) | -1,043*** (0,135) | -0,881*** (0,319) |
| 11 | Carne de primeira | -0,728*** (0,226) | -0,788*** (0,199) | -1,267*** (0,349) |
| 12 | Carne de segunda | -0,221 (0,279) | -0,001 (0,236) | -0,304 (0,368) |
| 13 | Carne suína | -1,758*** (0,416) | -0,710*** (0,188) | -0,384 (0,400) |
| 14 | Pescados | -1,121*** (0,180) | -1,065*** (0,167) | -0,920*** (0,217) |
| 15 | Frango | -1,433*** (0,198) | -0,824*** (0,160) | -0,361* (0,195) |
| 16 | Leite pasteurizado | -1,501*** (0,159) | -1,340*** (0,149) | -0,836*** (0,143) |
| 17 | Leite em pó | -1,370*** (0,187) | -0,962*** (0,162) | -0,688*** (0,247) |
| 18 | Queijo | -1,164*** (0,171) | -1,008*** (0,206) | -1,502*** (0,248) |
| 19 | Manteiga | -0,419** (0,180) | -0,664*** (0,144) | -0,755*** (0,227) |
| 20 | Margarina vegetal | -1,031*** (0,170) | -0,693*** (0,179) | -1,083*** (0,220) |
| 21 | Pão | -1,673*** (0,251) | -1,725*** (0,202) | -1,255*** (0,320) |
| 22 | Biscoito doce | -1,098*** (0,136) | -0,992*** (0,135) | -0,916*** (0,167) |
| 23 | Biscoito salgado | -1,459*** (0,153) | -1,346*** (0,133) | -1,393*** (0,159) |
| 24 | Óleo de soja | -0,979** (0,467) | -0,924*** (0,350) | -0,617 (0,415) |
| 25 | Café | -1,219*** (0,456) | -1,616*** (0,082) | -0,947*** (0,023) |

Fonte: Microdados do IBGE/POF 2002-2003.

Elaboração das autoras.

Notas: * Nível de significância a 10%.

** Nível de significância a 5%.

*** Nível de significância a 1%.

Obs.: O desvio padrão foi calculado pelo método Delta (Greene, 2003).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi o de analisar as diferenças no padrão de consumo de determinados produtos alimentares das famílias residentes nas áreas urbanas e rurais do país. Para tanto, foram calculadas as elasticidades-despesa e elasticidades-preço de 25 produtos alimentares que constituem versão reduzida da cesta normativa proposta pela Cepal (1989). A base de dados utilizada foi a POF 2002-2003. Para cada tipo de alimento analisado, tornou-se possível o cálculo dos preços implícitos, isto é, preços obtidos pela divisão entre a despesa e a quantidade adquirida de cada produto. A metodologia econométrica tem como base o modelo LA/AIDS.

As elasticidades-despesa encontradas foram todas positivas, indicando a não existência de bens inferiores tanto nas áreas urbanas quanto nas áreas rurais e as elasticidades-preço foram todas negativas. Em ambas as áreas – rurais e urbanas –, as elasticidades encontradas foram, com poucas exceções, extremamente elevadas. Há duas explicações possíveis para tais resultados. A primeira delas trata das diferenças socioeconômicas entre o Brasil urbano e o Brasil rural. Nas áreas urbanas, a disseminação de restaurantes de comida rápida – *fast foods*, comida a quilo etc. –, assim como o custo de transporte e a distância do local de trabalho das residências (Schlindwein e Kassouf, 2007) são fatores que podem sugerir que a refeição na residência seja uma prática exclusiva de pessoas de maior poder aquisitivo. Quanto ao Brasil rural, as altas elasticidades podem ser explicadas pelo fato de que grande parte da população residente nesta área produz os alimentos que compõem a cesta para autoconsumo. Períodos de chuvas ou estiagem, entre outros fatores de oferta, podem influenciar os preços dos alimentos no mercado e, conseqüentemente, alterar a demanda pelos mesmos.

A segunda explicação pode ser devido ao método utilizado ou às limitações nas informações disponíveis para a análise. Os resultados deste artigo mostram-se muito próximos aos de Coelho *et al.* (2010). Como os próprios autores afirmam, tais resultados são diferentes da maior parte dos estudos anteriores sobre o assunto e, especificamente no caso das elasticidades-preço, os resultados podem refletir a pouca precisão na captação dos preços dos produtos alimentares na medida em que a POF fornece poucas informações sobre os preços efetivamente enfrentados de seus produtos pesquisados.

Ainda assim, os resultados encontrados servem como contribuição para a compreensão dos hábitos de consumo alimentar no Brasil, em particular, em suas áreas urbanas e rurais e mostram-se um instrumento poderoso no auxílio da formulação e aperfeiçoamento de avaliação de políticas públicas direcionadas à tributação sobre o consumo dos alimentos e aos efeitos de programas de transferência de renda às famílias de baixa renda.

ABSTRACT

This study estimates demand elasticities for staple foods in Brazil taking into account the differences in demand behaviour across urban and rural areas. We analyze microdata from 2002/2003 household expenditure survey (POF), conducted by IBGE. The methodology adopted in demand estimation is based on the Linear Almost Ideal Demand System (LA/AIDS). The results will give us a better understanding of the disparities of the consumption patterns across rural and urban areas in Brazil and provide useful tools in the improvement of public policy related issues.

Keywords: demand elasticity; consumer demand system; linear almost ideal demand system.

REFERÊNCIAS

- ALVES, D.; MENEZES, T.; BEZERRA, F. Estimação do sistema de demanda censurada para o Brasil: utilizando dados de pseudopainel. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas.* Brasília: Ipea, 2007. v. 2, c.11, p. 552.
- ANDREYEVA, T.; LONG, M.; BROWNELL, K. The impact of food prices on consumption: a systematic review of research on the price elasticity of demand for food. **American Journal of Public Health**, v. 100, n. 2, Feb. 2010.
- ATEN, B. H.; MENEZES, T. **Poverty price levels:** an application to Brazilian metropolitan areas. *In: CONFERENCE ON THE INTERNATIONAL COMPARISON PROGRAM.* Washington, Mar. 11-15, 2002.
- BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 4, p. 527-539, Nov. 1997.
- BERTASSO, B. F. **O consumo alimentar em regiões metropolitanas brasileiras:** análise da Pesquisa de Orçamentos Familiares/IBGE/1995/1996. 2000. Dissertação (Mestrado). Universidade de São Paulo, São Paulo, 2000.
- BLUNDELL, R. Theory and empirical evidence – a survey. **The Economic Journal**, v. 98, n. 389, p. 16-65, Mar. 1988.
- BLUNDELL, R.; PASHARDES, P.; WEBER, G. What do we learn about consumer demand patterns from micro data? **American Economic Review**, v. 83, n. 3, p. 570-597, 1993.
- BROWNING, M.; CHIAPPORI, P.A. Efficient intra-household allocations: a general characterization and empirical tests. **Econometrica**, v. 66, n. 6, p. 1241-1278, Nov. 1998.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics – methods and applications.** Cambridge University Press, 2005.

CARPENTIER, A.; GYOMARD, H. Unconditional elasticities in two-stage demand systems: an approximate solution. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 1, p. 222-229, 2001.

CEPAL – COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA. **Brasil: canastas básicas de alimentos y determinación de las líneas de indigencia e pobreza**. Santiago: Cepal, LC/L.532, 29 dez. 1989. 43 p.

COELHO, A. B. **A demanda de alimentos no Brasil, 2002/2003**. Tese (Doutorado) Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2006. 233 p.

COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D. O modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (Quaids): uma aplicação para o Brasil. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2. c. 14. p. 552.

COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D.; EALES, J. S. Food demand in Brazil: an application of shonkwiler & yen two-step estimation method. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 1, p. 185-211, jan./mar. 2010.

COX, T. L.; WOHLGENANT, M. K. Prices and quality effects in cross-sectional demand analysis. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 4, 1986.

CYRILLO, D. C.; SAES, M. S. M.; BRAGA, M. B. **Tendência do consumo de alimentos e o Plano Real: uma avaliação para a Grande São Paulo**. Ipea, dez. 1997. (Planejamento e Políticas Públicas, n. 16).

DEATON, A. **The analysis of household surveys – a microeconomic approach to development policy**. Washington: The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank, 1977. 479 p.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. **American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 312-326, 1980.

_____. **Economic and consumer behavior**. 14th ed. Cambridge: University Press, 1996. p. 450.

GORMAN, W. N. Separable utility and aggregation. **Econometrica**, v. 27, n. 3, p. 469-481, 1959.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5th ed. Nova Jersey: Prentice Hall, 2003.

HOFFMAN, R. Elasticidades-renda das despesas e do consumo físico de alimentos no Brasil metropolitano em 1995-96. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo, 2000. v. 47, n. 1.

_____. Elasticidades-renda das despesas e do consumo de alimentos no Brasil em 2002-2003. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2, c. 13. p. 552.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003**: primeiros resultados – Brasil e grandes regiões. Rio de Janeiro, 2004. 276 p.

_____. **Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009**: despesas, rendimentos e condições de vida. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. 222 p.

MEDEIROS, J. A. S. Curvas de Engel e transformação de Box-Cox: uma aplicação aos dispêndios em alimentação e educação na cidade de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 3, p. 795-828, 1978.

MENEZES, T. A.; AZZONI, C. R.; SILVEIRA, F. G. Demand elasticities for food products: a two-stage budgeting system. **Applied economics**, v. 40, n. 19, p. 2557-2572, Oct. 2008.

MENEZES, T. A. *et al.* **Gastos alimentares nas grandes regiões urbanas do Brasil**: aplicação do modelo AID aos microdados da POF 1995/1996 IBGE. Brasília: Ipea, 2002. 21p. (Texto para Discussão, n. 896).

MOSCHINI, G. Units of measurement and the stone index in demand system estimation. Blackwell Publishing, **American Journal of Agricultural Economics**, v. 77, n. 1, p. 63-68, 1995.

MUELLBAUER, J. Aggregation, income distribution and consumer demand. **Review of Economics Studies**, v. 62, p. 525-543, Sept. 1975.

_____. Community preferences and the representative consumer. **Econometrica**, v. 44, n. 55, p. 2557-2572, Sept. 1976.

NEVO, A. **Empirical models of consumer behavior**. 2010. (NBER Working Paper, n. 16511).

PEREDA, P. C.; ALVES, D. C. O. **Demand for nutrients in Brazil**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36. Salvador: ANPEC, 2008.

_____. Qualidade alimentar dos brasileiros: teoria e evidência usando demanda por nutrientes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 42, n. 2, ago. 2012.

POLINSKY, A. M. The demand for housing: a study in specification and grouping. **Econometrica**, v. 45, n. 2, p. 447-462, 1977.

PRAIS, S. J.; HOUTHAKKER, H. S. **The analysis of family budgets**. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 1971.

RUEL, M. T.; HADDAD, L.; GARRETT, J. L. **Some urban facts of live**: implications for research and policy. Washington: International Food Policy Research Institute, Food Consumption and Nutrition Division – FCND, apr. 1999. 21 p. (Discussion Paper, n. 64).

SCHLINDWEIN, M. M.; KASSOUF, A. L. Mudanças no padrão de consumo de alimentos tempo-intensivos e de alimentos poupadores de tempo, por região do Brasil. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2, c. 12. p. 552.

SEGERSON, K.; MOUNT, T. D. A non-homothetic two-stage decision model using AIDS. **Review of Economics and Statistics**, v. 67, n. 4, p. 630-639, 1985.

SENAUER, B.; SAHN, D.; ALDERMAN, H. The effect of the value of time on food consumption patterns in developing countries: evidence from Sri Lanka. **American Journal of Agricultural Economics**, New York, v. 68, n. 4, p. 920-927, Nov. 1986.

SILVEIRA, F. G. *et al.* Elasticidade renda dos produtos alimentares no Brasil e regiões metropolitanas: uma aplicação dos microdados da POF 1995/1996. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 2, p. 329-352, abr./jun. 2007.

SRIVASTAVA, V. K.; GILES, D. E. A. **Seemingly unrelated regression equations models – estimation and inference**. New York: Marcel Dekker, 1987.

VELOSO, L. G. **Estimação de um sistema de demanda para o Brasil**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia e Finanças IBMEC, Rio de Janeiro, 2006.

WILKINSON, J. (Coord.). **Perspectivas do investimento no agronegócio**. Rio de Janeiro: UFRJ, Instituto de Economia, 2008/2009. Relatório integrante da pesquisa “Perspectivas do Investimento no Brasil”, em parceria com o Instituto de Economia da Unicamp, financiada pelo BNDES. 306 p. Disponível em: <<http://www.projetopib.org/?p=documentos>>. Acesso em: 13 jan. 2010.

ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. **Journal of the American Statistical Association**, v. 57, n. 298, p. 348-368, Jun. 1962.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ASANO, S.; FIUZA, S. Estimation of the Brazilian consumer demand system. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 23, p. 255-294, nov. 2003.

AZZONI, C. R.; CARMO, H. E.; MENEZES, T. A. Comparações da paridade do poder de compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 1, abr. 2003.

BERGES, M.; CASELLAS, K. Estimación de um sistema de demanda de alimentos: um análisis aplicado a hogares pobres y no pobres. *In: SILVEIRA, F. G. et al. (Coords.). Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas*. Brasília: Ipea, 2007. v. 2. c. 16. p. 552.

BOPAPE, L.; MYERS, R. **Analysis of household demand for food in South Africa**: model selection, expenditure endogeneity, and the influence of socio-demographic effects. *In*: AFRICAN ECONOMETRICS SOCIETY ANNUAL CONFERENCE. África do Sul, Cidade do Cabo, Jul. 4-6, 2007.

CASTRO, P. F.; MAGALHÃES, L. C. G. **Recebimento e dispêndio das famílias brasileiras**: evidências recentes da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) – 1995-1996. Brasília: Ipea, 1998. 37 p. (Texto para Discussão, n. 614).

DEATON, A. Demand analysis. *In*: GRILICHES, Z.; INTRILIGATOR, M. D. (Eds.). **Handbooks of econometrics**. Los Angeles: Elsevier Science Publishers, 1986. v. 3, c. 30, p. 1768-1839.

DIEWERT, W. E. An application of the Shephard duality theorem: a generalized leontief production function. **The Journal of Political Economy**, v. 79, n. 3, p. 481-507, May/June 1971.

ENGEL, E. Die Lebenskosten Belgischer arbeiter-familien fruher and jetzt. **International Statistical Institute Bulletin**, v. 9, n. 1, p. 1-124, 1895.

HOLT, M. T.; GOODWIN, B. K. **The almost ideal and translog demand systems**. Munich personal repec archive. (MPRA Paper, n. 15092). Disponível em: <<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/15092>>. Acesso em: 7 maio 2009.

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

STIGLER, G.; BECKER, G. S. De gustibus non est disputandum. **The American Economic Review**, v. 67, n. 2, p. 76-90, Mar. 1977.

(Originais submetidos em abril de 2013. Última versão recebida em fevereiro de 2014. Aprovada em setembro de 2014.)

APÊNDICE A

QUADRO A.1

Brasil: estimação de sistemas de demanda de alimentos

| Autores | Base de dados | Modelo de demanda | Universo de análise | Modelo/método econométrico | Resultados |
|---|---|-------------------|--------------------------|--|---|
| Coelho, A. B.; Aguiar, D.; Eales, J. S. (2010) | POF 2002-2003 (17 alimentos) | QUAIDS | Brasil | Estimação de um sistema de demandas em dois estágios, com variáveis dependentes limitadas (modelo censurado: Shonkwiler e Yen [1999])/estimação por máxima verossimilhança, com uma regressão de equações aparentemente não relacionadas (<i>Seemingly Unrelated Equations Regression</i> - SUR). | <ul style="list-style-type: none"> · Não há bens inferiores (elasticidades-renda positivas); · Seis alimentos são bens de luxo (elasticidade-renda maior do que 1): banana, açúcar e carne de primeira são os que apresentam maior elasticidade; · Ao contrário de estudos anteriores (Hoffmann [2000, 2007] e Menezes <i>et al.</i> [2002]), elasticidade para leite fluido é maior do que para leite em pó (produto mais caro): leite em pó (mais caro) é um bem de luxo e leite fluido (mais barato) é um bem normal. Segundo os autores, tal fato pode ser justificado pela inclusão das áreas rurais nas estimações; · Elasticidades-preço marshallianas (não compensadas) são negativas para todos os produtos, com exceção da manteiga; · Produtos básicos (arroz e feijão): elasticidades-preço muito altas. |
| Pereda, P. (2008) | POF 2002-2003 (nove grupos de nutrientes) | QUAIDS | Brasil e grandes regiões | Estimação por máxima verossimilhança com informação completa (FML – Full Information Maximum Likelihood). | <ul style="list-style-type: none"> · Elasticidades-renda positivas para proteína, carboidrato, lipídio, fibra e colesterol. Os outros nutrientes são bens inferiores para algumas faixas de renda ou regiões do Brasil; · Com exceção da vitamina A, os resultados estimados para os demais nutrientes foram negativos para as elasticidades-preço próprias. Os nutrientes que apresentaram quantidade demandada mais sensível aos seus preços foram: carboidratos, cálcio, ferro, colesterol, e vitamina C. Todos estes nutrientes têm em comum o fato de estarem fortemente presentes nos alimentos básicos dos brasileiros, respectivamente arroz, leite, feijão, carnes de segunda e laranja. |
| Menezes, T. A.; Azzoni, C. R.; Silveira, F. G. (2008) | POF 1987-1988 POF 1995-1996 (17 alimentos) | LA/AIDS | Regiões metropolitanas | Modelo de demanda em dois estágios orçamentários/ estimação por FIML MQO: usado para estimar os instrumentos. | <ul style="list-style-type: none"> · Não há bens inferiores (elasticidades-renda positivas e significativas). · Elasticidades-renda mais baixas: arroz e feijão. · Elasticidades-renda mais baixas: presunto, frutas e leite. · Elasticidade-preço: todas são negativas; açúcar, carne, trigo, leite, arroz e feijão: elasticidades significativamente menores do que um (bens inelásticos). |
| Alves, D.; Menezes, T.; Bezerra, F. (2007) | POF 1995-1996 POF 2002-2003 (oito grupos de alimentos) | LA/AIDS | Regiões metropolitanas | Estimação de um sistema de demandas em dois estágios com variáveis dependentes limitadas (modelo censurado: Shonkwiler e Yen [1999]). | <ul style="list-style-type: none"> · Não há bens inferiores (elasticidades-renda positivas); · Elasticidade-preço própria: todas são negativas e, em sua maioria, bastante significativas e elevadas. A maior elasticidade-preço foi a da carne de primeira (-1,478) e a menor elasticidade foi a mortadela (-0,592). |

(Continua)

(Continuação)

| Autores | Base de dados | Modelo de demanda | Universo de análise | Modelo/método econométrico | Resultados |
|--|--|-------------------------------------|------------------------|--|---|
| Silveira, F. G.; Menezes, T. A.; Magalhaes, L.; Campolina, B. (2007) | POF 1995-1996 (39 alimentos) | QUAIDS | Regiões metropolitanas | MQO. | <ul style="list-style-type: none"> Com exceção da farinha de mandioca e do leite em pó, os alimentos têm elasticidades-renda positivas (são bens normais). Carne de segunda, feijão, frango, peixe e sal são os produtos com elasticidades-renda mais baixas (inferiores a 0,1). Presunto, queijo, manteiga, linguiça, laranja, carne de primeira, e leite são os produtos com elasticidades-renda superiores a 0,5. |
| Hoffman, R. (2007) | POF 2002-2003 (58 alimentos) | Modelo de Prais e Houthakker (1955) | Brasil | Modelo de regressão poligonal que relaciona <i>log</i> de renda e <i>log</i> de gasto ou <i>log</i> do consumo físico dos alimentos/MQO. | <ul style="list-style-type: none"> Elasticidades-renda do consumo físico dos alimentos: para arroz, feijão, farinha de mandioca, macarrão sem ovos, açúcar refinado e sal, a elasticidade média é levemente negativa. Para a maioria dos alimentos, no entanto, a elasticidade-renda é positiva (raramente ultrapassa 1,0). Elasticidade-renda é mais alta para produtos nobres; Elasticidades-renda da despesa: para a maior parte dos alimentos, tal elasticidade é um pouco maior do que a elasticidade-renda do consumo físico. |
| Veloso, L. G. (2006) | POF 2002-2003 (sete grupos de alimentos) | LA/AIDS QUAIDS | Brasil | Estimação de um sistema de demanda em dois estágios orçamentários (<i>iterative seemingly unrelated regression – ISUR</i>). | <ul style="list-style-type: none"> Não há bens inferiores (elasticidades-renda positivas); todos os alimentos são normais e de necessidade (entre 0 e 1); panificados e farinhas são os grupos que apresentam maiores elasticidades; Elasticidade-preço compensada: a categoria de laticínios foi a única estatisticamente não significativa; valores: carnes, aves e peixes (-0,62); panificados e farinhas (-1,1); bebidas não alcóolicas (-1,84); cereais e leguminosas (-1,3). |
| Menezes, T.; Silveira, F. G.; Magalhães, L.; Tomich, F. A.; Vianna, S. W. (2002) | POF 1995-1996 (39 alimentos) | AIDS | Regiões Metropolitanas | MQO. | <ul style="list-style-type: none"> Com exceção da farinha de mandioca e do leite em pó, os alimentos têm elasticidades-renda positivas (são bens normais). Carne de segunda, feijão, frango, peixe e sal são os produtos com elasticidades-renda mais baixas (inferiores a 0,1). Presunto, queijo, manteiga, linguiça, laranja, carne de primeira, e leite: produtos com elasticidades-renda superiores a 0,5. |

Fonte: Artigos citados.
Elaboração das autoras.

TABELA.A.1
Brasil: estimação do sistema de demanda

Table with columns for variables (lmp1 to lmp22, Género) and time periods (En1 to En24). The table contains numerous numerical values representing demand estimates and their associated confidence intervals.

(Continua)

(Continuação)

| | Eq.25* | Eq.24 | Eq.23 | Eq.22 | Eq.21 | Eq.20 | Eq.19 | Eq.18 | Eq.17 | Eq.16 | Eq.15 | Eq.14 | Eq.13 | Eq.12 | Eq.11 | Eq.10 | Eq.9 | Eq.8 | Eq.7 | Eq.6 | Eq.5 | Eq.4 | Eq.3 | Eq.2 | Eq.1 | Eq.24 | | | |
|----------|------------|------------|-----------|-----------|----------|------------|-----------|------------|------------|------------|------------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|------------|--------|
| Idade | 0.0025** | -0.0004 | -0.0005* | -0.0001 | -0.0005 | 0.0011 | -0.0005 | -0.0010 | -0.0017*** | 0.0009** | -0.0004*** | 0.0000 | -0.0010 | -0.0003* | 0.0001 | -0.0003* | 0.0001 | -0.0003* | 0.0001 | -0.0003* | 0.0001 | -0.0003* | 0.0001 | -0.0003* | 0.0001 | -0.0003* | 0.0001 | -0.0003* | |
| Paça | 0.0337*** | 0.0136** | -0.0016 | -0.0142** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | 0.0170** | -0.0048*** | |
| Cônjuge | -0.0096 | 0.0054 | 0.0446** | 0.0093 | 0.0049 | 0.0017 | 0.0062 | 0.0014 | 0.0080 | 0.0081 | 0.0111 | -0.0012 | -0.0002 | 0.0002 | 0.0002 | -0.0043*** | 0.0002 | -0.0016 | 0.0019 | 0.0022 | 0.0014 | 0.0022 | 0.0014 | 0.0022 | 0.0014 | 0.0022 | 0.0014 | 0.0022 | 0.0014 |
| Filho5 | -0.0018 | -0.0217 | -0.0120 | 0.0058 | 0.0233* | -0.0109** | 0.0238 | 0.006 | 0.0045 | 0.0066 | -0.0161 | 0.0302* | -0.0421* | 0.0367 | 0.0107 | 0.0075 | -0.0166 | 0.0084 | 0.0138 | 0.0080 | 0.0064 | 0.0080 | 0.0064 | 0.0080 | 0.0064 | 0.0080 | 0.0064 | 0.0080 | |
| Filho4 | 0.0085 | -0.0111* | -0.0072 | 0.0122 | 0.0026 | 0.0047 | 0.0010 | 0.0023 | 0.0043 | 0.0038 | 0.0027 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | 0.0038 | |
| Filho8 | -0.0341 | 0.0153 | 0.0013 | -0.0209 | 0.0459** | 0.0030 | -0.0582** | 0.0057 | 0.0069 | 0.0062 | 0.0069 | 0.0062 | 0.0069 | 0.0062 | 0.0069 | 0.0062 | 0.0069 | 0.0062 | 0.0069 | 0.0062 | 0.0069 | 0.0062 | 0.0069 | 0.0062 | 0.0069 | 0.0062 | 0.0069 | 0.0062 | |
| Filho18+ | -0.8952*** | -0.1950 | 0.0081 | -0.0027 | 0.0395** | 0.0082 | 0.0203 | 0.0001 | -0.0065 | 0.0047 | 0.0034 | -0.0315* | 0.0161 | 0.0152 | 0.0085 | 0.0047 | 0.0034 | -0.0315* | 0.0161 | 0.0152 | 0.0085 | 0.0047 | 0.0034 | -0.0315* | 0.0161 | 0.0152 | 0.0085 | 0.0047 | |
| NO | -0.6607*** | -0.0703 | -0.0833** | -0.0110** | 0.0047 | -0.0021 | -0.0044 | -0.0031 | 0.0043 | -0.0011 | 0.0392*** | -0.0215* | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | 0.0154 | |
| SE | -0.0164 | 0.0012 | 0.0131** | 0.0078 | -0.0079 | 0.0028 | 0.0132 | -0.0019 | 0.0029 | 0.0007 | 0.0039 | -0.0018 | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | 0.0165* | |
| Sul | -0.0215 | 0.0050 | 0.0138** | 0.0054 | -0.0073 | 0.0025 | 0.0092 | 0.0022 | 0.0033 | 0.0022 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | 0.0120 | | |
| CO | -0.8525*** | -0.0025 | 0.0031** | -0.0013 | -0.0076 | 0.0098 | 0.0033 | 0.0123 | 0.0029 | 0.0044 | -0.0005 | 0.0259 | -0.0040 | -0.0219* | -0.0005 | 0.0259 | -0.0040 | -0.0219* | -0.0005 | 0.0259 | -0.0040 | -0.0219* | -0.0005 | 0.0259 | -0.0040 | -0.0219* | -0.0005 | | |
| fz2 | -0.0100 | -0.0220** | -0.0049 | 0.0099** | 0.0081 | 0.0027 | 0.0102 | 0.0024 | 0.0036 | 0.0024 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | 0.0132 | | |
| fz3 | -0.0117 | -0.0255** | -0.0800** | 0.0087* | -0.0037 | 0.0009 | 0.0125 | 0.0064** | 0.0027 | 0.0000 | 0.0175 | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | 0.0064** | | |
| fz4 | -0.0230 | -0.0333*** | -0.0091* | 0.0086 | 0.0028 | 0.0020 | 0.0105 | 0.0025 | 0.0038 | 0.0025 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | | | |
| fz5 | -0.0189 | -0.0405*** | -0.0093* | 0.0106 | 0.0014 | 0.0033 | 0.0119 | 0.0028 | 0.0043 | 0.0028 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | | | |
| fz6 | -0.0202 | -0.0453*** | -0.0095* | 0.0079 | 0.0010 | 0.0037 | 0.0100 | 0.0077** | 0.0018 | 0.0038 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | 0.0130 | | | |
| fz7 | -0.0419 | -0.0772** | -0.0109* | 0.0068 | 0.0016 | 0.0040 | 0.0115 | 0.0092** | 0.0020 | 0.0050 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | 0.0155 | | | |
| fz8 | -0.0436 | -0.087*** | -0.0118 | 0.0064 | 0.0023 | 0.0020 | 0.0148 | 0.0084** | 0.0004 | 0.0066 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | 0.0166 | | | |
| fz9 | -0.0641** | -0.0504*** | -0.0113* | 0.0042 | 0.0087 | 0.0054 | 0.0127 | 0.0117** | 0.0025 | 0.0088** | 0.0271** | -0.0040 | -0.0090 | 0.0047** | -0.0040 | -0.0090 | 0.0047** | -0.0040 | -0.0090 | 0.0047** | -0.0040 | -0.0090 | 0.0047** | -0.0040 | -0.0090 | 0.0047** | | | |
| fz10 | 0.0020 | 0.0041 | 0.0088 | 0.0099*** | 0.0120 | 0.0033 | 0.0161 | 0.0039 | 0.0058 | 0.0038 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | 0.0135 | | | |
| Const. | 0.0110 | 0.0626 | 0.0300 | 0.0419 | 0.0560 | 0.0193 | 0.0714 | 0.0167 | 0.0256 | 0.0167 | 0.0256 | 0.0167 | 0.0256 | 0.0167 | 0.0256 | 0.0167 | 0.0256 | 0.0167 | 0.0256 | 0.0167 | 0.0256 | 0.0167 | 0.0256 | 0.0167 | 0.0256 | 0.0167 | | | |
| Teste F | 708.36 | 553.56 | 295.27 | 1004.37 | 887.76 | 342.05 | 248.07 | 192.36 | 140.87 | 250.66 | 659.18 | 200.75 | 133.22 | 804.41 | 314.18 | 786.9 | 670.11 | 950.85 | 260.55 | 41.99 | 503.01 | 355.01 | 418.33 | 284.6 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | |
| p-valor | 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 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | | | | |
| R2 | 0.732 | 0.681 | 0.533 | 0.795 | 0.726 | 0.569 | 0.489 | 0.427 | 0.352 | 0.481 | 0.718 | 0.482 | 0.340 | 0.556 | 0.548 | 0.752 | 0.721 | 0.786 | 0.501 | 0.608 | 0.660 | 0.578 | 0.618 | 0.618 | 0.523 | 0.259 | 0.259 | 0.259 | |
| Obs. | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | | | |

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Notas: * p-value: p < 0,1.

** p-value: p < 0,05.

*** p-value: p < 0,01.

Obs.: 1. Variável dependente: participação dos gastos em cada produto nos gastos totais.

2. Erro-padrão entre parênteses.

TABELA A.2
Áreas urbanas: estimação do sistema de demanda

Table with columns labeled En.1 through En.24 and rows labeled Hp1 through Hp24, followed by 'Ingo' and 'Gênero'. The table contains a large matrix of numerical coefficients for each variable.

(Continua)

TABELA.A.3
Áreas rurais: estimação do sistema de demanda

Table with 26 columns (En.1 to En.24) and rows for variables Hp1 through Hp22, along with a 'Gênero' row. Each cell contains a numerical coefficient with a standard error in parentheses.

(Continua)

(Continuação)

| | Eq.23 | Eq.24 | Eq.5 | Eq.6 | Eq.7 | Eq.8 | Eq.9 | Eq.10 | Eq.11 | Eq.12 | Eq.13 | Eq.14 | Eq.15 | Eq.16 | Eq.17 | Eq.18 | Eq.19 | Eq.20 | Eq.21 | Eq.22 | Eq.23 | Eq.24 | | |
|----------|------------|------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|----------|------------|-----------|------------|------------|-----------|-----------|---------|-----------|-----------|----------|------------|
| Idade | 0,0207** | 0,0003 | -0,0004 | 0,0001 | -0,0005 | 0,0001 | -0,0007 | -0,0000 | 0,0003 | -0,0002* | 0,0007 | 0,0004 | 0,0001 | 0,0002*** | -0,0019** | -0,0009 | -0,0001 | 0,0001 | -0,0000 | -0,0000 | -0,0006 | -0,0002 | -0,0000 | -0,0006 |
| Paça | 0,0005 | 0,0015** | -0,0025 | -0,0040 | -0,0015 | -0,0050** | 0,0001 | 0,0002 | 0,0015 | 0,0007 | 0,0015 | 0,0008 | 0,0009 | -0,0018** | 0,0009 | 0,0008 | 0,0009 | 0,0002 | 0,0007 | -0,0002 | -0,0028* | 0,0002 | -0,0002 | -0,0016 |
| Crédito | 0,0487 | 0,0082 | -0,0082 | -0,0276* | 0,0851*** | -0,0044 | 0,0885*** | -0,0057 | 0,0061 | 0,0086 | 0,0036 | 0,0088** | 0,0167 | -0,1799*** | 0,0871*** | 0,1076*** | -0,1157 | -0,0888** | 0,0007 | 0,0013 | 0,0048 | -0,0025 | -0,0034* | 0,0021 |
| Filho5 | -0,0662 | -0,0181* | -0,0200 | -0,0204 | 0,0166* | 0,0085** | -0,0073 | -0,0008 | -0,0003 | -0,0033 | 0,0049 | -0,0028 | 0,0064 | 0,0397* | -0,0200 | 0,0057 | 0,0045 | 0,0070 | 0,0008 | 0,0009 | 0,0068 | 0,0261 | 0,0040 | 0,0110 |
| Filho4 | -0,0154 | -0,0088 | 0,0111*** | 0,0030 | 0,0059*** | 0,0043 | 0,0117 | 0,0017 | 0,0000 | 0,0025 | -0,0379*** | 0,0185 | -0,1440 | 0,0360*** | -0,1019 | -0,0011 | -0,0012 | 0,0065 | 0,0010 | -0,0034 | 0,0035 | 0,0099 | 0,0031 | -0,0228** |
| Filho8 | 0,0316 | 0,0158 | -0,0008 | -0,0006 | -0,0003 | -0,0028 | 0,0418** | -0,0060** | -0,0121* | -0,0056 | -0,0146 | 0,0205 | -0,0244 | -0,0045 | 0,0048 | 0,0068 | 0,0005 | -0,0037 | 0,0018 | -0,0003 | -0,0100 | -0,0018 | -0,0003 | 0,0019 |
| Filho18+ | -0,0253 | 0,0116 | 0,0142*** | 0,0007 | 0,0194* | 0,0333*** | -0,0142 | 0,0003 | -0,0032 | -0,0023 | 0,0162 | -0,0180 | -0,0101 | -0,0137 | 0,0062 | -0,0153 | 0,0009 | -0,0001 | -0,0012 | 0,0005 | -0,0026 | 0,0072* | 0,0092** | 0,0012 |
| NO | -0,0332* | 0,0048 | 0,0108* | 0,0009 | -0,0074 | 0,0039 | 0,0155 | -0,0038** | 0,0139*** | -0,0024 | -0,0101 | -0,1046*** | 0,0156 | 0,0951*** | 0,0405*** | -0,0150 | -0,0142*** | 0,0019 | 0,0010 | -0,0040 | -0,0162 | -0,0106** | -0,0064 | 0,0219* |
| SE | 0,0131 | -0,0169 | 0,0093 | 0,0089 | -0,0546*** | 0,0041 | 0,0177 | -0,0006 | 0,0162*** | 0,0054* | -0,0273 | -0,0615** | -0,0027 | 0,0143 | 0,0325** | -0,0173*** | 0,0188** | 0,0056** | -0,0036 | 0,0180 | -0,0151** | -0,0128** | 0,0026* | 0,0264* |
| Sul | -0,0179 | -0,0143 | 0,0078 | 0,0588*** | -0,0624*** | 0,0138** | 0,0159 | 0,0001 | -0,0002 | 0,0182*** | -0,0167 | -0,0523* | 0,0070 | 0,0184 | -0,0094 | -0,0079 | 0,0412*** | 0,0008 | -0,0077** | -0,0105 | -0,0127** | -0,0157** | 0,0157** | 0,0167 |
| CO | 0,0304 | 0,0045 | 0,0161** | 0,0112 | -0,0434*** | 0,0064 | 0,0177 | 0,0025 | 0,0060 | 0,0038 | 0,0212 | 0,0279 | 0,0182 | 0,0250 | 0,0207 | 0,0181 | 0,0109 | 0,0095 | 0,0022 | 0,0039 | -0,0149 | 0,0059 | 0,0064 | 0,0166 |
| fz2 | -0,0233 | -0,0096 | 0,0020 | -0,0012 | -0,0101 | 0,0070* | -0,0042 | -0,0003 | -0,0010 | -0,0035 | 0,0191 | 0,0060 | -0,0160 | 0,0245 | -0,0124 | 0,0112 | -0,0027 | 0,0101* | 0,0008 | 0,0012 | -0,0073 | -0,0034 | 0,0019 | 0,0027 |
| fz3 | -0,0077 | -0,0218** | 0,0093* | 0,0039 | -0,0057 | 0,0095** | 0,0042 | 0,0114 | 0,0016 | 0,0039 | 0,0137 | 0,0180 | 0,0161 | 0,0134 | 0,0117 | 0,0044 | 0,0062 | 0,0014 | 0,0025 | 0,0096 | 0,0030 | 0,0041 | 0,0108 | 0,0112 |
| fz4 | -0,0186 | -0,0336*** | 0,0096* | 0,0064 | 0,0066 | 0,0061 | -0,0046 | -0,0023 | 0,0022 | -0,0800*** | -0,0230 | -0,0278** | 0,0295 | 0,0011 | 0,0404*** | 0,0039 | -0,0038 | -0,0000 | -0,0005 | -0,0032 | 0,0010 | 0,0040 | 0,0043 | 0,0113 |
| fz5 | -0,0298 | -0,0194 | 0,0091 | 0,0062 | 0,0043 | 0,0077 | 0,0032 | -0,0021 | 0,0009 | -0,0088* | -0,0441** | 0,0250 | 0,0137 | 0,0047 | 0,0405*** | -0,0031 | 0,0055 | 0,0014 | -0,0016 | 0,0083 | 0,0028 | 0,0030 | 0,0046 | 0,0121 |
| fz6 | -0,0356 | -0,0174 | 0,0100 | -0,0041 | 0,0083 | 0,0080 | -0,0078 | 0,0001 | 0,0026 | -0,0084** | -0,0565** | 0,0489** | -0,0315* | 0,0333 | 0,0105 | 0,0419*** | -0,0057 | -0,0003 | 0,0016 | -0,0024 | 0,0096 | 0,0028 | 0,0040 | -0,0389*** |
| fz7 | -0,0452** | -0,0401*** | 0,0120* | -0,0087 | 0,0166 | 0,0097 | 0,0027 | -0,0037 | 0,0023 | 0,0053 | -0,0191** | 0,0523** | -0,0311* | 0,0130 | 0,0146 | 0,0414** | -0,0015 | 0,0028 | 0,0007 | -0,0038 | 0,0131 | 0,0061 | 0,0059 | 0,0385* |
| fz8 | -0,0497* | -0,0060** | 0,0083 | -0,0035 | 0,0059 | 0,0131** | -0,0236 | -0,0029 | 0,0037 | -0,0012 | -0,0039 | 0,0796** | -0,0240 | 0,0050 | 0,0192 | 0,0763** | -0,0082 | 0,0083 | -0,0005 | -0,0019 | 0,0022 | 0,0022 | 0,0049 | -0,0498** |
| fz9 | -0,0672*** | -0,0388* | 0,0176** | -0,0019 | 0,0035 | 0,0158** | -0,0021 | -0,0031 | 0,0059 | 0,0037 | 0,0201 | 0,0273 | 0,0178 | 0,0245 | 0,0203 | 0,0177 | 0,0067 | 0,0100 | 0,0025 | 0,0038 | 0,0146 | 0,0050 | 0,0062 | 0,0163 |
| fz10 | -0,0994*** | -0,0385** | 0,0041 | -0,0071 | 0,0010 | 0,0425** | -0,0171 | -0,0015 | 0,0060 | 0,0038 | 0,0211 | 0,0278 | 0,0182 | 0,0249 | 0,0036 | 0,0819** | -0,0009 | 0,0130 | 0,0022 | 0,0039 | 0,0149 | 0,0059 | 0,0064 | 0,0166 |
| Const. | -0,3183** | -0,1218 | 0,0652* | -0,1511* | 0,1588** | 0,0297 | -0,0200 | 0,0344** | -0,0231 | 0,0178 | 0,0026 | 0,0272 | 0,0188 | 0,0244 | 0,0022 | 0,0177 | 0,0067 | 0,0093 | 0,0022 | 0,0038 | 0,0146 | 0,0062 | 0,0063 | -0,0478 |
| Teste F | 33,67 | 250,65 | 150,39 | 513,52 | 343,08 | 161,43 | 81,20 | 94,19 | 114,18 | 256,27 | 92,88 | 149,42 | 583,13 | 106,93 | 271,37 | 197,84 | 198,28 | 203,92 | 93,36 | 179,08 | 114,90 | 243,63 | 120,64 | 0,0000 |
| p-valor | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| R2 | 0,563 | 0,492 | 0,367 | 0,665 | 0,570 | 0,384 | 0,239 | 0,267 | 0,306 | 0,487 | 0,264 | 0,366 | 0,637 | 0,692 | 0,292 | 0,512 | 0,433 | 0,484 | 0,441 | 0,265 | 0,409 | 0,307 | 0,485 | 0,318 |
| Obs. | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 | 259 |

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Notas: * p-value: p < 0,1.

** p-value: p < 0,05.

*** p-value: p < 0,01.

Obs.: 1. Variável dependente: participação dos gastos em cada produto nos gastos totais.

2. Erro-padrão entre parênteses.

TABELA A.4
Testes da restrição de simetria da matriz de Slutsky

| | Brasil | Áreas urbanas | Áreas rurais |
|----------|---------|---------------|--------------|
| | 1199,55 | 1045,33 | 842,13 |
| Simetria | [305] | [305] | [305] |
| | (0,000) | (0,000) | (0,000) |

Fonte: Microdados da POF 2002-2003/IBGE.

Elaboração das autoras.

Obs.: Estatística de teste X², [graus de liberdade], valor-p.

DEMANDA POR FRUTAS E HORTALIÇAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA INFLUÊNCIA DOS HÁBITOS DE VIDA, LOCALIZAÇÃO E COMPOSIÇÃO DOMICILIAR¹

Maria Micheliana da Costa Silva²

Alexandre Bragança Coelho³

Este artigo buscou analisar a influência de variáveis de localização, composição domiciliar e hábitos de vida na propensão à compra e na demanda de 25 frutas e hortaliças. Para tanto, estimou-se um sistema de demanda desagregada, por meio do modelo QUAIDS, pelo procedimento de dois estágios de Shonkwiler e Yen, usando dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008-2009. Pôde-se confirmar que a decisão por adquirir tais alimentos depende da composição e da localização domiciliar. Com relação às variáveis que expressam conscientização com a saúde, seus resultados implicam que políticas informativas que ressaltem os problemas relacionados à obesidade e aos vícios, bem como conscientizem os indivíduos a preferirem uma alimentação mais saudável e a combater o sedentarismo, também teriam importância na melhoria dos hábitos alimentares dos brasileiros.

Palavras-chave: demanda; modelo QUAIDS; frutas e hortaliças; características domiciliares.

JEL: D12; R22; C34.

1 INTRODUÇÃO

O consumo insuficiente de frutas e hortaliças está entre os dez fatores de risco que levam à incidência das chamadas doenças crônicas não transmissíveis – DCNTs (OMS, 2002). Isto ocorre porque esses alimentos possuem propriedades que contribuem para a prevenção de doenças cardiovasculares e câncer (principalmente do aparelho digestivo). Estima-se que cerca de 20% dos casos de câncer gastrointestinal, 10% dos casos de acidente vascular cerebral e 30% das doenças cardíacas estão relacionados ao consumo irregular desses alimentos, que é responsável por quase 5% de óbitos por ano em todo o mundo. A incidência dos casos de sobrepeso também pode ser atribuída ao baixo consumo de frutas e hortaliças, devido à substituição crescente desse tipo de alimento por alimentos ricos em gorduras e açúcares (IBGE, 2010a; Brasil, 2005).

A ocorrência de DCNTs, associada em grande parte às complicações geradas pelo excesso de peso e má alimentação, foi responsável por cerca de 70%

1. Este artigo foi retirado da dissertação de mestrado de Maria Micheliana da Costa Silva no Departamento de Economia Rural (DER) da Universidade Federal de Viçosa (UFV), sob a orientação de Alexandre Bragança Coelho. Os autores agradecem à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pelo auxílio financeiro à pesquisa e aos pareceristas deste artigo, cujos comentários e sugestões foram de extrema importância para o aperfeiçoamento deste.

2. Doutoranda em Teoria Econômica na Faculdade de Economia e Administração (FEA) da Universidade de São Paulo (USP). *E-mail:* maria.micheliana@usp.br

3. Professor do Departamento de Economia Rural (DER) da Universidade Federal de Viçosa (UFV). *E-mail:* acoelho@ufv.br

das mortes por doenças no Brasil em 2007. Em paralelo com a prevalência de obesidade, cresceram os casos de óbitos causados por hipertensão (31,3%) e diabetes (5,2%) (Schmidt *et al.*, 2011). Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD (IBGE, 2010a), 31% da população afirmaram ter pelo menos uma DCNT, correspondendo a 59,5 milhões de brasileiros. Destes, 19% afirmaram ter três ou mais dessas doenças. Nos casos das doenças crônicas (identificadas por profissionais) que podem estar associadas à alimentação (porém não informado implicitamente pelo relatório), tiveram predominância a hipertensão (14%), as doenças cardiovasculares (4%) e as diabetes (3,6%).

Em 2011, o inquérito realizado pelo Ministério da Saúde (MS), com a finalidade de monitorar os determinantes da incidência de DCNTs nas capitais brasileiras também constatou que a proporção de indivíduos adultos que consomem as quantidades recomendadas de frutas e hortaliças ainda é baixa, em comparação a grupos alimentares danosos à saúde. Enquanto 36,2% dos entrevistados afirmaram consumir carnes com gordura excessiva, e 27,2% refrigerantes não dietéticos frequentemente, apenas 19,4% afirmaram consumir cinco ou mais porções diárias de frutas e hortaliças, equivalente a quatrocentas gramas (g) ou mais (Brasil, 2012).

Alguns estudos evidenciam que as variáveis sociodemográficas, como localização e composição dos domicílios, são importantes para explicar a demanda por alimentos e por nutrientes de forma agregada (Coelho, 2006; Shlindwein e Kassouf, 2007; Pereda, 2008; Rodrigues, 2010). Entretanto, é relevante analisar a demanda por alimentos específicos, especialmente os considerados mais saudáveis, para se conhecer o que influencia sua demanda e elaborar estratégias para melhorá-lo, o que, por sua vez, poderá contribuir para a redução da incidência de doenças relacionadas à má alimentação e suas ineficiências socioeconômicas.

Além da localização e da composição domiciliar, os hábitos de vida e de conscientização com a saúde também podem influenciar no tipo de alimento adquirido. No estudo de Feng e Chern (2000) para os Estados Unidos, foi mostrado que embora os consumidores sejam menos sensíveis a variações nos preços e dispêndio, a variável de informação de saúde utilizada, representada pelo índice de informação de gordura e colesterol (FCIM),⁴ apresentou importante contribuição para a demanda desse tipo de alimento. Os resultados indicaram que quanto maior a preocupação com a saúde pelos norte-americanos, maior a demanda de frutas e hortaliças. Na ausência de informações para construir esse índice, buscaram-se variáveis que sejam *proxy* de conscientização e prática de hábitos saudáveis. Alguns fatores, como a existência de pessoas acima do peso no domicílio, o consumo de bebidas alcoólicas e de cigarros, o reconhecimento do tipo de alimentação adquirida e a preocupação com a prática de exercícios físicos

4. Índice criado por Chern e Zuon (1995 *apud* Feng e Chern, 2000).

podem expressar conscientização ou não dos indivíduos sobre hábitos de vida mais saudáveis. Essas variáveis podem explicar os gastos domiciliares com alimentos mais saudáveis, sendo, portanto, variáveis de interesse neste estudo, uma vez que pode existir uma considerável associação entre esses fatores e a alimentação.

Devido à carência nutricional dos brasileiros, enfatiza-se a importância do estímulo ao consumo de frutas e hortaliças, como forma de contribuir para a variedade da alimentação e oferta adequada de micronutrientes. Há, portanto, a necessidade de averiguar o que influencia sua demanda, a fim de se criar estratégias para incluí-las cada vez mais à dieta dos brasileiros. Tais estratégias podem contribuir para reduzir os riscos à saúde associados ao consumo alimentar excessivo e à prevalência de obesidade e, conseqüentemente, as externalidades negativas geradas. Entender os hábitos dos indivíduos em relação a uma alimentação mais saudável pode contribuir para o desenho de políticas informativas.

Como mencionado, os estudos nacionais sobre demanda de alimentos verificaram o impacto de variáveis sociodemográficas, mas não levaram em consideração como os hábitos de vida da população brasileira podem influenciar na aquisição de alimentos. Em análises sobre grupos alimentares específicos, como em Claro e Monteiro (2010) e Leifert e Lucinda (2012) tem-se apenas a preocupação em verificar como os preços e a renda contribuem para a demanda por frutas e hortaliças, mas não se discute como as características sociodemográficas e a conscientização e a prática de hábitos saudáveis podem contribuir para melhorar a qualidade da alimentação. Desta forma, a principal contribuição deste estudo para a literatura nacional consiste em verificar a influência de variáveis de hábitos de vida na propensão à compra e na demanda de frutas e hortaliças.

A próxima seção apresenta o modelo a ser estimado. Na seção 3, apresentam-se os dados e as variáveis utilizadas. Nas seções 4 e 5 apresentam-se os principais resultados e as considerações finais do estudo, respectivamente.

2 REFERENCIAL TEÓRICO E ANALÍTICO

Para entender o comportamento do consumidor, deve-se reconhecer que a restrição orçamentária é a limitação mais relevante percebida pelo indivíduo ao tomar sua decisão de consumo. Esta restrição leva cada indivíduo a escolher os bens que resultarão em maior nível de utilidade, dentro do seu poder aquisitivo, limitando a quantidade de bens disponíveis ao seu consumo. Entretanto, além de variáveis econômicas, a decisão do consumidor pode ser influenciada por fatores demográficos como, por exemplo, a composição familiar e a localização do domicílio. Estes fatores podem ser incorporados na função de demanda por meio da translação demográfica (*demographic translating*), que substitui a função de demanda marshalliana original $q_i = g_i(p, m)$ (Pollak e Wales, 1981):

$$q_i = d_i + g_i(p, m - \sum_j p_j d_j), \quad (1)$$

em que q_i é a quantidade demandada pelo i -ésimo bem; p é um vetor que contém os preços dos bens; $\forall j \neq i$; m representa o dispêndio total; d_i são os parâmetros que dependem de variáveis demográficas para o i -ésimo bem, podendo ser expressos por uma função linear:

$$d_i = f(D_1, \dots, D_k) = \sum_k \theta_{ki} D_k, \quad (2)$$

em que D_k é um vetor de variáveis que caracterizam o k -ésimo domicílio e θ_k são os parâmetros de cada variável.

Para verificar a influência dessas variáveis sobre o consumo de frutas e hortaliças, recorre-se à estimação em dois estágios de um sistema de demanda, proposto por Shonkwiler e Yen (1999) que, além de corrigir o problema do consumo zero,⁵ comum a esse tipo de bem, permite verificar a probabilidade de determinado domicílio consumir o item (primeiro estágio), além de como essas variáveis influenciam a quantidade demandada. O procedimento pode ser descrito como:

Primeiro estágio

$$d_{ik}^* = z'_{ik} \alpha_i + \varepsilon_{ik},$$

$$d_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{se } d_{ik}^* > 0 \\ 0 & \text{se } d_{ik}^* \leq 0, \end{cases} \quad (3)$$

Segundo estágio

$$y_{ik}^* = f(x_{ik}, \beta_i) + \xi_{ik},$$

$$y_{ik} = d_{ik} y_{ik}^* \quad (i = 1, \dots, m; k = 1, \dots, K), \quad (4)$$

em que d_{ik}^* = variável latente representando a diferença em utilidade entre comprar ou não o i -ésimo bem; d_{ik} = variável binária observada para representar a escolha do k -ésimo domicílio em consumir i -ésimo bem ($d_{ik} = 1$) ou não ($d_{ik} = 0$); y_{ik}^* = variável latente representando a quantidade consumida do i -ésimo produto;

5. Problema que pode surgir na estimação de sistemas de demanda com bens desagregados, em que o gasto com algum bem pode ser igual a zero em determinado domicílio.

y_{ik} = variável dependente observada representando a quantidade consumida com o *i-ésimo* produto; $f(x_{ik}, \beta_i)$ é a função de demanda; x_{ik} e z_{ik} são vetores de variáveis exógenas; β_i e α_i são vetores de parâmetros; e ε_{ik} e ξ_{ik} são os erros aleatórios.

O vetor z'_{ik} considera as características sociodemográficas do *k-ésimo* domicílio, que podem influenciar a propensão de se consumir o *i-ésimo* bem. No primeiro estágio, obtêm-se as estimativas de α_i por meio do modelo *probit*. Calcula-se a função de densidade de probabilidade $\phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)$ e a função de distribuição acumulada $\Phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)$. Em seguida, estima-se y_{ik} por SUR (regressões aparentemente não correlacionadas) da seguinte forma:

$$y_{ik} = \phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)f(x_{ik}, \beta_i) - \varphi_i\phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i) + \xi_{ik} \quad (5)$$

A forma funcional de $f(x_{ik}, \beta_i)$ pode ser representada pelo modelo *QUAIDS*, especificado em Banks *et al.* (1997), cuja forma funcional é flexível, compatível com os postulados da teoria do consumidor (Banks *et al.*, 1997) e permite impor facilmente as propriedades da função de demanda (homogeneidade e simetria), que dependem apenas dos parâmetros estimados no modelo. Além disso, incorpora os efeitos não lineares do dispêndio, cuja ausência pode gerar estimativas enviesadas devido à especificação inadequada das equações de demanda.

As equações de demanda são obtidas pela especificação de uma função de dispêndio qualquer. Ao diferenciar essa função com respeito aos preços, encontra-se a participação do bem no dispêndio total no gasto do bem (w_{ik}), ao invés da quantidade consumida (y_{ik}) (Deaton e Muellbauer, 1980).

Dessa forma, as equações de demanda são:

$$w_{ik} = \phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i) [\sum_k \theta_{ik} D_k + \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{m}{\alpha(p)} \right) + \left(\frac{\lambda_i}{\alpha(p)} \right) \left\{ \log \left(\frac{m}{\alpha(p)} \right) \right\}^2 + u_i \hat{v}_k] + \varphi_i \phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i) - \vartheta_{ik} \quad (6)$$

em que w_{ik} é a parcela de gastos com o *i-ésimo* bem p ; m são as variáveis preço e dispêndio total com os n bens considerados no sistema; $\alpha(p)$ é um índice de preços *translog* do modelo: $\log \alpha(p) = a_0 + \sum_i a_i \log(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \log(p_i) \log(p_j)$; $b(p) = \prod_k p_k^{\beta_k}$

é um agregador de preços *Cobb-Douglas*; e α_i , γ_{ij} , β_i , λ_i , u_i e φ_i são parâmetros a serem estimados. Além de considerar os preços e o dispêndio, o sistema de demanda a ser estimado também considera outras variáveis que captam a heterogeneidade dos consumidores, ou seja, incorporam-se no sistema essas variáveis, por meio da translação demográfica linear (Pollak e Wales, 1981; Hovhannisyan e Gould, 2011).

Para tanto, inclui-se no sistema o vetor D_k , que contém as variáveis que caracterizam o k -ésimo domicílio, e \hat{v}_k , que é um vetor de parâmetros estimados para cada variável.

O termo \hat{v}_k é utilizado para corrigir o problema da endogeneidade do dispêndio (m), obtido por regressão aumentada. Esta abordagem consiste em duas etapas: na primeira, o dispêndio total é regredido em um conjunto de variáveis exógenas, incluindo aquelas que podem influenciar diretamente as parcelas de gasto. Em uma segunda etapa, os resíduos (\hat{v}_k) dessa estimação são incluídos como variável explicativa nas equações das parcelas de gasto, conjuntamente com o dispêndio total (Blundell e Robin, 1999; Tafere *et al.*, 2010).

Os preços p_j são obtidos pelo cálculo do valor unitário de cada bem. Entretanto, como estes podem incorporar atributos de qualidade do bem, aplica-se o método de Cox e Wohlgemant (1986), que consiste em ajustar os valores unitários para diferenças de qualidade. Assume-se que os desvios em relação aos valores unitários médios refletem “efeitos de qualidade” induzidos pelas características domiciliares, como também fatores não sistemáticos ligados à oferta.

Mesmo aplicando um índice de preços $a(p)$ linear (índice de preços de Laspeyers), por simplificação, o modelo QUAIDS é não linear devido ao termo $b(p)$. Em decorrência destas características e devido aos distúrbios contidos nos fatores não observados, estima-se como um sistema não linear de regressão aparentemente não relacionada (NLSUR). Assim como em Tafere *et al.* (2010), estimou-se pelo método *iterated feasible generalized non-linear least squares* (IFGNLS), equivalente às estimações de máxima verossimilhança. As restrições de simetria e homogeneidade foram impostas na estimação, como em Poi (2008).

O impacto das variáveis demográficas presentes no vetor D_k pode ser medido por uma forma de “elasticidade”. Ela mede a variação percentual na quantidade demandada quando a variável *dummy* varia de zero para um. Uma vez que estas variáveis estão presentes nos dois estágios da estimação, estas “elasticidades” podem ser consideradas como um somatório do efeito extensivo, dado pelo seu impacto na propensão de compra, e do efeito intensivo, que seria dado pelo impacto direto sobre a quantidade adquirida. As “elasticidades” podem ser calculadas da seguinte forma (Su e Yen, 2000; Lazaridis, 2004):

$$e_{i,x} = [\phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)\alpha_i\bar{w}_i + \phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)\theta_{ik} - \varphi_{ik}\phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)\alpha_{ik}] \frac{x}{\bar{w}_i}, \quad (7)$$

em que $e_{i,x}$ é a “elasticidade” do i -ésimo bem em relação à variável x ; $\phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)$, que é a função de probabilidade da distribuição normal, avaliada em $z'_{ik}\hat{\alpha}_i$; $\Phi(z'_{ik}\hat{\alpha}_i)$ é a função acumulada da distribuição normal, avaliada em $z'_{ik}\hat{\alpha}_i$; φ_{ik} e θ_{ik} são os parâmetros

estimados da variável x , no primeiro e no segundo estágios, respectivamente; z_{ik} é o vetor de variáveis demográficas do primeiro estágio e $\hat{\alpha}_i$ é o vetor dos seus coeficientes estimados; e \bar{w}_i é a parcela de gastos, avaliada no ponto médio.

3 DADOS UTILIZADOS

3.1 Aquisição domiciliar de frutas e hortaliças no Brasil

No levantamento realizado na POF 2008-2009 sobre a disponibilidade domiciliar de alimentos (IBGE, 2010b), verificou-se que a aquisição calórica domiciliar corresponde a 1.611 kcal, sendo 1.536 kcal em áreas urbanas e 1.973 kcal em áreas rurais. Tal diferença é atribuída ao fato de que parte importante das calorias obtidas pela população urbana é obtida a partir de uma alimentação fora do domicílio. Embora o consumo alimentar tenha se degradado em áreas urbanas, devido ao aumento no consumo de alimentos industrializados, refrigerantes e alimentos ricos em gorduras, a pesquisa mostra que, dada a participação relativa dos grupos alimentares em análise, constatou-se uma maior variabilidade de consumo no meio urbano. Nos domicílios rurais, a aquisição calórica é proveniente de alimentos mais básicos (arroz, feijão e tubérculos). A participação conjunta de frutas e hortaliças foi superior no meio urbano do que no meio rural, 3,2% das calorias totais contra 1,8%, respectivamente. Entretanto, em ambas as localidades, essa participação ainda está aquém das recomendações de 9% a 12% das calorias totais. O levantamento também comparou a aquisição alimentar entre as grandes regiões, podendo-se observar o quão diferenciado é o perfil alimentar entre as regiões brasileiras, sendo a região Sul a que apresentou maior participação de frutas e hortaliças no consumo calórico, enquanto a Norte e a Nordeste estão aquém da média nacional. Além disso, o levantamento mostrou o efeito do nível de renda sobre a maioria dos grupos alimentares. Entre estes, as frutas e as hortaliças tendem a aumentar a participação na aquisição calórica em domicílios com maiores rendimentos. Entretanto, a participação de tubérculos tende a ter uma relação inversa. Em todas as regiões também foi verificado um consumo médio abaixo do recomendado (IBGE, 2010b).

De forma geral, o guia alimentar elaborado pelo MS, com base na Organização Mundial da Saúde (OMS), sugere que o consumo mínimo de frutas e hortaliças deveria corresponder a quatrocentas g por dia. No entanto, a publicação da POF 2008-2009 sobre a aquisição *per capita* dos brasileiros mostra que o consumo diário desses alimentos pelos brasileiros corresponde a cerca de um terço do recomendado. Além disso, nota-se como a variabilidade desse tipo de alimento é baixa, visto que a participação na quantidade está concentrada em frutas mais populares, independente da classe de rendimento à qual o domicílio pertence (IBGE, 2010e).

A tabela 1⁶ compara a quantidade diária *per capita* (medida usada pelo IBGE) e por adulto equivalente (AE)⁷ em todos os domicílios entrevistados pela POF e nos domicílios considerados nas estimações (domicílios que consomem pelo menos um dos bens da cesta).⁸ Verifica-se o quão baixo está a aquisição domiciliar média em relação à quantidade recomendada pelo guia, tanto em termos *per capita*, quanto em AE, considerando todos os domicílios entrevistados. Com relação à amostra considerada nas estimações, a tabela 1 mostra que menos de um terço dos domicílios adquiriram a quantidade recomendada de frutas e hortaliças. A média de consumo diário em AE e *per capita* corresponde a 320 g e 267 g, respectivamente, sendo que apenas 32% dos domicílios alcançaram a quantidade recomendada. Na classe de renda inferior, o consumo cai para 173 g por AE e 140 g *per capita*, em que menos de 15% dos indivíduos (em AE) adquiriram 320 g/dia. Apesar de ter média de consumo diário acima de 320 g, apenas um pouco mais do que a metade dos domicílios classe de renda superior adquiriram quantidades maiores do que o recomendado. Embora a disparidade entre classes seja evidente, evidencia-se que o baixo consumo está presente em todos os níveis de rendimento, mostrando que não é somente o nível de renda o único fator responsável pelo baixo consumo, mas possivelmente uma questão de hábito.

TABELA 1

Brasil e classes de rendimento *per capita*:¹ quantidade média em quilogramas (kg)/dia adquiridos por AE e *per capita* (2009)

| | Brasil | Inferior | Intermediária | Superior |
|--------------------------------------|--------|----------|---------------|----------|
| Total | | | | |
| Kg por AE/dia | 0,168 | 0,078 | 0,162 | 0,300 |
| Kg <i>per capita</i> /dia | 0,133 | 0,061 | 0,129 | 0,241 |
| Kg por AE/dia ≥ 320g (%) | 17 | 6 | 17 | 31 |
| Kg <i>per capita</i> /dia ≥ 320g (%) | 13 | 4 | 13 | 26 |
| Amostra | | | | |
| Kg por AE/dia | 0,320 | 0,173 | 0,305 | 0,495 |
| Kg <i>per capita</i> /dia | 0,267 | 0,140 | 0,254 | 0,420 |
| Kg por AE/dia ≥ 320g (%) | 32 | 14 | 32 | 51 |
| Kg <i>per capita</i> /dia ≥ 320g (%) | 27 | 10 | 26 | 46 |

Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Os domicílios foram divididos de acordo com quartos da distribuição de renda *per capita*. Consideram-se como pertencentes à classe inferior os domicílios situados no primeiro quartil dessa distribuição, com renda *per capita* de até R\$ 285. A classe intermediária engloba domicílios situados no segundo e terceiro quartis, com renda superior a R\$ 285 e até R\$ 984. Os demais domicílios enquadram-se na classe superior (quarto quartil).

6. Nesta tabela, apresenta-se o consumo médio dos produtos utilizados nas estimações, os quais correspondem a 80% do consumo em kg/dia de frutas e hortaliças. Pode-se dizer que esses produtos deveriam corresponder, em média, a 320 g da quantidade diária recomendada.

7. Escala adotada em Rocha (1998).

8. Ver tabela 3 para a composição da cesta de frutas e verduras utilizada neste estudo.

Pela tabela 2, verifica-se que a distribuição da quantidade consumida por AE é assimétrica em todas as classes da amostra. Especialmente na classe intermediária, que apresenta uma média de consumo próxima do recomendado, a quantidade mediana equivale a apenas 197 kg/AE. Para constatar a pouca variabilidade na aquisição desses bens em todas as classes, a tabela 2 também mostra a quantidade de produtos adquiridos em cada classe. Nos domicílios mais pobres, 75% adquiriram na semana de referência até três dos 25 produtos considerados.

TABELA 2

Classes de rendimento *per capita*: quantidade em kg/AE diária e de produtos adquiridos na semana de referência por percentil (2009)

| Percentil | Inferior | | Intermediário | | Superior | |
|-----------|----------|----------------|---------------|----------------|----------|----------------|
| | Kg/AE | Número de bens | Kg/AE | Número de bens | Kg/AE | Número de bens |
| 10 | 0,025 | 1 | 0,041 | 1 | 0,066 | 1 |
| 25 | 0,050 | 1 | 0,090 | 1 | 0,149 | 2 |
| 50 | 0,111 | 2 | 0,197 | 3 | 0,332 | 4 |
| 75 | 0,221 | 3 | 0,393 | 4 | 0,632 | 6 |
| 90 | 0,387 | 5 | 0,682 | 7 | 1,105 | 9 |

Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

3.2 Produtos e variáveis utilizadas

As informações utilizadas neste estudo são provenientes dos microdados da POF (IBGE, 2010), pesquisa de caráter amostral realizada pelo IBGE para os anos 2008-2009. Para a coleta de informações sobre os alimentos adquiridos pelas famílias destinadas ao consumo domiciliar, o IBGE utilizou a chamada *caderneta de despesa coletiva*, em que foram registradas diariamente e durante sete dias consecutivos, a descrição detalhada de cada produto adquirido, a quantidade, a unidade de medida, a despesa, o local de aquisição e a forma de obtenção do produto. As informações destas aquisições foram fornecidas pela pessoa que administrava ou dirigia este tipo de despesa no orçamento doméstico.⁹

9. É importante destacar que este trabalho analisa a relação entre localização do domicílio, composição demográfica e hábitos de vida na demanda dos alimentos (total adquirido), e não no consumo efetivo dos mesmos. Ao contrário de outras POFs, a POF 2008-2009 traz um questionário (POF-7) sobre o consumo efetivo de mais de mil alimentos. Além da POF 2008-2009, somente o Estudo Nacional de Despesa Familiar (ENDEF), de 1974-1975, fez tal pesquisa. Entretanto, não há nesse questionário informação sobre a despesa com estes alimentos, o que impede a obtenção dos preços enfrentados pelos consumidores. Assim, apesar do consumo efetivo refletir de forma mais precisa a saúde do consumidor, entende-se que o uso do total adquirido é uma boa aproximação deste consumo. Isto acontece porque, como este estudo trata de produtos alimentares (frutas e hortaliças) que, por suas características, não são estocados por muito tempo, a análise apenas da demanda (da compra) não deixa de ser um indicador apropriado para o consumo efetivo. Os autores agradecem ao parecerista por apontar esta questão.

Foram escolhidas 25 frutas e hortaliças (tabela 3), as quais correspondem a aproximadamente 80% da quantidade domiciliar *per capita* consumida, permitindo obter um sistema representativo para o grupo alimentar em análise, sem criar um número excessivo de equações. Elas foram escolhidas com base na classificação dos grupos alimentares da POF, devido à sua importância na aquisição domiciliar em relação aos demais itens dentro do subgrupo alimentar analisado, como também à sua importância para uma alimentação saudável e variada (IBGE, 2010e). Em razão da imposição de aditividade das parcelas de gasto, trata-se um dos bens como residual e estima-se o sistema de demanda para $n-1$ bens (Yen *et al.*, 2003).

TABELA 3
Proporção de domicílios com consumo zero por frutas e hortaliças selecionadas¹ (2009)
(Em %)

| Produtos | Classes de rendimento <i>per capita</i> ² | | |
|---------------------------|--|---------------|----------|
| | Inferior | Intermediária | Superior |
| Frutas de clima tropical | | | |
| Abacaxi | 96,2 | 93,4 | 89,8 |
| Banana | 62,2 | 58,1 | 49,2 |
| Laranja | 79,5 | 74,6 | 67,3 |
| Limão | 95,2 | 93,8 | 88,9 |
| Mamão | 94,4 | 89,6 | 77,9 |
| Manga | 93,8 | 93,2 | 91,5 |
| Melão | 98,7 | 97,5 | 94,8 |
| Melancia | 91,5 | 90,9 | 89,7 |
| Tangerina | 96,7 | 94,0 | 89,6 |
| Frutas de clima temperado | | | |
| Maçã | 83,9 | 78,7 | 69,3 |
| Morango | 99,4 | 98,1 | 95,2 |
| Pera | 99,1 | 97,3 | 91,6 |
| Uva | 96,0 | 93,2 | 88,7 |
| Hortaliças folhosas | | | |
| Alface | 84,6 | 73,3 | 65,3 |
| Brócolis ³ | 99,6 | 98,6 | 94,7 |
| Couve | 95,5 | 92,8 | 90,1 |
| Repolho | 93,0 | 90,3 | 88,3 |
| Hortaliças frutosas | | | |
| Abóbora | 91,3 | 90,8 | 89,6 |
| Chuchu | 94,8 | 92,6 | 89,9 |
| Pepino | 96,0 | 94,2 | 91,7 |
| Tomate | 48,4 | 50,8 | 49,8 |
| Hortaliças tuberosas | | | |
| Batata-inglesa | 75,1 | 72,2 | 71,4 |
| Beterraba | 95,7 | 93,7 | 91,5 |
| Cenoura | 85,9 | 81,4 | 75,1 |
| Mandioca | 89,9 | 89,2 | 89,8 |

Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Os produtos considerados no sistema de demanda neste trabalho foram escolhidos com base na classificação dos grupos alimentares da POF, devido à sua importância na aquisição domiciliar em relação aos demais itens dentro do subgrupo alimentar analisado (IBGE, 2010e), os quais correspondem a aproximadamente 80% da quantidade domiciliar *per capita*.

² As classes de rendimento foram criadas com base na distribuição da renda domiciliar *per capita* dos domicílios considerados nas estimações. Ver nota de rodapé 5.

³ Bem residual.

Os vetores e e z , utilizados no primeiro e no segundo estágios, respectivamente, são compostos por variáveis que permitem captar as diferenças no padrão de consumo entre os domicílios em relação à composição, à localização e aos hábitos (quadro 1). No primeiro grupo de variáveis, pode-se captar como a estrutura familiar e as características do responsável pelo domicílio contribuem na aquisição de alimentos mais saudáveis. Consideraram-se como variáveis categóricas: uma variável que identifica se o responsável pelo domicílio é do sexo feminino, se existem crianças (de zero a onze anos) e adolescentes (de doze a dezoito anos), e se existem idosos (acima de sessenta anos). Incluíram-se também variáveis que identificam a escolaridade do responsável e a renda domiciliar *per capita*.

QUADRO 1

Variáveis presentes nos vetores z_{ik} e D_{ik}

| Variáveis | Descrição |
|------------------------|--|
| Localização domiciliar | |
| Urbano | Domicílio localizado em zona urbana = 1; caso contrário = 0. |
| Norte | Domicílio localizado na região Norte = 1; caso contrário = 0. |
| Nordeste | Domicílio localizado na região Nordeste = 1; caso contrário = 0. |
| Sudeste | Domicílio localizado na região Sudeste = 1; caso contrário = 0. |
| Centro-Oeste | Domicílio localizado na região Centro-Oeste = 1; caso contrário = 0. |
| Composição domiciliar | |
| Renda ¹ | Renda domiciliar <i>per capita</i> |
| ChefeM | Chefe de família do sexo feminino = 1; caso contrário = 0. |
| Escolaridade | Anos de estudo do chefe de família. |
| Criança | Presença de criança = 1; caso contrário = 0. |
| Adolescente | Presença de adolescente = 1; caso contrário = 0. |
| Idosos | Presença de idoso = 1; caso contrário = 0. |
| Hábitos de vida | |
| Obesos | Número de pessoas no domicílio que estão acima do peso. |
| Cigarro e álcool | Gastos com bebidas alcoólicas e cigarros no domicílio = 1; caso contrário = 0. |
| Atividade física | Gastos com academia = 1; caso contrário = 0. |
| Avaliação | Considera a alimentação adquirida adequada = 1; caso contrário = 0. |

Elaboração dos autores.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ¹ Variável usada apenas no primeiro estágio.

As variáveis de localização permitem verificar as diferenças de consumo entre as regiões geográficas e as zonas de residência. Assim, utiliza-se uma variável que identifica a diferença de consumo entre as áreas urbanas e rurais. Para as *dummies* que representam as regiões geográficas, a região Sul é considerada como base de comparação, pois é a região que tem maior participação dos grupos alimentares considerados no consumo calórico domiciliar (IBGE, 2010b).

Como se supõe que os hábitos de vida saudáveis dos indivíduos podem influenciar o consumo dos tipos de alimento analisados, são incluídos no sistema de demanda

as variáveis que representam a existência de pessoas obesas no domicílio, o consumo de bebidas alcoólicas e de cigarros (*proxies* para baixa preocupação com a saúde), a preocupação com a prática de exercícios físicos, expressa pela existência de gastos com essas atividades (*proxy* para preocupação com a saúde) e o reconhecimento do tipo de alimentação adquirida pelo responsável do domicílio,¹⁰ consideradas como *proxies* para os cuidados com a saúde e a conscientização dos hábitos alimentares. O número de obesos é identificado pelo número de pessoas com índice de massa corpórea (IMC) acima do valor definido em Cole *et al.* (2000), que caracteriza o estado de obesidade, de acordo com o IMC por faixa etária. As variáveis relacionadas ao gasto com cigarros e álcool, bem como ao gasto com atividades físicas, são *dummies* que identificam se existiu algum destes gastos no domicílio. Por fim, criou-se uma *dummy* que identifica se o domicílio adquire sempre os alimentos desejados, como forma de captar se os produtos analisados fazem parte das preferências domiciliares, ou seja, se domicílios que consomem sempre os alimentos desejados tendem a demandar frutas e hortaliças. Assim, essa variável capta a autopercepção do tipo de dieta realizada dentro do domicílio.

Depois de retirados os domicílios que não informaram algumas das variáveis demográficas consideradas, a amostra final possui 28.128 observações (de 55.970 domicílios entrevistados pela POF), correspondente aos domicílios que declararam o consumo de pelo menos um dos bens (incluindo o bem residual). Uma vez que existe discrepância entre grupos de rendimento, os domicílios foram divididos de acordo com quartos da distribuição de renda *per capita*. Consideram-se como pertencentes à classe inferior os domicílios situados no primeiro quartil dessa distribuição, com renda *per capita* de até R\$ 285. A classe intermediária engloba domicílios situados no segundo e no terceiro quartis, com renda superior a R\$ 285 e até R\$ 984. Os demais domicílios enquadram-se na classe superior (quarto quartil).

3.3 Descrição das variáveis demográficas

Os valores médios das variáveis de composição familiar são apresentados na tabela 4. Os domicílios considerados na estimação são compostos, em média, por 3,5 pessoas. Aplicando a escala de AE, ou seja, considerando crianças e adolescentes como uma fração de adulto, tem-se 2,7 pessoas por domicílio. Em média, os domicílios da amostra possuíam rendimento *per capita* de R\$ 898,81, valor aproximado a dois salários-mínimos de 2009 (ano de referência da POF 2008-2009). Na classe inferior, os rendimentos *per capita* correspondem a menos de meio salário-mínimo,¹¹ enquanto os domicílios mais ricos recebem, em média, R\$ 2.296 por pessoa.

10. Essa variável foi construída por meio do questionário sobre as condições de vida no domicílio, incluído na POF, que apresenta uma pergunta ao responsável deste sobre sua percepção sobre o tipo de alimento consumido pelos integrantes do domicílio.

11. Para o período de referência da pesquisa, o valor do salário-mínimo correspondia a R\$ 415.

Pela análise descritiva das famílias da amostra para o Brasil e para os grupos de rendimento considerados, nota-se que a organização familiar é praticamente igual entre os grupos no que se refere à chefia domiciliar. Entretanto, observa-se a discrepância em relação ao nível educacional do chefe da família. Nas famílias no grupo de menor rendimento, os responsáveis por ela têm, em média, 4,5 anos de estudo. No entanto, as famílias com maior nível de rendimento também apresentaram o maior estoque educacional, correspondendo a quase dez anos (equivalente ao ensino médio incompleto). Também se verifica que nas classes inferiores a proporção de domicílios com crianças e adolescentes é maior do que nas classes superiores. Cerca de três quartos dos domicílios mais vulneráveis em termos de renda possuem crianças.

TABELA 4
Composição domiciliar, Brasil e grupos de rendimento *per capita* (2009)

| Composição familiar | Brasil | Inferior | Intermediária | Superior |
|--|--------|----------|---------------|----------|
| Número de pessoas | 3,5 | 4,5 | 3,3 | 2,8 |
| Número de pessoas (AE) | 2,7 | 3,5 | 2,7 | 2,3 |
| Domicílios com crianças (%) | 46 | 75 | 43 | 25 |
| Domicílios com adolescentes (%) | 29 | 44 | 28 | 17 |
| Domicílios com idosos (%) | 28 | 16 | 32 | 33 |
| Renda domiciliar <i>per capita</i> (R\$) | 898,81 | 180 | 558,9 | 2.296 |
| Chefe do sexo feminino (%) | 30 | 30 | 29 | 31 |
| Escolaridade do chefe | 6,6 | 4,5 | 6,1 | 9,7 |

Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Quanto à localização (tabela 5), há predominância de domicílios urbanos. Percebe-se também uma maior concentração de famílias do grupo com menor nível de renda na região Nordeste (54%), enquanto a maior concentração de famílias com maior nível de renda encontra-se na região Sudeste (32%).

TABELA 5
Brasil e grupos de rendimento *per capita*: localização domiciliar (2009)
(Em %)

| Localização | Brasil | Inferior | Intermediária | Superior |
|--------------|--------|----------|---------------|----------|
| Urbano | 79 | 71 | 79 | 87 |
| Norte | 13 | 16 | 12 | 10 |
| Nordeste | 35 | 54 | 33 | 20 |
| Sudeste | 25 | 14 | 26 | 32 |
| Sul | 14 | 6 | 15 | 21 |
| Centro-Oeste | 13 | 9 | 13 | 16 |

Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Em relação às variáveis que expressam os hábitos de vida, verifica-se, na tabela 6, que o problema da obesidade e do consumo de álcool e cigarros é semelhante entre as faixas de renda. Conforme a amostra, os domicílios brasileiros possuem, em média, 0,4 obesos, ou seja, para cada dez domicílios existem quatro pessoas consideradas obesas. Esta proporção é semelhante em todas as faixas de rendimento, assim como a proporção de domicílios com gastos em cigarro e bebidas alcoólicas. Em média, 10% dos domicílios brasileiros consomem estes bens. Em contraste, os gastos com atividades físicas são mais frequentes em domicílios mais ricos.

TABELA 6
Brasil e grupos de rendimento *per capita*: hábitos de vida (2009)

| Hábitos de vida | Brasil | Inferior | Intermediária | Superior |
|--------------------------------------|--------|----------|---------------|----------|
| Número de obesos | 0,40 | 0,37 | 0,41 | 0,43 |
| Gastos com cigarro e álcool (%) | 10 | 8 | 10 | 11 |
| Gastos com academia (%) | 4 | 1 | 2,5 | 11 |
| Avaliação alimentar satisfatória (%) | 36 | 14 | 33 | 62 |

Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

A proporção de domicílios que consideram a aquisição alimentar satisfatória em relação ao tipo de alimento adquirido é crescente, de acordo com o nível de renda. Apenas 14% dos domicílios mais pobres consideram sua alimentação adequada às suas preferências; em contraste, 62% dos domicílios da classe de rendimento superior apresentaram tal avaliação. Assim, esta percepção relaciona-se à insuficiência de renda para adquirir um nível de alimentação desejada. Essa variável pode expressar uma avaliação subjetiva da conscientização da qualidade dos alimentos consumidos, uma vez que o domicílio pode ter uma avaliação satisfatória, mas não consumir alimentos saudáveis devido a suas preferências alimentares.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO¹²

4.1 Decisão de compra – primeiro estágio

Além de ser importante para a correção do problema de consumo zero, o primeiro estágio do procedimento de Shonkwiler e Yen (1999) gera as estimativas de propensão à aquisição dos bens, possibilitando verificar como determinadas características sociodemográficas influenciam na propensão à aquisição dos itens em análise. Nesta seção, são apresentados os efeitos marginais das variáveis de composição domiciliar, localização e hábitos de vida sobre a propensão a consumir frutas e hortaliças nos grupos de rendimento domiciliar *per capita*.

12. Os resultados apresentados nesta seção e que serão objeto de análise serão aqueles relacionados às variáveis de hábitos de vida, localização e composição familiar descritas no quadro 1. Os resultados para as demais variáveis da equação (6), preços e dispêndio, não serão analisadas neste artigo, pois já foram objeto de outra publicação (submetida a outro periódico).

Os resultados dos efeitos marginais das variáveis de composição domiciliar para as classes de rendimentos consideradas são expostos na tabela 7. Poucas variáveis mostraram-se significativas à probabilidade de consumo nas classes de renda mais baixas, evidenciando-se que existe pouca variabilidade de propensão ao consumo dentro dessas classes em decorrência de características referentes à estrutura familiar. Uma delas é a chefia domiciliar feminina (*ChefeM*). Não há diferença estatisticamente significativa entre domicílios chefiados por mulheres ou não com relação à probabilidade de consumo de vinte produtos. Esta variável também influencia a aquisição de poucos produtos no grupo de renda intermediário (seis produtos) e superior (oito produtos). É comum às classes a sua influência negativa sobre aqueles produtos que necessitam de maior tempo de preparo antes de seu consumo, por exemplo, *abóbora*, *batata*, *beterraba* e *mandioca*. Isto corrobora as conclusões de Shlindwein e Kassouf (2007) sobre a relação negativa entre chefia feminina e o consumo de alimentos tempo-intensivos, uma vez que tal posição gera custos de oportunidade entre trabalhar e realizar atividades domésticas. A relação inversa desta variável e a probabilidade de aquisição de *tomate* e *batata* também foram encontradas em Coelho (2006).

Destaca-se, também, a *dummy* que identifica se o domicílio possui crianças e adolescentes, principalmente sobre o consumo de hortaliças (com exceção da faixa inferior de renda). Apesar da existência de crianças no domicílio ser significativa para a aquisição das seguintes frutas: *banana*, *laranja*, *manga*, *tangerina*, *maçã* e *uva*, no caso das hortaliças analisadas, a sua contribuição é dada apenas no consumo de *chuchu*, *batata-inglesa* e *cenoura*, os quais são itens considerados mais populares. Já a existência de adolescentes eleva a probabilidade de aquisição de apenas cinco itens: *tangerina*, *alface*, *repolho*, *pepino* e *mandioca*. Para o consumo de grande parte das frutas e hortaliças, os domicílios são indiferentes à existência de menores de dezoito anos e de pessoas idosas. Este fato é preocupante, visto que sendo estas classes as mais deficitárias no consumo da categoria alimentar considerada, esperava-se que pelo menos a existência de indivíduos nessas faixas etárias contribuísse para a qualidade da aquisição alimentar.

Apesar do baixo estoque educacional dos responsáveis pelos domicílios situados no primeiro quartil de renda *per capita*, nota-se sua significativa contribuição para propensão ao consumo de alimentos saudáveis. Entre os produtos analisados, dez são significativamente influenciados pela escolaridade do chefe, incluindo alguns que são pouco consumidos por menos de 10% dos domicílios pobres: *mamão*, *maçã*, *pera*, *uva* e *alface*. Assim, o nível de informação é um diferencial entre os domicílios mais pobres para uma alimentação mais saudável e variada. No entanto, a probabilidade de compra aumenta apenas em menos de um ponto percentual, dado o acréscimo de mais um ano de estudo, em média. Verifica-se que a renda domiciliar *per capita* é a variável que mais

influencia positivamente o consumo em domicílios mais pobres, contribuindo positivamente para a propensão de compra de doze produtos. Verifica-se que a cada R\$ 100 de acréscimo nos rendimentos *per capita*, a probabilidade de consumo aumenta de forma significativa entre 0,5 e 3 pontos percentuais (p.p.). Assim, a renda também se mostra importante para uma alimentação de qualidade, por permitir uma maior variabilidade de aquisição, sendo também um diferencial entre os domicílios mais pobres. Tal variável contribui principalmente para o consumo de hortaliças na classe de renda inferior, visto que essa categoria sofre pouca influência das demais variáveis de composição familiar.

Ao contrário das classes inferiores, a maioria das variáveis mostrou-se significativas nas classes de renda intermediária e superior, principalmente para as *frutas de clima temperado* e *hortaliças folhosas*. Isto decorre do baixo consumo destes bens nos domicílios mais pobres, o que permite pouca variação entre as observações, diferentemente do que ocorre em classes mais altas. A escolaridade do chefe também contribui para a aquisição de frutas e hortaliças em domicílios da classe média e superior. Na classe intermediária, o estoque educacional do chefe eleva a probabilidade de aquisição de treze produtos, inclusive dos produtos *morango*, *pera* e *brócolis*, que têm baixa proporção de domicílios consumidores. Os domicílios com alto nível de renda também sofrem influência da escolaridade de seu responsável (treze produtos), destacando-se as frutas, principalmente aquelas pertencentes à categoria *frutas de clima temperado*, em que, para todos seus produtos, a variável foi significativa. A presença de crianças e idosos nos domicílios de renda média e alta, ao contrário do que ocorre em domicílios pobres, é importante na decisão de adquirir boa parte dos alimentos considerados, principalmente de hortaliças.

Quanto à localização domiciliar (tabela 8), de forma geral, ela interfere na probabilidade de consumo de frutas e hortaliças. Destacam-se à propensão ao consumo de *frutas tropicais* na região Nordeste e *frutas de clima temperado* nas regiões Sul e Sudeste. Constata-se, também, que domicílios localizados no Norte e no Nordeste têm menor propensão ao consumo da maioria das hortaliças (em relação à região Sul, categoria-base). Além disso, residir em áreas urbanas eleva a probabilidade de compra de forma significativa, evidenciando que os domicílios urbanos têm maior variabilidade de consumo. Nas áreas rurais, apenas as propensões ao consumo de *abóbora* e *mandioca*, alimentos mais tradicionais nestas áreas, são favorecidas.

TABELA 7
Classes de rendimento domiciliar per capita: efeitos marginais das variáveis de composição domiciliar (2009)

| Produtos | Inferior | | | | Intermediária | | | | Superior | | | | | | | | | |
|----------------------------------|----------|---------|----------|---------|---------------|---------|---------|-----------|-----------|---------|-------------|--------|---------|-----------|------------|--------|--------|-------|
| | ChefeM | Estudo | Renda | Criança | Adolescente | Idoso | ChefeM | Estudo | Renda | Criança | Adolescente | Idoso | | | | | | |
| Frutas de clima tropical | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Abacaxi | -0,009 | 0,001 | 0,0001 | 0,01 | 0,004 | 0,006 | -0,007 | 0,0022 | 0,000072 | 0,012 | 0,001 | -0,005 | 0,002 | 0,0000152 | 0,01 | 0,02 | 0,01 | |
| Banana | -0,021 | 0,0062 | 0,00022 | 0,042 | 0,001 | 0,0562 | -0,004 | 0,0072 | 0,000092 | 0,042 | 0,003 | 0,072 | -0,003 | 0,0000132 | 0,031 | 0,032 | 0,102 | |
| Laranja | -0,009 | 0,0072 | 0,00022 | 0,032 | 0,005 | 0,0222 | 0,0001 | 0,0032 | 0,000132 | 0,042 | 0,001 | 0,042 | -0,010 | 0,0000112 | 0,031 | 0,004 | 0,082 | |
| Limão | 0,004 | 0,001 | 0,00001 | 0,004 | 0,006 | 0,002 | -0,011 | 0,0012 | 0,000022 | 0,001 | 0,004 | 0,001 | -0,008 | 0,0000132 | 0,01 | 0,022 | 0,003 | |
| Mamão | -0,021 | 0,0052 | 0,00011 | -0,006 | -0,002 | 0,016 | 0,0025 | 0,000132 | 0,011 | -0,002 | 0,032 | 0,011 | -0,005 | 0,000042 | 0,02 | 0,005 | 0,102 | |
| Manga | -0,001 | -0,0005 | 0,00012 | 0,014 | 0,002 | -0,001 | -0,002 | -0,001 | 0,000062 | 0,022 | 0,010 | 0,011 | -0,006 | 0,0000162 | 0,01 | -0,01 | 0,01 | |
| Melancia | -0,007 | 0,0001 | 0,00003 | 0,004 | -0,0002 | -0,000 | -0,012 | 0,0003 | 0,000042 | 0,0132 | 0,008 | 0,002 | -0,022 | 0,0000142 | 0,01 | 0,01 | 0,032 | |
| Melão | 0,001 | 0,0001 | 0,00002 | 0,002 | 0,001 | 0,001 | -0,001 | 0,001 | 0,000032 | -0,001 | 0,002 | 0,004 | -0,001 | 0,000012 | -0,002 | 0,0151 | 0,022 | |
| Tangerina | -0,005 | 0,001 | 0,00022 | 0,031 | 0,032 | -0,005 | -0,030 | 0,001 | 0,000072 | 0,0282 | 0,011 | 0,004 | -0,021 | 0,0000162 | -0,004 | 0,02 | 0,042 | |
| Frutas de clima temperado | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Maçã | -0,016 | 0,0102 | 0,0001 | 0,072 | -0,010 | -0,016 | 0,0086 | 0,0062 | 0,000132 | 0,072 | -0,003 | -0,015 | 0,004 | 0,0052 | 0,0000272 | 0,052 | 0,01 | 0,02 |
| Morango | 0,018 | 0,007 | 0,00003 | 0,03 | -0,003 | -0,019 | 0,0122 | 0,0032 | 0,000072 | 0,032 | 0,001 | 0,004 | -0,007 | 0,0000132 | 0,042 | 0,042 | 0,01 | |
| Pera | 0,0002 | 0,0042 | 0,0001 | 0,002 | -0,01 | 0,0221 | -0,0061 | 0,0032 | 0,000062 | 0,01 | -0,006 | 0,011 | 0,010 | 0,0000172 | 0,022 | 0,005 | 0,022 | |
| Uva | -0,011 | 0,0052 | 0,00042 | 0,042 | 0,003 | 0,027 | -0,0008 | 0,001 | 0,000052 | 0,022 | 0,003 | -0,011 | 0,003 | 0,0000152 | 0,022 | -0,01 | 0,01 | |
| Hortaliças folhosas | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Alface | -0,052 | 0,0082 | 0,00032 | -0,02 | 0,042 | 0,022 | -0,032 | 0,0004 | 0,00012 | 0,021 | 0,032 | 0,0001 | -0,002 | -0,001 | 0,00000162 | 0,052 | 0,062 | 0,022 |
| Brócolis | -0,003 | 0,003 | -0,0001 | -0,05 | -0,003 | -0,008 | -0,0044 | 0,0042 | 0,000092 | 0,021 | 0,01 | 0,032 | 0,02 | 0,0092 | 0,0000242 | 0,02 | 0,02 | 0,042 |
| Couve | 0,001 | -0,0001 | 0,000051 | -0,002 | -0,001 | 0,005 | 0,0068 | 0,0022 | 0,00001 | 0,01 | 0,012 | 0,022 | 0,022 | -0,001 | 0,0000072 | 0,022 | 0,032 | 0,022 |
| Repolho | -0,018 | -0,0042 | 0,0001 | -0,01 | 0,021 | -0,006 | -0,0086 | -0,0032 | 0,000072 | 0,021 | 0,032 | -0,003 | -0,021 | -0,0032 | -0,000002 | 0,02 | 0,01 | 0,01 |
| Hortaliças tuberosas | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Abóbora | -0,008 | -0,001 | 0,0001 | -0,003 | -0,003 | 0,012 | -0,0061 | 0,0004 | 0,00001 | 0,002 | -0,001 | 0,0162 | 0,003 | 0,0001 | 0,0000051 | 0,0004 | 0,002 | 0,032 |
| Chuchu | -0,001 | -0,0002 | 0,000052 | 0,0042 | 0,005 | 0,002 | 0,0043 | -0,00001 | 0,00001 | 0,007 | 0,005 | 0,0282 | -0,005 | 0,0002 | 0,000004 | 0,021 | -0,004 | 0,042 |
| Pepino | -0,017 | 0,001 | 0,00001 | -0,014 | 0,021 | -0,0003 | 0,007 | -0,000004 | 0,00003 | 0,002 | 0,004 | -0,008 | 0,002 | 0,0000004 | 0,01 | 0,001 | 0,01 | |
| Tomate | -0,004 | -0,001 | 0,00003 | 0,0005 | 0,001 | -0,007 | -0,032 | 0,001 | 0,0000031 | 0,0202 | 0,052 | -0,016 | -0,021 | 0,0000007 | 0,042 | 0,02 | 0,004 | |
| Hortaliças tuberosas | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Batata | -0,011 | 0,0052 | 0,00032 | 0,032 | 0,016 | 0,003 | -0,0181 | 0,0022 | 0,00001 | 0,032 | 0,042 | 0,0262 | -0,001 | 0,002 | 0,00000091 | 0,042 | 0,02 | 0,019 |
| Beterraba | -0,009 | 0,002 | 0,0001 | 0,01 | -0,01 | 0,002 | 0,0075 | 0,001 | 0,000082 | 0,032 | 0,0162 | -0,002 | -0,022 | 0,0002 | 0,0000102 | 0,052 | 0,042 | 0,014 |
| Cenoura | -0,003 | 0,0042 | 0,00022 | 0,022 | 0,002 | -0,003 | -0,002 | 0,0042 | 0,000062 | 0,042 | 0,0352 | 0,012 | -0,013 | 0,0052 | 0,00000112 | 0,062 | -0,01 | 0,032 |
| Mandioca | -0,0211 | -0,001 | 0,000022 | 0,003 | 0,021 | 0,014 | -0,0091 | -0,001 | 0,00002 | -0,003 | 0,005 | -0,005 | -0,0242 | -0,001 | -0,000002 | 0,01 | 0,022 | 0,032 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Nível de significância a 10%.

² Nível de significância a 5%.

Obs.: Efeitos marginais da renda já considerando a variável em nível.

TABELA 8
Classes de rendimento domiciliar per capita: efeitos marginais das variáveis de localização domiciliar (2009)

| Produtos | Inferior | | | Intermediária | | | Superior | | | | | | |
|---------------------------|----------|--------|--------|---------------|---------|--------|----------|---------|--------|---------------------|---------|---------|---------|
| | Urbano | N | SE | Urbano | N | SE | Urbano | N | SE | CO | | | |
| Frutas de clima tropical | | | | | | | | | | | | | |
| Abacaxi | -0,001 | 0,02 | 0,03 | -0,001 | 0,022 | 0,082 | 0,002 | 0,01 | 0,005 | -0,031 ¹ | 0,112 | -0,009 | 0,022 |
| Banana | 0,072 | -0,04 | 0,082 | -0,072 | 0,112 | 0,052 | -0,072 | -0,122 | 0,1392 | -0,0652 | 0,019 | -0,0532 | -0,0622 |
| Laranja | 0,042 | -0,072 | 0,09 | 0,001 | 0,052 | 0,092 | 0,021 | -0,0004 | 0,0722 | -0,0842 | 0,1012 | 0,0702 | 0,0372 |
| Limão | 0,01 | 0,122 | 0,02 | 0,03 | -0,0002 | 0,072 | 0,042 | 0,032 | 0,0181 | 0,1212 | 0,0412 | 0,0652 | 0,0261 |
| Mamão | 0,01 | -0,001 | 0,02 | -0,004 | 0,022 | -0,082 | -0,032 | -0,052 | 0,1172 | -0,0902 | -0,023 | -0,0632 | -0,0631 |
| Manga | -0,01 | 0,005 | 0,092 | 0,02 | -0,005 | 0,042 | 0,082 | -0,042 | 0,010 | -0,0592 | 0,0322 | 0,013 | -0,0592 |
| Melancia | 0,012 | 0,092 | 0,12 | 0,02 | 0,052 | 0,102 | -0,022 | -0,004 | 0,018 | 0,0502 | 0,1262 | 0,003 | 0,021 |
| Melão | 0,001 | 0,011 | 0,02 | 0,002 | 0,01 | 0,052 | 0,003 | 0,004 | 0,0312 | 0,0322 | 0,0952 | 0,002 | 0,0292 |
| Tangerina | 0,041 | -0,122 | -0,082 | -0,04 | -0,072 | -0,072 | -0,032 | -0,052 | 0,019 | -0,0682 | -0,0602 | -0,0562 | -0,0772 |
| Frutas de clima temperado | | | | | | | | | | | | | |
| Maçã | 0,042 | -0,122 | -0,041 | -0,04 | 0,062 | -0,072 | 0,002 | -0,042 | 0,0842 | -0,0401 | -0,011 | -0,0352 | -0,0562 |
| Morango | -0,01 | -0,04 | 0,02 | 0,01 | 0,021 | -0,062 | -0,052 | -0,042 | 0,0372 | -0,0902 | -0,0652 | -0,001 | -0,0532 |
| Pera | 0,02 | -0,03 | -0,02 | 0,03 | 0,0003 | 0,022 | 0,062 | -0,003 | 0,0472 | 0,012 | 0,001 | 0,0812 | 0,0492 |
| Uva | 0,042 | -0,04 | 0,082 | -0,06 | 0,022 | -0,022 | 0,082 | -0,01 | 0,0262 | 0,020 | 0,0922 | 0,0342 | 0,013 |
| Hortaliças folhosas | | | | | | | | | | | | | |
| Alface | 0,072 | -0,262 | -0,252 | -0,02 | 0,021 | -0,192 | 0,1 | -0,005 | 0,004 | -0,1472 | -0,1642 | 0,0042 | 0,007 |
| Brócolis | 0,01 | - | -0,01 | 0,04 | 0,042 | -0,092 | -0,092 | -0,052 | 0,0552 | -0,1312 | -0,1462 | -0,0442 | -0,0902 |
| Couve | -0,01 | 0,002 | -0,03 | 0,05 | 0,002 | -0,032 | 0,102 | 0,042 | -0,006 | 0,0502 | -0,014 | 0,0932 | 0,0482 |
| Repolho | 0,01 | -0,072 | -0,102 | -0,03 | -0,021 | -0,062 | -0,112 | -0,072 | -0,072 | 0,0004 | -0,0312 | -0,0442 | -0,0114 |
| Hortaliças tuberosas | | | | | | | | | | | | | |
| Abóbora | -0,032 | 0,03 | 0,042 | 0,102 | 0,051 | 0,042 | 0,062 | 0,052 | -0,016 | 0,0432 | 0,0931 | 0,0551 | 0,0401 |
| Chuchu | 0,0001 | -0,02 | 0,02 | 0,051 | 0,01 | -0,052 | 0,042 | 0,052 | 0,002 | -0,0402 | 0,1522 | 0,0552 | 0,012 |
| Pepino | 0,02 | -0,02 | -0,02 | -0,02 | -0,01 | -0,003 | -0,022 | -0,001 | 0,004 | 0,0412 | 0,021 | 0,0322 | 0,010 |
| Tomate | 0,082 | 0,142 | 0,192 | 0,02 | 0,092 | 0,082 | 0,172 | 0,003 | 0,082 | 0,065 | 0,1142 | 0,015 | 0,1002 |
| Hortaliças tuberosas | | | | | | | | | | | | | |
| Batata-inglesa | 0,072 | -0,162 | -0,06 | 0,04 | -0,062 | -0,162 | -0,032 | -0,042 | 0,020 | -0,1052 | 0,0812 | -0,011 | -0,0692 |
| Beterraba | 0,01 | -0,02 | -0,04 | -0,01 | 0,01 | -0,032 | -0,042 | 0,01 | 0,003 | 0,013 | -0,006 | 0,002 | 0,0392 |
| Cenoura | 0,021 | 0,002 | 0,072 | 0,092 | 0,082 | 0,042 | 0,082 | 0,052 | 0,062 | -0,006 | 0,1052 | 0,0492 | 0,0512 |
| Mandioca | -0,072 | -0,03 | -0,052 | -0,072 | 0,052 | -0,082 | -0,022 | -0,042 | -0,112 | -0,0012 | 0,0492 | -0,0252 | 0,0532 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Nível de significância a 10%.

² Nível de significância a 5%.

Obs.: Efeitos marginais da renda já considerando a variável em nível.

Segundo a Embrapa (2004), a produção de frutas tropicais no Nordeste é favorecida por suas condições climáticas e baixo custo de produção, o que pode estar contribuindo para uma maior oferta desses produtos. Destaca-se a produção do *melão*, *banana*, *melancia* e *manga*, equivalente a 93%, 80%, 65% e 63% de toda a produção nacional, respectivamente (IBGE, 2009). A maior propensão à compra pelos domicílios nordestinos destes produtos pode ser explicada pela maior disponibilidade destes. Entretanto, o fato de residir no Nordeste não influencia a probabilidade de aquisição de *melão* em domicílios pobres.

Uma exceção merece destaque. Apesar de ser uma fruta de clima temperado, a propensão ao consumo de *uva* na região Nordeste é maior do que na região Sul, em todos os níveis de rendimento. Isto pode ser explicado pelo avanço de sua produção na região Nordeste, principalmente em áreas semiáridas de Pernambuco e Bahia, na região do Vale do São Francisco (Mori *et al.*, 2005), colocando-a em uma posição de destaque, com 21% do que é produzido no Brasil. Mesmo a região Sul possuindo participação equivalente a 65% da produção nacional, 85% é destinada produção de vinhos e sucos, enquanto no Nordeste 95% da produção é voltada para o produto *in natura* (IBGE, 2009). Apesar desta região ser a maior exportadora de *uva in natura* no Brasil, o volume exportado ainda é pequeno (menor que 6%), o que favorece a disponibilidade local (Oliveira Filho, 2011). Logo, todos esses fatores podem explicar o motivo da propensão à compra ser maior nos domicílios nordestinos do que nos domicílios sulistas.

Os efeitos marginais das variáveis que expressam hábitos de vida estão descritos na tabela 9. Percebe-se que há poucas variáveis significativas para a classe inferior de renda. No entanto, tais variáveis são importantes para explicar a propensão de compra em domicílios mais ricos. A quantidade de obesos em domicílios pobres influencia a aquisição de apenas quatro bens (*alface*, *chuchu*, *cenoura* e *mandioca*). Já em domicílios com renda intermediária e alta, essa variável foi significativa no consumo de dez produtos. Para estes domicílios, é interessante observar como o número de obesos influencia positivamente o consumo da maioria dos bens, sinalizando uma possível conscientização e melhoria dos hábitos alimentares, como forma de reverter o quadro de obesidade domiciliar. Isto porque o acréscimo de um indivíduo obeso aumenta a propensão de compra principalmente para os produtos *alface*, *repolho* e *tomate* na classe intermediária, e *tangerina*, *alface* e *tomate* na classe superior, cujo aumento é de aproximadamente 2 p.p.

Embora a proporção de domicílios que tiveram algum gasto com cigarros e álcool seja parecida entre as classes, tal variável reduz a probabilidade de consumo de apenas dois bens em domicílios pobres. Em domicílios com nível

de renda intermediário e alto, verifica-se que domicílios com esse tipo de gasto são menos propensos a uma dieta mais saudável, uma vez que reduz a probabilidade de compra de sete produtos no grupo intermediário e doze no grupo superior. Esta última classe, além de ter a maior proporção de domicílios que gastam com atividades físicas, também tem maior número de itens (dezoito produtos) cuja diferença entre estes e os que não gastam é significativa. Assim, evidencia-se que a propensão ao consumo de alimentos mais saudáveis relaciona-se positivamente com o gasto com a prática de atividades físicas. Domicílios mais ricos que destinam algum gasto monetário com atividades físicas são mais propensos a uma alimentação saudável.

Considerar a alimentação adquirida adequada às preferências domiciliares não influencia o consumo da maioria das frutas e hortaliças, ou seja, não há diferença estatística na aquisição entre esses domicílios e aqueles que têm uma percepção contrária. Constata-se que a maioria dos bens analisados não faz parte das preferências alimentares em todas as classes de rendimento, uma vez que a propensão ao consumo é indiferente ao fato dos consumidores adquirirem sempre os alimentos desejados ou não. Em domicílios pobres, aqueles que alegaram consumir sempre os alimentos desejados têm probabilidade significativamente maior para os produtos *maçã, uva, pepino e cenoura*, e menor para *abóbora*. Para os demais bens, não foram detectadas variações significativas entre os domicílios. A probabilidade de consumo destes produtos aumenta em até 4,9 p.p. em comparação aos domicílios que não consomem sempre alimentos preferidos. Apenas a propensão de compra de abóbora cai, evidenciando que este produto pode não ser adequado às preferências de domicílios pobres. Esta percepção mostrou-se mais importante para explicar a probabilidade de consumo em domicílios com nível de renda intermediária, principalmente para *frutas de clima temperado e hortaliças folhosas* (categorias cuja maioria dos bens apresentou proporções mais elevadas de consumo zero), evidenciando que a classe média tem uma percepção mais favorável ao consumo de alimentos mais saudáveis. A classe de renda superior apresenta uma maior proporção de domicílios que considera a alimentação adquirida adequada; todavia, não há uma grande associação com um maior consumo de frutas e hortaliças.

De forma geral, os resultados mostram que o consumo de frutas e hortaliças não sofre influência dos hábitos de vida nos domicílios pobres. Para os mais ricos, pode-se constatar sua associação com práticas alimentares mais saudáveis, especialmente a ausência de vícios e a destinação de parte da renda à realização de atividades físicas.

TABELA 9
Classes de rendimento domiciliar per capita: efeitos marginais das variáveis de hábitos de vida (2009)

| Produtos | Interior | | | | Intermediária | | | | Superior | | | |
|---------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | Número de obesos | Cigarro e álcool | Avaliação alimentar | Atividade física | Número de obesos | Cigarro e álcool | Avaliação alimentar | Atividade física | Número de obesos | Cigarro e álcool | Avaliação alimentar | Atividade física |
| Frutas de clima tropical | | | | | | | | | | | | |
| Abacaxi | -0,0011 | -0,0178 | 0,0060 | -0,0013 | 0,0087 ² | -0,0123 | -0,0006 | 0,0283 ² | 0,0013 | -0,0103 | 0,0207 ² | 0,0372 ² |
| Banana | -0,0041 | 0,0021 | 0,0042 | 0,0223 | 0,0015 | -0,0416 ² | 0,0028 | 0,0263 | 0,0018 | -0,0380 ² | -0,0160 | 0,0478 ² |
| Laranja | 0,0012 | -0,0205 | 0,0017 | 0,0100 | 0,0023 | -0,0378 ² | 0,0045 | 0,0337 | 0,0018 | -0,0585 ² | 0,0167 | 0,0723 ² |
| Limão | 0,0053 | 0,0024 | -0,0014 | 0,0404 | 0,0034 | -0,0025 | 0,0051 | 0,0025 | 0,0037 ² | 0,0055 | 0,0111 | 0,0184 ² |
| Mamão | 0,0055 | -0,0144 | 0,0032 | 0,0103 ¹ | 0,0103 ¹ | -0,0274 ² | 0,0694 ² | 0,0328 ² | 0,0041 | -0,0779 ² | -0,0037 | 0,0916 ² |
| Manga | -0,0006 | 0,0024 | 0,0059 | 0,0251 | 0,0005 | 0,0001 | 0,0120 ² | -0,0020 | -0,0069 | -0,0163 | -0,0058 | 0,0245 ² |
| Melancia | 0,0013 | 0,0107 | 0,0044 | 0,0146 | 0,0088 ² | -0,0090 | 0,0033 | 0,0033 | 0,0028 | -0,0108 | 0,0022 | 0,0309 ² |
| Melão | -0,00003 | -0,0015 | 0,0007 | - | 0,0051 ² | 0,0115 ² | 0,0049 | 0,0062 | 0,0083 ¹ | -0,0190 ² | 0,0019 | 0,0120 |
| Tangerina | 0,0066 | -0,053 ¹ | -0,0020 | 0,1176 | 0,0003 | -0,0184 | 0,0005 | 0,0387 ² | 0,0201 ² | -0,0381 ² | -0,0041 | 0,0307 ¹ |
| Frutas de clima temperado | | | | | | | | | | | | |
| Maçã | -0,0082 | -0,0292 | 0,0379 ² | 0,0877 | -0,0009 | -0,0331 ² | 0,0333 ² | 0,0190 | -0,0079 | -0,0510 ² | -0,0148 | 0,0535 ² |
| Morango | 0,0130 | -0,030 | 0,0116 | 0,0412 | 0,0081 | -0,0086 | 0,0123 ² | 0,0187 | -0,0106 | -0,0186 | -0,0026 | 0,0143 |
| Pera | 0,0036 | -0,017 | 0,0241 | 0,0158 | 0,0008 | -0,0127 | 0,0158 ² | 0,0189 | -0,0118 ² | -0,0175 ² | 0,0159 ² | 0,0097 |
| Uva | 0,0020 | -0,064 ² | 0,0490 ² | 0,0765 | 0,0048 | -0,0163 ² | 0,0241 ² | 0,0101 | -0,0131 ² | -0,0241 ² | 0,0199 ² | 0,0124 |
| Hortaliças folhosas | | | | | | | | | | | | |
| Alface | 0,0195 ¹ | -0,0335 | 0,0051 | 0,1237 | 0,0231 ² | -0,0112 | 0,0293 ² | 0,0516 ¹ | 0,0173 ¹ | 0,0066 | 0,0019 | 0,0782 ² |
| Brócolis | 0,0055 | - | 0,0098 | 0,0149 | -0,0046 | -0,0007 | 0,0180 ¹ | 0,0414 ¹ | -0,0004 | -0,0428 ² | -0,0182 | 0,0590 ² |
| Couve | -0,0016 | 0,0013 | 0,0037 | -0,0342 | 0,0023 | 0,0029 | 0,0138 ² | 0,0075 | 0,0054 | -0,0032 | 0,0053 | 0,0009 |
| Repolho | 0,0033 | 0,0332 | -0,0007 | 0,0219 | 0,0231 ² | -0,0027 | 0,0099 | 0,0157 | 0,0130 ² | -0,0096 | 0,0014 | 0,0222 |
| Hortaliças frutuosas | | | | | | | | | | | | |
| Abóbora | -0,0070 | 0,0031 | -0,0205 ¹ | 0,0378 | 0,0028 | -0,0028 | -0,0014 | -0,0042 | 0,0073 | -0,0307 ² | -0,0003 | 0,0200 ¹ |
| Chuchu | 0,0048 ² | -0,0037 | 0,0048 | -0,0153 | 0,0035 | -0,0063 | 0,0087 | 0,0108 | 0,0131 ² | -0,0217 ¹ | -0,0006 | 0,0287 ² |
| Pepino | -0,0068 | -0,0004 | 0,0272 ¹ | 0,0256 | 0,0061 ² | -0,0135 ² | 0,0052 | 0,0140 | 0,005 | -0,0104 | -0,0046 | 0,0355 ² |
| Tomate | -0,0010 | 0,0249 | 0,0260 | 0,0761 | 0,0165 ² | 0,0253 ¹ | 0,0062 | 0,0325 | 0,0161 ¹ | 0,0161 | -0,0175 | 0,0565 ² |
| Hortaliças tuberosas | | | | | | | | | | | | |
| Batata-inglesa | 0,0132 | 0,0013 | -0,0037 | -0,0113 | 0,0086 | 0,0040 | 0,0132 | 0,0231 | 0,0137 | -0,0071 | -0,0228 ¹ | 0,0328 ¹ |
| Beterraba | -0,0061 | 0,0018 | 0,0141 | -0,0148 | -0,0045 | -0,0148 | 0,0074 | 0,0291 | -0,0091 | -0,0118 | -0,0072 | 0,0382 ² |
| Cenoura | 0,0111 ¹ | -0,0001 | 0,0199 ¹ | 0,0250 | 0,0128 ¹ | -0,0144 | 0,0078 | 0,0113 | 0,0082 | -0,0466 ² | -0,0270 ² | 0,0445 ² |
| Mandioca | 0,0126 ¹ | -0,0001 | -0,0103 | 0,0052 | 0,0105 ² | -0,0131 ¹ | 0,0037 | -0,0205 | 0,0119 ² | 0,0022 | 0,0119 | 0,0045 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Nível de significância a 10%.

² Nível de significância a 5%.

Obs.: Efeitos marginais da renda já considerando a variável em nível.

4.2 A influência de variáveis de composição domiciliar, localização e hábitos de vida sobre a demanda domiciliar por frutas e hortaliças¹³

As “elasticidades” das variáveis demográficas referentes à composição domiciliar são apresentadas na tabela 10.¹⁴ Em domicílios pobres chefiados por mulheres, nota-se que a quantidade demandada apresenta elevadas diferenças em relação aos domicílios chefiados por homens. Esse é o caso do *morango*, em que o fato do responsável ser do sexo feminino faz com que a quantidade demandada seja 85% maior. Deve-se ressaltar novamente que este valor leva em consideração o somatório do efeito extensivo, dado pelo seu impacto na propensão de compra, e do efeito intensivo, que seria dado pelo impacto direto sobre a quantidade adquirida. Já as quantidades demandadas de *melancia*, *pera*, *alface*, *repolho* e *beterraba* são menores em mais de 15%. Na classe intermediária e superior, a diferença na quantidade demandada é menor que 10% na maioria dos casos.

Nos domicílios de baixa renda, a presença de crianças e idosos tem impacto positivo sobre a demanda para a maioria das frutas, além do *chuchu*, da *beterraba* e da *cenoura*, cuja diferença de quantidade demandada equivale a 72%, 80% e 26%, respectivamente. Embora a propensão de compra desses domicílios seja indiferente à existência de crianças ou pessoas idosas, ou seja, domicílios cuja composição inclui tais membros têm probabilidade estatisticamente semelhante aos que não possuem, essas variáveis contribuem para uma quantidade demandada relativamente maior por tais itens. Entretanto, deve-se salientar que essa classe tem um consumo muito baixo, de forma que as variáveis podem captar elevadas diferenças percentuais, mas que não refletem grandes quantidades. Além disso, a presença de crianças tem impacto negativo não somente na probabilidade de compra, mas também sobre a demanda por *hortaliças folhosas*.

A escolaridade do responsável pelo domicílio tem impacto positivo não somente para a probabilidade de aquisição, como também sobre a quantidade demandada. Embora políticas que aumentem o estoque educacional tenham resultados no longo prazo, a importância da variável anos de estudo implica, como *proxy* do nível de conhecimento do tomador de decisão no domicílio, que políticas informativas podem contribuir para tornar a dieta mais saudável.

As variáveis referentes à localização domiciliar tiveram influência sobre a quantidade demandada de forma semelhante à propensão de compra (tabela 11).

13. Opta-se por apresentar neste artigo apenas as elasticidades calculadas a partir dos coeficientes estimados. Os resultados completos da estimação da equação (6) estão disponíveis sob requisição aos autores.

14. Ressalta-se que o cálculo das elasticidades demográficas inclui os parâmetros estimados nos dois estágios, impossibilitando a aplicação do método delta, não sendo possível a obtenção dos desvios padrão, e conseqüentemente, o teste de hipóteses sobre seus resultados.

Domicílios urbanos demandam maiores quantidades, com predominância em quase todas as categorias, com exceção das *hortaliças frutosas*. Além disso, verifica-se que nos domicílios com renda baixa e intermediária, a demanda por *abóbora* e *mandioca* é cerca de duas vezes maior em domicílios rurais. Também foram captadas diferenças na demanda entre as regiões. A região Nordeste apresentou maior demanda por quase todas as *frutas tropicais*, sendo que em alguns casos, o fato de pertencer à região Nordeste, tudo o mais constante, faz com que a quantidade demandada seja mais do que o dobro daquela na região Sul (região-base). Por exemplo, a demanda por *limão* e *manga* nos domicílios pobres nordestinos é 140% e 176% maior, respectivamente, em comparação aos domicílios sulistas neste mesmo nível de renda. Para o *melão* e a *melancia*, a quantidade demandada por domicílios pobres do Nordeste é quatro vezes maior, aproximadamente. Na classe intermediária, a diferença da quantidade demandada de *melancia* é 131%. Assim, além de contribuir para a propensão de compra, a produção de frutas na região Nordeste também pode estar contribuindo para a aquisição de uma maior quantidade destes bens, especialmente por domicílios mais pobres.

Outros resultados merecem destaque. Um deles é a diferença na quantidade demandada por *uva* entre o Nordeste e o Sul (base). Além de ter uma probabilidade de compra de *uva* superior, a quantidade demandada deste bem pelos domicílios nordestinos supera a quantidade demandada pela região-base em 90%, nos domicílios de renda baixa, e em 77% na classe intermediária. Como já comentado, a produção de *uva* no Sul é destinada à produção de vinhos e sucos, enquanto no Nordeste está mais voltada ao consumo *in natura* (IBGE, 2009), o que pode estar contribuindo para sua maior disponibilidade nesta região.

Também se verifica que o fato de residir nas regiões Sudeste e Sul é favorável ao consumo de *hortaliças folhosas*: o Sul apresentou maior impacto na demanda por quase todos os produtos desta categoria, porém as diferenças entre Sul e Sudeste foram baixas, comparadas às demais regiões. A demanda por *couve* mostrou-se favorecida pelo fato de se residir no Sudeste, cuja demanda é cerca de duas vezes maior em comparação ao Sul, na faixa de renda inferior (sendo que nesta região, a demanda é quase oito vezes maior do que no Nordeste) e quatro vezes maior, na classe intermediária (a demanda sulista por esse bem é, aproximadamente, cinco vezes maior do que no Nordeste).

Os resultados confirmam que, além de contribuir para a decisão de compra, a localização regional também influencia a demanda por frutas e hortaliças, o que pode ser devido, principalmente, às especificidades de suas regiões produtoras.

TABELA 10
 "Elasticidades" da demanda para as variáveis de composição domiciliar (2009)

| Produtos | Inferior | | | Intermediária | | | Superior | | | | | | |
|---------------------------|----------|--------|---------|---------------|--------|---------|----------|--------|---------|-------------|--------|--------|-------|
| | ChefeM | Estudo | Criança | ChefeM | Estudo | Criança | ChefeM | Estudo | Criança | Adolescente | Idoso | | |
| Frutas de clima tropical | | | | | | | | | | | | | |
| Abacaxi | 0,18 | -0,18 | -0,28 | -0,06 | -0,06 | -0,06 | -0,05 | -0,12 | -0,03 | -0,14 | -0,03 | 0,03 | -0,05 |
| Banana | -0,07 | 0,28 | 0,37 | 0,01 | -0,02 | 0,12 | 0,005 | 0,12 | 0,01 | 0,14 | 0,02 | 0,02 | 0,21 |
| Laranja | 0,01 | 0,34 | 0,21 | -0,002 | 0,04 | 0,02 | 0,00 | 0,07 | -0,02 | -0,02 | 0,00 | -0,01 | 0,11 |
| Limão | 0,15 | 0,83 | 0,53 | -0,04 | 0,35 | 0,01 | -0,05 | 0,09 | -0,03 | 0,25 | -0,03 | 0,12 | 0,03 |
| Mamão | -0,22 | 0,84 | -0,33 | -0,11 | 0,12 | 0,0009 | -0,02 | 0,0001 | -0,02 | -0,15 | -0,06 | -0,01 | -0,09 |
| Manga | 0,04 | -0,17 | 0,39 | -0,01 | -0,03 | -0,02 | 0,11 | 0,09 | -0,04 | 0,71 | 0,03 | -0,06 | 0,01 |
| Melancia | -0,16 | -0,08 | 0,23 | 0,002 | 0,01 | -0,16 | 0,08 | 0,02 | 0,00 | -0,27 | -0,05 | 0,01 | -0,08 |
| Melão | 0,23 | 0,10 | 0,75 | 0,09 | 0,06 | 0,001 | 0,01 | 0,03 | -0,01 | 0,56 | -0,04 | 0,11 | 0,44 |
| Tangerina | 0,01 | 0,10 | 0,51 | 0,02 | -0,01 | 0,32 | 0,05 | 0,03 | 0,01 | 0,13 | -0,05 | 0,03 | 0,06 |
| Frutas de clima temperado | | | | | | | | | | | | | |
| Maçã | -0,02 | 0,31 | 0,49 | -0,04 | -0,03 | 0,03 | 0,12 | -0,05 | 0,01 | 0,05 | -0,01 | -0,004 | -0,05 |
| Morango | 0,85 | 0,13 | 0,39 | -0,19 | -0,01 | -0,07 | -0,37 | -0,04 | 0,002 | 0,02 | -0,09 | -0,07 | -0,21 |
| Pera | -0,27 | 0,73 | 0,02 | -0,14 | -0,08 | -0,06 | 0,53 | 0,02 | 0,06 | -0,002 | -0,03 | -0,04 | -0,15 |
| Uva | -0,12 | 0,44 | 0,80 | 0,02 | 0,07 | 0,01 | 0,13 | -0,21 | 0,01 | 0,25 | 0,03 | -0,06 | -0,06 |
| Hortalças folhosas | | | | | | | | | | | | | |
| Alface | -0,19 | 0,55 | -0,35 | 0,23 | 0,07 | -0,05 | 0,02 | -0,01 | 0,00 | -0,02 | 0,16 | 0,20 | 0,13 |
| Couve | 0,12 | -0,11 | -0,70 | -0,24 | 0,23 | 0,25 | 0,62 | 1,061 | 0,57 | 0,11 | 0,36 | 0,53 | 0,68 |
| Repolho | -0,15 | -0,27 | -0,13 | 0,23 | 0,01 | -0,08 | -0,76 | -0,09 | 0,65 | 0,75 | -0,43 | -0,16 | -0,40 |
| Hortalças frutosas | | | | | | | | | | | | | |
| Abóbora | -0,09 | -0,54 | -0,23 | -0,09 | 0,08 | -0,16 | 0,01 | -0,02 | 0,06 | -0,37 | -0,04 | 0,0002 | 0,83 |
| Chuchu | -0,14 | -0,35 | 0,72 | 0,76 | 0,13 | 0,37 | -0,13 | 0,69 | -0,13 | 0,21 | 0,40 | -0,12 | 1,79 |
| Pepino | -0,06 | -0,20 | 0,15 | 0,17 | -0,06 | 0,12 | -0,14 | -0,03 | 0,03 | 0,13 | 0,19 | 0,01 | 0,33 |
| Tomate | 0,02 | -0,03 | -0,04 | -0,03 | -0,003 | -0,01 | 0,02 | -0,02 | -0,06 | -0,04 | 0,07 | 0,02 | -0,05 |
| Hortalças tuberosas | | | | | | | | | | | | | |
| Batata | 0,01 | -0,09 | -0,09 | -0,02 | -0,01 | -0,11 | 0,30 | 0,24 | -0,003 | 0,03 | 0,08 | 0,04 | 0,04 |
| Beterraba | -0,28 | 0,41 | 0,80 | -0,54 | 0,01 | 0,16 | 0,27 | -0,10 | -0,03 | -0,29 | 0,09 | 0,02 | 0,01 |
| Cenoura | 0,03 | 0,28 | 0,06 | -0,05 | -0,01 | 0,01 | 0,26 | 0,15 | -0,01 | 0,30 | 0,12 | -0,04 | 0,06 |
| Mandioca | -0,12 | -0,15 | 0,02 | 0,19 | 0,07 | -0,07 | -0,25 | -0,06 | 0,45 | 0,22 | -0,170 | -0,30 | 0,01 |

Fonte: Resultados da pesquisa.
 Elaboração dos autores.

TABELA 11
 "Elasticidades" da demanda para as variáveis de localização domiciliar (2009)

| Produtos | Inferior | | | Intermediária | | | Superior | | | | | | |
|---------------------------|----------|-------|-------|---------------|--------|-------|----------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
| | Urbano | N | SE | CO | Urbano | N | SE | CO | Urbano | N | SE | CO | |
| Frutas de clima tropical | | | | | | | | | | | | | |
| Abacaxi | -0,09 | 0,06 | 1,02 | -0,02 | 0,06 | 0,04 | 0,21 | 0,00 | -0,16 | 0,00 | 0,07 | -0,05 | -0,03 |
| Banana | 0,65 | -0,15 | 0,48 | -0,11 | -0,09 | 0,40 | 0,02 | -0,04 | 0,62 | -0,02 | -0,03 | 0,06 | -0,07 |
| Laranja | 0,31 | -0,11 | 0,38 | 0,04 | 0,01 | 0,16 | 0,12 | 0,08 | 0,24 | -0,02 | 0,05 | 0,11 | 0,03 |
| Limão | 0,92 | 2,05 | 1,40 | 0,52 | -0,16 | 0,09 | 0,88 | 1,05 | 0,44 | 0,39 | 0,29 | 0,72 | 0,20 |
| Mamão | 0,25 | 0,03 | 0,28 | 0,01 | -0,01 | 0,28 | -0,20 | -0,05 | 0,03 | -0,01 | -0,09 | -0,08 | -0,05 |
| Manga | -0,51 | 0,28 | 1,76 | 0,19 | 0,05 | -0,28 | 0,84 | 0,14 | 0,13 | -0,22 | 0,15 | 0,12 | -0,35 |
| Melancia | 0,17 | 0,86 | 3,27 | 0,22 | 0,29 | 0,31 | 1,31 | -0,24 | 0,00 | -0,22 | -0,07 | 0,04 | 0,05 |
| Melão | 0,82 | 0,70 | 3,65 | 0,32 | 0,40 | 0,67 | 0,11 | 0,11 | 1,44 | 0,13 | 0,57 | -0,01 | 0,16 |
| Tangerina | 0,47 | -0,50 | -0,97 | -0,08 | -0,17 | -0,33 | -1,00 | -0,32 | -0,26 | -0,06 | -0,14 | -0,20 | -0,12 |
| Frutas de clima temperado | | | | | | | | | | | | | |
| Maçã | 0,21 | -0,13 | -0,15 | -0,04 | -0,04 | 0,15 | -0,02 | -0,03 | 0,01 | -0,10 | 0,01 | -0,03 | -0,03 |
| Morango | -0,42 | -1,35 | -4,81 | 0,22 | -0,35 | 0,28 | -0,29 | -0,65 | 0,08 | 0,17 | -0,47 | -0,01 | 0,02 |
| Pera | 0,26 | -0,32 | -1,31 | -0,22 | -0,21 | 0,83 | -0,05 | -0,11 | 0,38 | 0,02 | 0,12 | -0,03 | 0,07 |
| Uva | 0,59 | -0,08 | 0,90 | -0,07 | -0,05 | 0,57 | -0,06 | 0,77 | 0,11 | -0,03 | 0,05 | 0,11 | 0,002 |
| Hortaliças folhosas | | | | | | | | | | | | | |
| Alface | 0,65 | -0,73 | -2,76 | -0,06 | -0,08 | 0,00 | -0,15 | -0,66 | 0,02 | -0,01 | -0,16 | -0,26 | -0,67 |
| Couve | -1,54 | 0,16 | -6,92 | 1,13 | 0,01 | -2,98 | -0,19 | -3,88 | 2,70 | 0,69 | -0,43 | 0,33 | -0,38 |
| Repolho | -0,26 | -0,21 | -1,50 | -0,10 | -0,08 | -0,75 | -0,30 | -2,01 | -0,87 | -0,26 | 5,79 | -0,01 | 0,56 |
| Hortaliças frutosas | | | | | | | | | | | | | |
| Abóbora | -1,27 | 0,34 | 1,21 | 0,58 | 0,19 | -1,12 | 0,44 | 1,49 | 0,99 | 0,51 | -1,10 | 0,23 | 0,92 |
| Chuchu | 0,57 | -1,63 | 3,10 | 1,66 | 0,37 | -0,35 | -1,65 | 3,04 | 2,64 | 0,07 | -0,14 | -0,46 | 2,19 |
| Pepino | -0,05 | -0,26 | 0,47 | 0,25 | 0,05 | -0,75 | 0,03 | -0,37 | -0,04 | 0,04 | -1,53 | 0,50 | 0,47 |
| Tomate | -0,41 | -0,10 | -0,56 | -0,03 | -0,05 | -0,03 | 0,06 | 0,11 | -0,01 | 0,03 | 0,25 | 0,07 | 0,18 |
| Hortaliças tuberosas | | | | | | | | | | | | | |
| Batata | -0,29 | 0,11 | 0,03 | -0,01 | 0,03 | 0,84 | -0,46 | -0,29 | -0,25 | -0,35 | 0,03 | -0,10 | 0,13 |
| Beterraba | 1,18 | -0,36 | -2,61 | -0,18 | 0,09 | -0,52 | -0,09 | -0,64 | -0,38 | 0,07 | -0,20 | 0,03 | -0,05 |
| Cenoura | 0,20 | 0,10 | 0,54 | 0,16 | 0,12 | 0,32 | 0,54 | 0,25 | 0,15 | 0,11 | 0,38 | -0,01 | 0,16 |
| Mandioca | -1,03 | -0,09 | -0,69 | -0,34 | 0,07 | -1,40 | 0,06 | 0,16 | 0,07 | 0,08 | -0,10 | 0,00 | 0,01 |

Fonte: Resultados da pesquisa.
 Elaboração dos autores.

Feng e Chern (2000), por meio da construção de um índice que mostra o nível de informação de colesterol (FCIM), mostraram como a conscientização dos americanos contribui para a demanda por frutas e hortaliças. A falta de informação para a construção deste índice impossibilitou a sua aplicação nos domicílios brasileiros. Entretanto, buscou-se utilizar variáveis *proxies* para a conscientização de hábitos mais saudáveis. O impacto destas variáveis é apresentado na tabela 12.

Como já visto nos resultados do primeiro estágio, tais variáveis têm influência na decisão de compra nos domicílios de renda média e alta. Entretanto, na classe inferior, em alguns produtos, a “elasticidade” das variáveis demográficas apresentaram valores elevados. Uma delas é a variável referente ao total de obesos. Para cada obeso existente nestes domicílios, a quantidade demandada se eleva em 67% para o *morango*, 61% para o *chuchu* e 25% para o *limão*, sendo que somente o segundo tem efeito marginal significativo sobre a decisão de compra. Por outro lado, a demanda cai para os produtos *pera* (28%), *couve* (23%), *abóbora* (15%), *beterraba* (21%) e *melão* (11%). Nas classes intermediárias, a diferença pode chegar até 36% (*repolho*). O *chuchu* também é bastante demandado nos domicílios de nível de renda intermediário (30%) e superior (58%), dado o acréscimo de mais um membro familiar obeso. Nos demais produtos, o aumento (redução) não passa de 10%, porém a maioria é positiva.

Mesmo com comportamentos diferenciados entre as classes com relação a alguns produtos (por exemplo, a demanda por *couve* cai em domicílios pobres com obesos, e aumenta nas demais classes, além do *repolho* que também sofre redução em domicílios mais ricos, entre outros casos), pode-se dizer que há uma possível melhoria na dieta dos domicílios com pessoas obesas. Vale destacar que isso ocorre principalmente pelo impacto positivo e elevado na demanda por produtos pouco calóricos, enquanto que aqueles mais calóricos (*abóbora*, *batata* e *mandioca*) têm a demanda reduzida em algumas classes ou sofrem geralmente um pequeno impacto positivo, dado a quantidade de obesos no domicílio. Assim, evidencia-se a preocupação dos domicílios com obesos com uma maior demanda domiciliar por alimentos saudáveis e menos calóricos, independentemente do nível de renda em que se encontra.

TABELA 12
 "Elasticidades" da demanda para as variáveis de hábitos de vida (2009)

| Produtos | Inferior | | | Intermediária | | | Superior | | | | | |
|---------------------------|------------------|------------------|---------------------|------------------|------------------|------------------|---------------------|------------------|------------------|------------------|---------------------|------------------|
| | Número de obesos | Cigarro e álcool | Avaliação alimentar | Atividade física | Número de obesos | Cigarro e álcool | Avaliação alimentar | Atividade física | Número de obesos | Cigarro e álcool | Avaliação alimentar | Atividade física |
| Frutas de clima tropical | | | | | | | | | | | | |
| Abacaxi | 0,01 | 0,08 | -0,06 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | -0,05 | 0,00 | 0,01 | -0,01 | 0,13 | 0,00 |
| Banana | -0,03 | -0,01 | 0,01 | 0,01 | -0,02 | -0,02 | -0,03 | 0,00 | 0,00 | -0,02 | -0,08 | 0,02 |
| Laranja | -0,01 | -0,02 | -0,01 | 0,00 | -0,01 | -0,02 | -0,01 | 0,00 | 0,00 | -0,02 | 0,06 | 0,02 |
| Limão | 0,25 | 0,07 | 0,01 | 0,06 | 0,13 | -0,03 | 0,24 | 0,00 | 0,22 | 0,04 | 0,21 | 0,07 |
| Mamão | 0,09 | -0,07 | 0,01 | 0,00 | -0,01 | 0,01 | -0,03 | -0,01 | -0,01 | 0,02 | 0,05 | -0,01 |
| Manga | -0,03 | 0,03 | 0,04 | 0,00 | -0,02 | 0,00 | 0,17 | -0,01 | -0,10 | -0,02 | -0,08 | 0,09 |
| Melancia | 0,03 | 0,08 | 0,05 | 0,01 | 0,17 | -0,05 | 0,00 | 0,01 | 0,00 | 0,04 | -0,08 | -0,04 |
| Melão | -0,11 | -0,13 | 0,06 | -0,01 | 0,04 | 0,00 | 0,02 | -0,01 | 0,17 | -0,09 | 0,11 | 0,04 |
| Tangerina | 0,02 | -0,12 | -0,03 | 0,02 | -0,02 | -0,06 | -0,03 | 0,04 | 0,06 | -0,01 | -0,02 | 0,01 |
| Frutas de clima temperado | | | | | | | | | | | | |
| Maçã | -0,04 | -0,02 | 0,03 | 0,00 | -0,03 | 0,00 | 0,05 | 0,00 | -0,02 | 0,00 | -0,03 | -0,02 |
| Morango | 0,67 | -0,51 | 0,51 | 0,07 | -0,06 | 0,07 | -0,05 | -0,02 | 0,00 | 0,05 | -0,03 | -0,03 |
| Pera | -0,28 | -0,04 | 0,03 | -0,01 | -0,03 | -0,04 | 0,19 | 0,01 | -0,06 | -0,01 | 0,07 | -0,02 |
| Uva | 0,01 | -0,13 | 0,18 | 0,01 | 0,04 | -0,07 | 0,34 | 0,00 | -0,06 | -0,02 | 0,12 | 0,00 |
| Hortaliças folhosas | | | | | | | | | | | | |
| Alface | 0,13 | -0,04 | 0,00 | 0,01 | 0,07 | 0,00 | 0,06 | 0,01 | 0,11 | 0,03 | 0,06 | 0,14 |
| Couve | -0,23 | 0,03 | 0,15 | -0,05 | 0,10 | 0,02 | 0,73 | 0,02 | 0,17 | 0,01 | 0,39 | -0,03 |
| Repolho | 0,06 | 0,05 | -0,04 | 0,00 | 0,36 | 0,00 | 0,14 | 0,01 | -0,57 | 0,09 | -0,13 | -0,29 |
| Hortaliças frutosas | | | | | | | | | | | | |
| Abóbora | -0,15 | 0,02 | -0,16 | 0,02 | 0,08 | -0,02 | -0,09 | -0,01 | 0,18 | -0,20 | -0,05 | 0,14 |
| Chuchu | 0,61 | -0,12 | 0,27 | -0,04 | 0,30 | -0,15 | 0,68 | 0,06 | 0,58 | -0,21 | -0,17 | 0,31 |
| Pepino | 0,08 | 0,02 | 0,06 | -0,01 | 0,14 | -0,10 | 0,11 | 0,02 | 0,20 | -0,16 | -0,40 | 0,52 |
| Tomate | 0,00 | -0,01 | -0,03 | 0,00 | 0,00 | 0,01 | -0,03 | 0,00 | 0,04 | 0,02 | -0,08 | 0,03 |
| Hortaliças tuberosas | | | | | | | | | | | | |
| Batata | -0,01 | 0,01 | -0,02 | 0,00 | 0,05 | 0,02 | 0,07 | 0,01 | 0,07 | 0,00 | -0,13 | 0,01 |
| Beteiraba | -0,21 | 0,06 | 0,23 | -0,01 | -0,08 | -0,08 | 0,15 | 0,04 | -0,07 | 0,02 | -0,06 | 0,01 |
| Cenoura | 0,06 | 0,03 | 0,05 | 0,00 | 0,04 | -0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,02 | -0,06 | -0,22 | 0,04 |
| Mandioca | 0,07 | 0,01 | -0,01 | 0,00 | 0,09 | -0,02 | 0,01 | -0,02 | -0,27 | -0,01 | -0,38 | -0,05 |

Fonte: Resultados da pesquisa.
 Elaboração dos autores.

A existência de gastos com cigarros e álcool, que expressa baixa preocupação com a saúde, contribui para uma redução na demanda por frutas e hortaliças, porém a diferença percentual na quantidade demandada não é expressiva. Contudo, a existência destes gastos tem efeitos mais perversos sobre a demanda nos domicílios mais pobres do que nos demais. Dada essa variável, a demanda por *morango* se reduz em 51%; *uva e melão* têm queda de 13% na quantidade demandada e *tangerina* e *chuchu* caem em 12%. O impacto positivo em alguns produtos não chega a 10%. Para as demais classes, o impacto negativo na demanda dos domicílios que consomem cigarros e álcool equivale a, no máximo, 21%, na classe superior, e 15% na intermediária (*chuchu* em ambos os casos). Entretanto, para alguns produtos, a diferença, dada essa variável, é menor que 1%.

Quanto à variável que indica se o responsável pelo domicílio acha que os alimentos adquiridos são sempre o que deseja, há predominância de bens cujo impacto dessa variável é positiva, principalmente em níveis de renda mais baixo e intermediário. Logo, pode-se afirmar que, nos casos positivos, os bens fazem parte da preferência domiciliar, uma vez que, dada essa percepção, a quantidade demandada é maior. O impacto positivo é elevado em alguns bens na classe baixa, especialmente na demanda por *morango* (51%), *couve* (15%), *chuchu* (27%) e *beterraba* (23%). No grupo de rendimento intermediário, verifica-se um elevado impacto dessa percepção sobre a demanda por *limão* (24%), *manga* (17%), *pera* (19%), *uva* (34%), *couve* (73%), *repolho* (14%), *chuchu* (68%), *pepino* (11%) e *beterraba* (15%). Nos domicílios mais ricos, a quantidade demandada não apresentou diferenças expressivas, com exceção do *abacaxi* (13%), do *limão* (21%), do *melão* (11%), da *uva* (12%) e da *couve* (39%).

Ao mesmo tempo, verifica-se o impacto negativo dessa variável em alguns alimentos da cesta. Nesses casos, a quantidade demandada por domicílios com a percepção positiva é menor do que nos demais. No entanto, essa diferença é menor que 10%, com exceção de algumas *hortaliças frutosas* em domicílios da classe baixa, cuja demanda por *abóbora* cai em 16%, e alta. Nesta última, a demanda por *pepino* cai em 40% e por *chuchu* em 17%. Para estes domicílios, o sinal negativo em todas as *hortaliças tuberosas* pode indicar que estas não fazem parte de suas preferências alimentares.

Com a variável *gastos com atividade física*, pretendeu-se verificar se a preocupação com atividade física se relaciona com uma alimentação saudável. Sabe-se que o combate ao sedentarismo não implica necessariamente em se ter tais gastos. Na ausência de um indicador para o sedentarismo, essa variável foi usada como *proxy*. Acredita-se que geralmente a prática de exercício físico vem acompanhada de uma maior preocupação com uma alimentação mais saudável. Pelos resultados, entretanto, parece que isso não ocorre. Os efeitos são

bem pequenos ou nulos em sua maior parte, com exceção da classe de renda superior. Destaca-se a diferença na quantidade demandada por *hortaliças frutosas* e por *alface* nos domicílios mais ricos (lembrando que esta classe possui a maior proporção de domicílios que declararam ter estes gastos). No entanto, deve-se levar em consideração que a decisão de fazer tal atividade é individual. Como a propensão de compra de alguns produtos foi significativa, principalmente na classe superior, acredita-se que a pequena diferença na quantidade demandada pode ser explicada pelo fato da análise de demanda por frutas e hortaliças estar em âmbito domiciliar, enquanto que a decisão de gastar ou não com exercícios é individual. Pode-se supor, por exemplo, que o domicílio adquiriu determinado bem, mas somente para o consumo de quem realizou determinado gasto. Uma análise de demanda em âmbito individual poderia ser interessante para captar os efeitos dessas variáveis.

Dadas as relações encontradas, pode-se dizer que nos domicílios brasileiros, a conscientização e os cuidados com a saúde têm algum impacto sobre a demanda por frutas e hortaliças. Aqueles domicílios que possuem hábitos mais saudáveis, independentemente do nível de rendimento, também demandam mais frutas e hortaliças, embora o impacto dessas variáveis seja baixo em alguns produtos. Assim, políticas informativas que ressaltem os problemas relacionados à obesidade e aos vícios, bem como conscientizem os indivíduos a preferirem uma alimentação mais saudável e combatam o sedentarismo, também teriam importância na melhoria dos hábitos alimentares dos brasileiros.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O padrão alimentar dos brasileiros é caracterizado pela baixa ingestão de alimentos saudáveis. A aquisição de frutas e hortaliças, por exemplo, corresponde a apenas um quarto do recomendado pela Organização Mundial da Saúde (OMS). Diante dos riscos à saúde associados a uma má alimentação, bem como suas ineficiências econômicas, este estudo buscou analisar os fatores que influenciam a demanda por frutas e hortaliças nos domicílios brasileiros. O conhecimento de tais fatores pode ser importante para subsidiar políticas que incentivem uma alimentação mais saudável. Uma das principais contribuições deste estudo para a literatura nacional sobre demanda por alimentos foi mostrar o comportamento de consumidores em diferentes classes de rendimento no processo de escolha de alimentos saudáveis, optando-se por uma análise desagregada em 25 produtos pertencentes a essa categoria alimentar. De fato, foi verificado que a decisão de consumo difere entre produtos e níveis de renda, o que torna a análise agregada pouco informativa. É notável a discrepância de aquisição entre os domicílios pobres e ricos, sendo que a maioria dos produtos está fora do conjunto de possibilidades dos domicílios mais pobres, principalmente pelo seu alto valor e pela insuficiência de renda.

Por meio de um sistema de equações derivado de uma estrutura de preferências, pôde-se verificar o impacto de variáveis socioeconômicas. O primeiro estágio da estimação foi útil não somente para obter as variáveis utilizadas como instrumento para incorporar as variáveis latentes censuradas no segundo estágio, como também por permitir visualizar os fatores que explicam a decisão dos domicílios em adquirir ou não determinado bem da cesta. Já os resultados do segundo estágio foram importantes para verificar a sensibilidade dos consumidores dada as características sociodemográficas dos domicílios.

Pôde-se confirmar que a decisão por adquirir frutas e hortaliças depende da composição e da localização domiciliar. A mudança na organização familiar, por exemplo, na qual a mulher tem atuado como responsável pelas decisões familiares, contribui para que os domicílios sejam menos propensos a adquirir alimentos que demandam maior tempo de preparo, independentemente do nível de renda domiciliar. Em domicílios mais pobres, a quantidade demandada de algumas frutas e hortaliças é relativamente maior naqueles em que habitam crianças e idosos. Deve-se salientar que estes domicílios têm um consumo muito baixo, de forma que as variáveis podem captar elevadas diferenças percentuais, mas que não refletem grandes quantidades.

Um fator importante para entender o comportamento dos consumidores é a influência da localização domiciliar, uma vez que esta influencia a disponibilidade dos produtos. As áreas urbanas possuem padrões de vida diferentes das áreas rurais. Tais padrões, em muitos casos, podem ser responsáveis pela degradação dos hábitos alimentares. No entanto, os resultados apontam para uma aquisição mais variada de frutas e hortaliças em domicílios urbanos, enquanto os domicílios rurais ainda apresentam um padrão de consumo mais tradicional.

A produção de frutas e hortaliças é influenciada pelas especificidades regionais, tornando a localização regional uma importante variável para explicar as diferenças de consumo, uma vez que afeta seus custos e torna os produtos mais acessíveis à população residente. Logo, as regiões que mais produzem determinados bens também são aquelas em que os consumidores são não somente mais propensos, como também demandam maiores quantidades desse bem, relativamente às demais regiões. É o caso de frutas de clima tropical no Nordeste, frutas de clima temperado no Sudeste e no Sul e hortaliças no Sudeste. O incentivo à produção de determinados bens em localidades aparentemente não propícias (como é o caso da produção de uva na região do Vale do São Francisco) pode contribuir para torná-los acessíveis à população residente.

Outro avanço importante deste estudo foi tentar explicar a propensão de compra e a demanda de frutas e hortaliças por meio de variáveis que expressam hábitos e conscientização com a saúde. Assim, possibilitou-se traçar um perfil

mais detalhado sobre o consumo destes alimentos, que estão entre os grupos alimentares mais indicados para uma boa saúde. Conjuntamente com o impacto da variável que expressa o estoque educacional do tomador de decisão de domicílio, entender o efeito dessas variáveis pode ser importante para elaborar políticas informativas e preventivas. A escolaridade do responsável pelo domicílio tem impacto positivo não somente sobre a probabilidade de aquisição, como também sobre a quantidade demandada. Embora políticas que aumentem o estoque educacional tenham resultados no longo prazo, a importância da variável relativa aos anos de estudo implica, como *proxy* do nível de conhecimento do tomador de decisão no domicílio, que políticas informativas podem contribuir para tornar a dieta mais saudável. Com relação às variáveis que expressam conscientização com a saúde, seus resultados implicam que políticas informativas que ressaltem os problemas relacionados à obesidade e aos vícios, bem como conscientize os indivíduos a preferirem uma alimentação mais saudável e combater o sedentarismo, também teriam importância na melhoria dos hábitos alimentares dos brasileiros.

Como recomendação para estudos futuros, sugere-se uma análise de demanda que englobe não somente os alimentos considerados neste trabalho, mas também os alimentos tidos como pouco saudáveis. Isto permitiria investigar relações entre eles, assim como avaliar os efeitos de *impostos* e *subsídios* conjuntamente. Além disso, pesquisas futuras poderiam investigar os efeitos dessas políticas sobre a prevalência de obesidade no Brasil, bem como possíveis reduções na incidência de doenças associadas à má alimentação, e a redução dos gastos públicos destinados ao tratamento dessas doenças.

ABSTRACT

This study analyzes how location, household composition and lifestyle variables affect the purchase propensity for 25 fruits and vegetables. We estimated a disaggregated demand system using the QUAIDS model by two-stage Shonkwiler and Yen procedure. Data was extracted from POF 2008-2009. Results showed that the decision to purchase healthy products depends on household composition and location. Concerning the variables that express consciousness about health, results imply that policies that underscore the informational problems related to obesity and addictions, as well as aware individuals to prefer a more healthy diet and avoid idleness, are also important in improving Brazilian eating habits.

Keywords: demand; quaid model; fruits and vegetables; household characteristics.

REFERÊNCIAS

BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic Engel curves and consumer demand. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n. 4, p. 527-539, Nov. 1997.

BLUNDELL, R.; ROBIN, J. M. Estimation in large and disaggregated demand systems: an estimator for conditionally linear systems. **Journal of Applied Econometrics**, n. 14, p. 209-232, 1999.

BRASIL. Ministério da Saúde. **Guia alimentar para a população brasileira: promovendo a alimentação saudável**. Brasília: Secretaria de atenção à saúde, 2005. Disponível em: <http://dtr2001.saude.gov.br/editora/produtos/livros/pdf/05_1109_M.pdf>. Acesso em: 18 abr. 2012.

_____. **Vigitel Brasil 2011: vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico**. Brasília: Ministério da Saúde, 2012. Disponível em: <<http://www.dive.sc.gov.br/conteudos/agrivos/Dant/VIGITEL-2011.pdf>>. Acesso em: 25 set. 2012.

CLARO, R. M.; MONTEIRO, C. A. Renda familiar, preço de alimentos e aquisição domiciliar de frutas e hortaliças no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 44, n. 6, p. 1014-1020, 2010.

COELHO, A. B. **A demanda de alimentos no Brasil**. 2006. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2006.

COLE, T. J.; BELLIZZI, M. C.; FLEGAL K. M.; DIETZ W.H. **Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey**. *BMJ*, May 2000. v. 320, p. 1-6.

COX, T.; WOHLGENANT, M. Prices and quality effects in cross-section demand analysis. **The American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 4, p. 908-919, 1986.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J. **Economics and consumer behavior**. New York: Cambridge, 1980a. 450 p.

_____. An almost ideal demand system. **The American Economic Review**, v. 70, n. 3, p. 312-326, June 1980b.

EMBRAPA – EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **A expansão da fruticultura no Nordeste do Brasil**, 2004.

FENG, X; CHERN, W. S. **Demand for healthy food in the United States**. Selected paper presented at the meetings of the American Agricultural Economics Association. 2000. Disponível em: <<http://faculty.ksu.edu.sa/62311/Research%20Library/23.pdf>>. Acesso em: 25 mar. 2012.

HOVHANNISYAN, V.; GOULD, B. W. Quantifying the structure of food demand in China: an econometric approach. **Agricultural Economics**, v. 42, n. 1, sup., p. 1-17, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário 2006**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.

_____. **Um panorama da saúde no Brasil**: acesso a utilização dos serviços, condições de saúde e fatores de risco e proteção à saúde, 2008. Rio de Janeiro, 2010a.

_____. **Antropometria e estado nutricional de crianças, adolescentes e adultos no Brasil**. Rio de Janeiro, 2010b.

_____. **Microdados da POF 2008-2009** (Pesquisa de Orçamentos Familiares). Rio de Janeiro, 2010c.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares**: despesas, rendimentos e condições de vida. Rio de Janeiro, 2010d.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares**: aquisição domiciliar *per capita*. Rio de Janeiro, 2010e.

LEIFERT, R. M.; LUCINDA, C. R. Análise dos efeitos de um imposto sobre alimentos engordativos no mercado brasileiro. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40, 2012. **Anais eletrônicos...** Porto de Galinhas: ANPEC, 2012.

MORI, F.; JAYO, M.; SAES, M. S.; FARINA, E. **Grupo Carrefour**: coordenando ações para a exportação de uvas de mesa do Vale do São Francisco. Global Food Network, 2005.

OLIVEIRA FILHO, F. A. Produção, área colhida e efetiva de uva no Nordeste. **Informe Rural Etene**, n. 5, abr. 2011

OMS – ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **Reducing risks, promoting healthy life**. Paris: WHO, 2002.

PEREDA, P. C. **Estimação das equações de demanda por nutrientes usando o modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS)**. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

POI, B. P. Demand-system estimation: update. **The Stata Journal**, v. 8, n. 4, p. 554-556, 2008.

ROCHA, S. **Renda e pobreza**: medidas *per capita versus* adulto equivalente. Rio de Janeiro: Ipea, 1998. (Texto para Discussão, n. 609).

RODRIGUES, C. T., **Demanda por nutrientes nas principais regiões metropolitanas do Brasil no período de 1995-2003**. 2010. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2010.

SCHMIDT, M. I. *et al.* Chronic non-communicable diseases in Brazil: burden and current challenges. **Lancet**, n. 377, p. 1949-1961, 2011.

SHONKWILLER, J.; YEN, S. Two-step estimation of a censored system of equations. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 81, n. 4, p. 972-982, Nov. 1999.

SU, S.; YEN, S. T. A censored system of cigarette and alcohol consumption. **Applied Economics**, v. 32, n. 6, p. 729-737, 2000.

TAFERE, K.; TAFESSE, A. S.; TAMRU, S.; TEFERA, N.; P. Z. **Food demand elasticities in Ethiopia**: estimates using Household Income Consumption Expenditure (HICE) Survey Data. ESSP II, Addis Ababa: IFPRI/EDRI, 2010. (Working Paper, n. 11).

YEN, S. T. *et al.* Quasi and simulated-likelihood approaches to censored demand systems: food consumption by food stamp recipients in the United States. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 85, p. 458-478, 2003.

YOU, Z.; EPPERSON, J. E.; HUANG, C. L. A composite system demand analysis for fresh fruits and vegetables in the United States. **Journal of Food Distribution Research**, p. 11-22, Oct. 1996.

(Originais submetidos em fevereiro de 2014. Última versão recebida em abril de 2014. Aprovada em setembro de 2014.)

EFEITOS DE CRESCIMENTO E BEM-ESTAR DA RECOMPOSIÇÃO DOS INVESTIMENTOS PÚBLICOS NO BRASIL¹

Arley Rodrigues Bezerra²

Ricardo A. de Castro Pereira³

Francisco de A. Oliveira Campos⁴

Marcelo de Castro Callado⁵

O objetivo deste artigo é construir um modelo de equilíbrio geral, de modo a realizar simulações contrafactuais dos recentes aumentos dos investimentos públicos no Brasil, além de simulações de políticas alternativas, visando verificar efeitos nos agregados macroeconômicos, bem como no bem-estar social. As simulações consistem em alterar a composição dos investimentos públicos da administração pública ou infraestrutura (53% do total), que se supõem complementares aos investimentos privados, e dos investimentos das empresas estatais (47% do total) que, por hipótese, são substitutos dos investimentos privados. Em relação ao cenário básico, uma simulação contrafactual na qual seriam direcionados 80% dos investimentos públicos à administração pública e 20% às empresas estatais proporcionaria resultados de longo prazo no qual o produto cresceria cerca de 9,5%, enquanto o bem-estar cresceria 8%, de acordo com a medida proposta no trabalho. Adicionalmente, em vez da comparação apenas entre estados estacionários propostos no exercício contrafactual, no caso de uma política hipotética em que esta recomposição de investimentos fosse efetivamente implementada hoje, o ganho de bem-estar alcançaria 1,35%, indicando que apesar de uma transição onerosa, o ganho líquido de bem-estar desta eventual política ainda seria suficientemente elevado para o agregado da economia, justificando sua implementação.

Palavras-chave: investimentos públicos; crescimento; bem-estar; modelo recursivo dinâmico.

JEL: E62; H30; H54; E37.

1 INTRODUÇÃO

O principal objetivo deste artigo é construir um modelo de equilíbrio geral, de modo a realizar simulações contrafactuais dos recentes aumentos dos investimentos públicos no Brasil, além de simulações de políticas alternativas, visando verificar efeitos nos agregados macroeconômicos, bem como no bem-estar social.

1. Os autores agradecem as sugestões e as críticas dos pareceristas anônimos. Arley Rodrigues Bezerra agradece o financiamento da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes); Ricardo A. de Castro Pereira, adicionalmente, agradece o financiamento do Programa de Educação Tutorial (PET) da Secretaria de Educação Superior (Sesu) do Ministério da Educação (MEC) e o financiamento dos Institutos Nacionais de Ciência e Tecnologia (INCT) do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

2. Doutorando do curso de pós-Graduação em Economia (Caen) da Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail:* arleyrb@hotmail.com

3. Professor do curso de pós-Graduação em Economia (Caen) da UFC. *E-mail:* rpereira@caen.ufc.br

4. Professor-doutor substituto do Departamento de Teoria Econômica (DTE) da UFC. *E-mail:* camposfao@gmail.com

5. Professor-doutor do Departamento de Teoria Econômica (DTE) da UFC. *E-mail:* mcallado@hotmail.com

Diversos estudos sobre a relação entre investimentos públicos e produtividade do capital privado e crescimento econômico surgiram após Aschauer (1989), referência pioneira nos estudos empíricos sobre esta relação. Tal estudo sugere que o aumento do investimento público aumentaria a taxa de retorno do capital privado, a taxa de crescimento da produtividade e estimularia o investimento e o trabalho.

Assim como constatou Ferreira (1996), para uma dada quantidade de fatores privados, gastos em infraestrutura para disponibilizar melhores estradas, energia e comunicação elevam o produto final, implicando maior produtividade dos fatores privados e redução do custo por unidade de insumo. Este aumento de produtividade se traduz em elevação da remuneração dos fatores e estímulo ao investimento e emprego, provocando, assim, o efeito conhecido como *crowding in*.⁶

Para a economia brasileira, Ferreira e Malliagros (1998) encontraram uma forte relação positiva entre investimentos em infraestrutura e produto, a partir de estimativas das elasticidades do produto e da produtividade em relação ao capital e ao investimento nos setores de energia elétrica, telecomunicação, ferrovia, rodovias e portos. A relação de complementaridade entre investimentos públicos de infraestrutura e investimentos privados também foi encontrada por Bogoni, Hein e Beuren (2011), Cândido Júnior (2001), Mazoni (2005) e Rocha e Giuberti (2005).⁷

Quanto ao chamado efeito *crowding out* dos investimentos públicos, o canal de transmissão se daria no ambiente competitivo entre o setor público e o privado pelos recursos disponíveis na economia, o que aumentaria os custos de financiamento devido à redução do crédito e ao aumento das taxas de juros, podendo desestimular o investimento privado.⁸ Com efeito, o investimento público realizado por uma empresa estatal poderia ser visto como substituto do investimento privado, na medida em que ambos concorram no mesmo mercado de bens e serviços, havendo ou não subsídio governamental.

Admitindo-se não haver evidência definitiva na literatura, *a priori*, os investimentos públicos representam papéis competitivos e complementares em seus efeitos sobre os investimentos privados, de forma que o efeito líquido do investimento público sobre o investimento privado é uma questão empírica como

6. Podem ser citados, ainda, Barro (1990); Devarajan, Swaroop e Zou (1996); Easterly e Rebelo (1993); e Calderón e Servén (2004), que encontraram efeitos complementares entre investimentos públicos e privados, além de efeitos positivos sobre taxa de crescimento e nível do produto *per capita*.

7. Apesar de existirem na literatura estudos com distintos valores de elasticidade do produto em relação ao capital público, há uma concordância de que, em geral, o impacto do capital de infraestrutura na economia é positivo.

8. Rocha e Teixeira (1996), Blejer e Khan (1984) e Sundararajan e Thakur (1980) encontraram impactos dessa natureza.

em Erden e Holcombe (2006), evidenciando-se a relevância de uma desagregação nos investimentos públicos, tal como no modelo proposto neste trabalho.

Ferreira e Nascimento (2005), utilizando uma variante do modelo neoclássico de crescimento, realizam diversas simulações, com o objetivo de verificar os efeitos de um retorno aos níveis dos investimentos públicos da década de 1980, que representavam 4% do produto da economia. Os resultados indicam que o eventual aumento dos investimentos públicos, acompanhado de reduções do consumo do governo, podem promover efeitos positivos relevantes para a economia. Santana, Cavalcanti e Paes (2012), utilizando um modelo semelhante, estimam o gasto ótimo em infraestrutura em 3,75% do produto interno bruto (PIB) e, a partir deste resultado, realizam simulações de aumento dos investimentos públicos, financiados tanto por meio de redução dos gastos correntes, quanto pelo aumento da tributação, sendo, entretanto, mais eficiente para a economia um aumento nos investimentos financiados por redução no consumo público.

De acordo com Frischtak (2008); Cândido Júnior (2001); Corrêa (2009); Kupfer, Laplane e Hiratuka (2010); Torres, Puga e Meirelles (2011); e Ferreira e Azzoni (2011), a possível existência de externalidades positivas faz com que o governo se apresente como principal agente no setor de infraestrutura; não apenas como regulador, mas como provedor via gastos diretos (administração direta, autarquias e fundações) ou investimentos em empresas estatais. Daí o caráter fundamental da oferta pública de capital para incrementar as atividades econômicas de forma complementar, seguindo diretrizes ora indutivas, ora estratégicas.

De acordo com Santana, Cavalcanti e Paes (2012), no início da década de 1970 o investimento público chegava a quase 4,50% do PIB, década marcada por um crescimento acelerado nos investimentos em energia elétrica e transportes, contribuindo para um forte crescimento do produto.

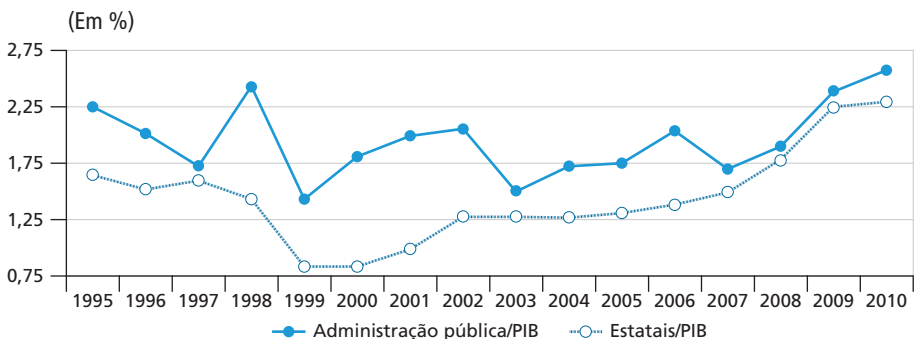
Ao longo das últimas décadas, entretanto, observou-se uma clara tendência de queda nos investimentos públicos em infraestrutura no Brasil, em parte devido aos severos ajustes fiscais ocorridos na economia brasileira.

Segundo Kupfer, Laplane e Hiratuka (2010), a retomada da Formação Bruta do Capital Fixo (FBCF) ocorreu nos investimentos privados, em 2007, e nos investimentos públicos, em 2008. Para Torres, Puga e Meirelles (2011), o aumento dos investimentos foi ancorado na conjuntura econômica externa favorável, na crescente demanda de produtos primários pelos países asiáticos, especialmente a China, e pelo Plano de Aceleração do Crescimento (PAC), lançado em janeiro de 2007, que ampliou os investimentos públicos, tanto das empresas estatais quanto de infraestrutura da administração pública.

Segundo Pontes (2009), o PAC surge da necessidade de impulsionar o crescimento do investimento da economia. Por meio da promoção de investimentos em infraestrutura, visa eliminar gargalos ao crescimento, reduzir custos e aumentar a produtividade das empresas, estimular investimentos privados e reduzir as desigualdades regionais.⁹ Corroborando com isto, para Santana, Cavalcanti e Paes (2012), o PAC foi um grande avanço, entre diversas razões, por assumir papel relevante no aumento do capital público e como incentivador do setor privado, por meio da redução de tributos, entre outros.

O ano de 2010 é marcado pela recuperação da economia, inclusive puxada por crescimento considerável da taxa de investimento, havendo uma perspectiva, segundo levantamento de Kupfer, Laplane e Hiratuka (2010), que até 2014 a taxa de investimento alcançasse 22% do PIB. Conforme o gráfico 1, os investimentos públicos brasileiros aumentaram de 3,4% do PIB, em 2006, para 4,9%, em 2010.

GRÁFICO 1
Evolução dos investimentos públicos em relação ao PIB



Fonte: CGU (2011); Ipea (2011); MPOG (1995; 1996; 1997; 1998; 1999; 2011); STN (2011).
Elaboração dos autores.

Entretanto, cabem algumas ressalvas com relação ao rol de gastos constantes do PAC e a sua forma de estruturação, pois em que pesem os *deficits* de infraestrutura no Brasil, estes se concentram em determinados setores, como energia elétrica, transportes e saneamento.¹⁰ Os investimentos do PAC foram predominantes em petróleo e habitação, que representam, juntos, 56,6% de todos os recursos previstos,

9. Especificamente, os investimentos em infraestrutura abrangem três eixos: infraestrutura logística, infraestrutura energética e infraestrutura social e urbana. Os projetos de infraestrutura logística consistem na construção ou recuperação de rodovias, hidrovias, ferrovias, portos e aeroportos. Já a área de infraestrutura energética visa à geração e à transmissão de energia elétrica, à exploração de petróleo, gás e de combustíveis renováveis e à revitalização da indústria naval e pesquisa mineral. Finalmente, da infraestrutura social e urbana fazem parte o programa Luz para Todos e os investimentos em metrô, recursos hídricos, habitação e saneamento básico.

10. Para mais informações, ver Kupfer, Laplane e Hiratuka (2010).

os quais, em geral, não compõem o quadro dos investimentos considerados de infraestrutura segundo Frischtak (2008) e Ferreira e Malliagos (1998). Neste ponto, Frischtak (2008) enfatiza que os gastos da Petrobras em atividades de petróleo não são investimentos em infraestrutura *stricto sensu*.¹¹

O governo previu investir R\$ 503,9 bilhões em infraestrutura logística, energética e social e urbana, dos quais o maior investimento foi direcionado ao orçamento das estatais federais, R\$ 436,1 bilhões, cabendo ao orçamento da administração pública apenas R\$ 67,8 bilhões, ou seja, apenas 13,45% do total dos gastos previstos (Rabelo, 2013).

Decompondo os investimentos públicos em duas esferas, administração pública ou infraestrutura e empresas estatais, de acordo com o gráfico 1, percebe-se que a partir do PAC houve significativo crescimento da participação dos investimentos das estatais, despertando a curiosidade sobre a importância da composição dos investimentos públicos para o crescimento do Brasil, pois tal como destacado anteriormente, os investimentos públicos em 2010 representaram 4,9% do PIB brasileiro, participação superior àquelas propostas nas simulações de Ferreira e Nascimento (2005) e Santana, Cavalcanti e Paes (2012).

Na hipótese dos investimentos das empresas estatais gerarem efeitos *crowding out*, diferentemente dos investimentos da administração pública, que pouco ou nada concorrem com os do setor privado, a composição do investimento público pode, em princípio, determinar efeitos relevantes sobre o crescimento da economia.

A desagregação dos investimentos públicos em investimento de infraestrutura (administração pública) e investimento das empresas estatais é uma das diferenciações deste artigo em relação a Ferreira e Nascimento (2005) e Santana, Cavalcanti e Paes (2012). Tal desagregação permite ampliar a análise dos efeitos macroeconômicos de modificações nos investimentos públicos para simulações em que, por exemplo, o aumento dos investimentos públicos em infraestrutura em relação ao PIB pode ocorrer a partir da redução da parcela dos investimentos das estatais.

Santana, Cavalcanti e Paes (2012) encontram efeitos de bem-estar positivos para o aumento dos investimentos em infraestrutura financiados por redução do consumo público, gastos correntes ou aumento de tributação. Tais autores, entretanto, ressaltam as dificuldades de implementação destas propostas, principalmente no curto e médio prazos em virtude do Estado brasileiro possuir muitas obrigações rígidas com pessoal, previdência, saúde, pagamento de juros e demais despesas que constitucionalmente não podem sofrer reduções, além das muitas obrigações em áreas sociais que apresentam

11. Dos investimentos previstos para serem realizados pela Petrobras no PAC, que totalizam R\$ 196,4 bilhões, apenas R\$ 12,5 bilhões estão direcionados para infraestrutura (implantação de gasodutos).

grande carência de investimentos. Em virtude disto, as simulações realizadas neste estudo evitam modificações em tributos e consumo do governo, optando por se diferenciar dos trabalhos anteriores ao propor políticas de financiamento da expansão dos investimentos em infraestrutura advindas apenas da realocação dos investimentos públicos, em detrimento dos investimentos das empresas estatais.

As simulações são realizadas alterando-se os valores dos parâmetros referentes à proporção da composição dos investimentos públicos que, em 2010, foram distribuídos de forma que os investimentos da administração pública tivessem uma participação de 53% do total dos investimentos públicos em relação ao PIB e os investimentos das estatais participassem com o complementar, 47%. As simulações propostas consistem em alterar esta composição para parcelas de 60%, 80% e 99% dos investimentos públicos referentes aos investimentos da administração pública, reduzindo, respectivamente, para 40%, 20% e 1% a parcela dos investimentos das empresas estatais.

Este artigo é organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção é apresentado o modelo empregado; na terceira detalha-se a base de dados utilizada e a calibração do modelo; na quarta são apresentados e comentados os principais resultados das simulações realizadas; e, por fim, na quinta seção são feitas as considerações finais.

2 O MODELO

Utiliza-se, neste trabalho, um modelo neoclássico com economia fechada e governo. Esta especificação tem sido utilizada em muitos trabalhos, tais como Ferreira e Nascimento (2005) e, mais recentemente, Pereira e Ferreira (2011) e Santana, Cavalcanti e Paes (2012).

2.1 Firmas

O modelo adotado neste trabalho tem um único setor produtivo que utiliza como insumos capital privado (K_p), trabalho (H), capital público das estatais (K_g), e capital público de infraestrutura (G). Este último, por sua vez, não é utilizado por uma única firma, pois se considera que não há congestionamento no uso do mesmo, assim como não é possível a oferta nem a substituição pelas firmas.¹² Diversos autores, tais como Barro (1990); Aschauer (1989); Ferreira e Nascimento (2005); Pereira e Ferreira (2011); e Santana, Cavalcanti e Paes (2012) utilizam esta hipótese. Supondo que os estoques de capital privado (K_p) e capital das estatais

12. Essa hipótese poderia alterar os resultados do modelo caso alguma simulação determinasse expansões do estoque de capital privado superiores à expansão do capital público de infraestrutura porque, neste caso, poderiam surgir gargalos não existentes. Como em nenhuma das simulações realizadas ocorre isto, a hipótese pode ser considerada simplificador e não deve alterar os resultados das simulações propostas.

(Kg_t) sejam substitutos perfeitos, a função de produção agregada *per capita* desta economia é representada em uma função do tipo Cobb-Douglas em (1):

$$Y_t = A_t(Kp_t + \phi Kg_t)^\theta H_t^{1-\theta} G_t^\gamma \quad (1)$$

em que A_t é o fator de tecnologia da economia, θ e $(1-\theta)$ representam, respectivamente, a elasticidade do produto em relação ao capital (privado e das estatais) bem como ao trabalho, enquanto que γ mede a intensidade da externalidade do capital público de infraestrutura. A produção exibe retornos constantes de escala nos fatores referentes aos capitais das firmas e trabalho. A expressão (1) é a função de produção, na qual a cada instante t a firma representativa escolhe os níveis de capital privado (Kp_t), capital das estatais (Kg_t) e trabalho (H_t). Pode-se definir como o grau de produtividade relativa do capital público das estatais em relação ao capital privado. O problema da firma representativa em cada período t está descrito em (2):

$$\max_{Kp_t, Kg_t, H_t} A_t(Kp_t + \phi Kg_t)^\theta H_t^{1-\theta} G_t^\gamma - r_t Kp_t - r_{st} Kg_t - w_t H_t \quad (2)$$

em que r_t e r_{st} são, respectivamente, as taxas de aluguel do capital privado e das estatais e w_t o salário por hora trabalhada. Nesta economia assume-se, por simplicidade, $A_t = A$ para todos os períodos.

2.2 Famílias

A família representativa vive por infinitos períodos e compõe sua utilidade a partir de consumo privado (c_t), lazer ($1 - h_t$), em que h_t pertence a $(0,1)$ e consumo público (Cg_t), que basicamente é um bem público não passível de exclusão. Dada a taxa subjetiva de desconto intertemporal β , pertencente a $(0,1)$, os agentes têm suas preferências sobre consumo e lazer representadas por (3):

$$U(c_t, Cg_t, h_t) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(c_t + \mu Cg_t) + \psi \ln(1 - h_t) \} \quad (3)$$

em que μ mede como o indivíduo representativo valoriza o consumo público em relação ao consumo privado e ψ é o parâmetro que representa o peso do lazer na função utilidade. Supõe-se, ainda, que a família representativa seja dotada no período t de estoques acumulados de capital privado (k_{pt}) e títulos do governo (b_t) e que suas rendas sejam compostas de renda do trabalho ofertado às firmas ($w_t h_t$), renda obtida pelo aluguel às firmas do estoque de capital privado ($r_t k_{pt}$), renda proveniente dos títulos da dívida pública (ρb_t), renda auferida no recebimento de transferências do governo (tr_t), além de uma parcela da renda advinda do aluguel do capital público das estatais ($\alpha_t r_{st} Kg_t$). Supõe-se, também, que além dos gastos em consumo, todas as fontes de

renda, exceto transferências, sejam taxadas pelo governo. Em cada período, a restrição orçamentária limita os gastos dos agentes em consumo privado (c_t), investimento (i_{p_t}) e acumulação de títulos do governo ($b_{t+1} - b_t$) na forma descrita em (4):

$$(1 + \tau_{c_t}) c_t + i_{p_t} + b_{t+1} - b_t = (1 - \tau_{h_t}) w_t h_t + (1 - \tau_{k_{p_t}}) r_t k_{p_t} + (1 - \tau_{b_t}) \rho_t b_t + tr_t + \alpha_t (1 - \tau_{K_{g_t}}) r_t K_{g_t} \quad (4)$$

As leis de movimento do capital privado e do capital das estatais são descritas em (5) e (6):

$$k_{p_{t+1}} = (1 - \delta) k_{p_t} + i_{p_t} \quad (5)$$

$$K_{g_{t+1}} = (1 - \delta) K_{g_t} + I_{g_t} \quad (6)$$

em que w_t representa o salário por hora de trabalho, h_t as horas empregadas na produção, r_t a taxa de retorno do capital privado e r_{g_t} a taxa de retorno do capital público das estatais. Pode-se observar que α_t , em que $\alpha_t \in (0,1)$, representa a fração destinada às famílias da receita do aluguel do capital das estatais providas por meio, por exemplo, de ações de empresas públicas em mãos das pessoas, δ representa a taxa de depreciação do capital das empresas privadas e públicas e ρ_t a taxa de juros proveniente da dívida pública. Os parâmetros τ_{c_t} , τ_{h_t} , $\tau_{k_{p_t}}$, $\tau_{k_{g_t}}$ e τ_{b_t} representam, respectivamente, as alíquotas de impostos sobre o consumo, renda do trabalho e rendas do capital privado, do capital das estatais e dos títulos da dívida pública.

Como as famílias vivem infinitos períodos, estas desejam maximizar o valor presente dos fluxos de utilidade de todos os períodos; portanto, o problema da família representativa será maximizar a função em (3) sujeita à restrição em (4) para todos os períodos t .

2.3 Governo

A receita tributária do governo é oriunda da taxaço sobre o consumo ($\tau_{c_t} C_t$), renda do trabalho ($t_{H_t} w_t H_t$), renda do capital privado ($\tau_{k_{p_t}} r_t K_{p_t}$), renda do capital das empresas públicas ($\tau_{K_{g_t}} r_t K_{g_t}$), e juros da dívida pública ($\tau_{B_t} \rho_t B_t$). Além disso, o financiamento ocorre também pela emissão de títulos da dívida pública, bem como por meio do componente $(1 - \alpha_t) (1 - \tau_{K_{g_t}}) r_t K_{g_t}$, que pode ser entendido como a fração destinada ao governo da receita, líquida de impostos, do aluguel do capital das empresas estatais. Os gastos do governo se dividem em investimentos (das empresas estatais e de infraestrutura da administração pública), consumo, transferências às famílias e pagamentos de juros da dívida pública.

A lei de movimento do capital das empresas estatais é dada por (6), a restrição orçamentária do governo, assim como a receita advinda da tributação, podem ser vistas, respectivamente, em (7) e (8), e a lei de movimento do capital público de infraestrutura é expressa por (9):

$$Cg_t + J_t + Ig_t + TR_t + \rho_t B_t = B_{t+1} - B_t + T_t + (1 - \alpha_t) (1 - \tau_{Kg_t}) r_{g_t} K_{g_t} \quad (7)$$

$$T_t = \tau_{c_t} C_t + \tau_{H_t} w_t H_t + \tau_{Kp_t} r_t K_{p_t} + \tau_{Kg_t} r_{g_t} K_{g_t} + \tau_{B_t} \rho_t B_t \quad (8)$$

$$G_{t+1} = (1 - \delta g) G_t + J_t \quad (9)$$

em que J_t representa os investimentos do governo em infraestrutura (administração pública), Ig_t os investimentos das empresas estatais e TR_t as transferências do governo às famílias. O parâmetro δg representa a taxa de depreciação do capital público de infraestrutura. Adicionalmente, os seguintes parâmetros de política fiscal são especificados nas equações (10) a (13):

$$\alpha_{c_t} = Cg_t / Y_t \quad (10)$$

$$\alpha_{j_t} = J_t / Y_t \quad (11)$$

$$\alpha_{i_t} = Ig_t / Y_t \quad (12)$$

$$\alpha_{b_t} = B_t / Y_t \quad (13)$$

em que α_{c_t} , α_{j_t} , α_{i_t} e α_{b_t} representam, respectivamente, as frações dos gastos em consumo do governo, dos investimentos em infraestrutura pública, dos investimentos das empresas estatais e da dívida pública líquida em proporção do produto.

2.4 Definição do equilíbrio

Dada a política fiscal do governo $\{\tau_{c_t}, \tau_{b_t}, \tau_{Kp_t}, \tau_{Kg_t}, \tau_{B_t}, \alpha_p, \alpha_{c_t}, \alpha_{j_t}, \alpha_{i_t}, \alpha_{b_t}\}_{t=0}^{\infty}$, um equilíbrio competitivo é uma coleção de seqüências das decisões das famílias $\{c_t, i_t, h_t, b_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}$; seqüências dos estoques de capital privado e público $\{K_{p_t}, K_{g_t}, G_t\}_{t=0}^{\infty}$; bem como seqüências dos preços dos fatores $\{w_t, r_t, r_{g_t}\}_{t=0}^{\infty}$; e da taxa de juros da dívida pública $\{\rho_t\}_{t=0}^{\infty}$, que satisfazem: *i*) o problema do consumidor de maximizar (3) sujeito a (4); *ii*) o problema da firma em (2); *iii*) a consistência entre as decisões individuais e agregadas *per capita* ($C_t = c_t, I_{p_t} = i_t, K_{p_t} = k_t, K_{g_t} = k_{g_t}, TR_t = tr_p, B_t = b_t, H_t = h_t$); *iv*) o orçamento do governo; e *v*) a restrição de recursos da economia: $C_t + Ip_t + Cg_t + J_t + Ig_t = A (K_{p_t} + \phi K_{g_t})^\theta H_t^{1-\theta} G_t^\gamma$.

3 CALIBRAÇÃO

Para analisar os efeitos econômicos de alterações na composição dos investimentos do governo será adotada a metodologia utilizada por Ferreira e Nascimento (2006), Pereira e Ferreira (2010, 2011) e Santana, Cavalcanti e Paes (2012), entre outros, em que os parâmetros do modelo são calibrados com dados reais da economia brasileira, sendo que esta calibragem é realizada para que haja uma correspondência entre a solução estacionária do modelo com os dados reais da economia brasileira, supondo-se que esta economia esteja em trajetória estacionária.

O primeiro passo do processo de calibragem seria fazer um mapeamento entre os dados da contabilidade nacional do Brasil e as variáveis do modelo. O passo seguinte consiste na determinação do conjunto de parâmetros do modelo, o qual se divide em: *i*) parâmetros de preferência (β, μ, ψ); *ii*) parâmetros de tecnologia ($\delta, \delta g, \theta, \gamma, \phi, A$); e *iii*) parâmetros de política fiscal ($\tau_c, \tau_b, \tau_{Kp}, \tau_{Kg}, \tau_B, \alpha, \alpha_c, \alpha_j, \alpha_p, \alpha_b$).

A taxa de depreciação do capital público de infraestrutura pode ser obtida a partir do estado estacionário de sua função de acumulação $G_{t+1} = (1 - \delta g)G_t + J_t$ que, em estado estacionário, é determinada por $\delta g = J/G$. Por meio dos dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), da Controladoria-Geral da União (CGU) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) tem-se que na média do período (2003-2008)¹³ a razão dos investimentos em infraestrutura da administração pública pelo PIB (J/Y) é 0,0176. Segundo dados disponibilizados pelo Ipeadata, sistema de base de dados do Ipea e IBGE, obtém-se a razão do estoque de capital líquido da administração pública pelo PIB ($G/Y = 0,3577$). A partir da divisão destes dois componentes pode-se encontrar a taxa de depreciação do capital público de infraestrutura ($\delta g = 0,0494$).

De forma similar, a taxa de depreciação dos capitais privados e públicos das estatais podem ser obtidos a partir dos estados estacionários de suas respectivas funções de acumulações $Kp_{t+1} = (1 - \delta)Kp_t + Ip_t$ e $Kg_{t+1} = (1 - \delta)Kg_t + Ig_t$, sendo estas taxas de depreciação em estado estacionário $\delta = Ip/Kp$ e $\delta = Ig/Kg$. A soma dos dois estoques de capital, $Kp = Ip/\delta$ e $Kg = Ig/\delta$ pode ser nomeada de K , sendo expressa por $K = (Ip + Ig)/\delta$. Utilizando dados da STN, da CGU, do Departamento de Coordenação e Governança das Empresas Estatais (DEST) e do IBGE, têm-se, na média do período (2003-2008), os investimentos privados em proporção do PIB ($Ip/Y = 0,1679$). No mesmo período médio (2003-2008) e segundo dados do DEST e do IBGE, a razão dos investimentos das empresas públicas em proporção do PIB (Ig/Y) é de 0,0141. Segundo dados do Ipeadata e do IBGE pode-se encontrar a relação entre o estoque de capital líquido das firmas

13. Foi utilizado o período médio finalizado no ano de 2008 no cálculo das duas taxas de depreciação em virtude de ser o último ano disponível para a série de estoque de capital.

privadas e públicas e o PIB ($K/Y = 1,9622$). Com isto, tem-se o valor resultante da taxa de depreciação ($\delta = 0,0928$).¹⁴

Tal como Pereira e Ferreira (2011), na modelagem da função de produção supõe-se que o capital proveniente das firmas privadas e públicas não seja capaz de afetar a sua produtividade; com isto, supõe-se que os estoques de capital do setor privado (Kp) e do setor das empresas públicas (Kg) possuam igual produtividade, de forma que $\phi = 1,0$.¹⁵ Esta hipótese reflete-se em retornos iguais para o capital privado e público das estatais ($r = r_g$).

O parâmetro tecnológico γ representa o efeito externo que o capital público de infraestrutura exerce sobre a produção. Vários trabalhos empíricos buscaram estimar este efeito, principalmente por meio da elasticidade infraestrutura-PIB; entretanto, como discorre Pereira e Ferreira (2011), não há consenso na literatura sobre o valor do mesmo, apesar de, em geral, serem encontrados valores positivos e significativos. Aschauer (1989) utiliza uma função Cobb-Douglas e dados anuais da economia americana para o período 1949-1985 e encontra valores elevados para o parâmetro entre 0,24 e 0,39. Entretanto, apesar de revelar a importância do capital público de infraestrutura, estes resultados podem ter sido viesados em virtude da metodologia utilizada, mínimos quadrados ordinários. Para a economia brasileira, Ferreira e Malliagos (1998) encontram resultados da elasticidade do capital de infraestrutura em torno de 0,4, utilizando métodos de cointegração. Ferreira e Nascimento (2005) utilizam $\gamma = 0,09$, valor encontrado em Ferreira (1993) para a economia americana. Será adotada uma escolha conservadora, seguindo Ferreira e Nascimento (2005), que justificam sua escolha ressaltando que os diversos resultados encontrados em estudos empíricos não utilizam as mesmas hipóteses do modelo teórico, além da superestimação devido aos problemas econométricos, como em Aschauer (1989).¹⁶

A partir das condições de primeira ordem das firmas, pode-se encontrar que $r(Kp + \phi Kg) = \theta Y$ e $wH = (1 - \theta)Y$. Reescrevendo as equações, têm-se as participações dos capitais das firmas e do trabalho no produto, respectivamente, $\theta = (rK)/Y$ e $(1 - \theta) = (wH)/Y$. Tal como Gomes (2012) e Campos (2012), com dados de 2009 organizados a partir da conta de distribuição de renda e disponibilizados pelo IBGE, a remuneração do capital é mensurada como sendo a soma do excedente operacional bruto com um terço do rendimento misto bruto

14. Esses valores das depreciações são próximos a valores já encontrados na literatura para a economia brasileira, tais como Ferreira e Nascimento (2005), que utilizam apenas uma taxa de depreciação $\delta = \delta_g = 0,0656$. Pereira e Ferreira (2011) chegam aos resultados $\delta = 0,095$ e $\delta_g = 0,054$.

15. Em razão da calibração conservadora desse parâmetro de produtividade das firmas estatais perante as firmas privadas, foram realizadas, na seção de resultados, análises de sensibilidade, com o intuito de verificar como os resultados se alteram em ambientes diferentes, a saber, $\phi = 0,5$ e $\phi = 1,5$, ou seja, o capital público das estatais sendo 50% menos produtivo e 50% mais produtivo que o capital das firmas privadas.

16. Uma descrição completa das metodologias utilizadas em estudos empíricos que estimam a elasticidade infraestrutura-PIB pode ser encontrada em Cândido Júnior (2008) e Bezerra (2010).

(renda dos autônomos) em proporção ao PIB a custo de fatores,¹⁷ obtendo o valor $\theta = 0,4228$. Com efeito, a renda do trabalho torna-se $(1 - \theta) = 0,5771$.

Para o cálculo das alíquotas τ_c , τ_b , τ_{kp} e τ_{kg} são utilizados dados provenientes das contas nacionais disponibilizadas pelo IBGE, da Receita Federal e do Ipea.¹⁸

Em 2010, a tributação sobre o consumo representou 9,57% do PIB e a razão consumo das famílias/PIB, obtida a partir das contas nacionais, foi de 60,5735%. Com isto, a alíquota $\tau_c = 15,7989\%$ resulta da divisão da tributação sobre o consumo pela participação do consumo das famílias no PIB.

A arrecadação sobre a renda do trabalho foi de 9,3%. A partir da remuneração do trabalho em proporção ao PIB ($wHY = (1 - \theta) = 0,5771$), determina-se uma alíquota média sobre a renda do trabalho de $\tau_b = 16,1149\%$.

Para encontrar τ_b , segue-se a legislação dos impostos retidos na fonte incidentes sobre as aplicações financeiras – imposto de renda (IR) e imposto sobre operações financeiras (IOF) –, no caso, a Lei nº 11.033/2004, a qual, para o IR, define uma faixa regressiva de 22,5% a 15%, de acordo com o tempo de aplicação (22,5% até 180 dias; 20% de 181 a 360 dias; 17,5% de 361 a 720 dias; e 15% acima de 720 dias) e para o IOF institui uma alíquota de 1% ao dia sobre o rendimento dos títulos cujo resgate seja inferior a trinta dias após a compra (se vender o título após trinta dias, o valor do IOF é zero). De acordo com o relatório mensal da dívida pública da STN, posição de dezembro de 2010, o prazo de vencimento da dívida pública mobiliária federal (interna) é doze meses para 24,57% dos títulos; um a dois anos para 20,49% da dívida; e acima de dois anos para o resto da dívida. Em vista disto, encontra-se uma alíquota média ponderada de 17,05% para o IR e de zero para o IOF, obtendo-se um τ_b de 0,1705.

Por fim, a carga tributária sobre o os rendimentos do capital e da dívida pública em proporção do produto foi de 14,76%, o que repercute em uma carga tributária total de 33,63%. A soma da arrecadação do rendimento do capital e da dívida pública pode ser escrita como $\tau_{kp} rKp + \tau_{kg} r\phi Kg + \tau_b (\rho B) / Y$. Supõe-se que as firmas apresentam a mesma incidência de carga tributária $\tau_{kp} = \tau_{kg}$. Com isto, pode-se escrever que $\tau_{kp} (rKp + r\phi Kg) / Y + \tau_b (\rho B / Y)$ é a tributação sobre o capital

17. O PIB a custo de fatores foi obtido retirando do PIB impostos sobre a produção e a importação, além de subsídios à produção.

18. Os documentos utilizados foram: "Carga Tributária no Brasil – 2010 (Análise por tributo e base de incidência)", disponibilizado pela Receita Federal (Brasil, 2011), além da Nota Técnica nº 16, da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea, de março de 2010. A partir destes relatórios, os tributos sobre o consumo utilizados foram Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) + Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) + Imposto sobre Serviços (ISS) + Imposto de Importação (II) + Contribuições de Intervenção no Domínio Econômico (Cide). Tributação sobre o trabalho: Fundo de Garantia de Tempo de Serviço (FGTS) + salário educação + sistema s + contribuição previdenciária (pública e privada). Tributação sobre o retorno do capital e títulos públicos: Imposto de Renda de Pessoa Jurídica (IRPJ) + Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL) + Imposto de Renda de Pessoa Física (IRPF) + Imposto sobre a Propriedade sobre Veículos Automotores (IPVA) + Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) + Imposto sobre propriedade Territorial Rural (IRTF) + Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins) + Programa de Integração Social (PIS)/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PASEP) + outros.

e títulos em proporção do PIB. A partir do resultado encontrado da elasticidade do capital na produção, pode-se isolar a alíquota sobre o capital em:

$$\tau_{kp} = (\text{tributação sobre o capital e títulos em proporção do PIB} - \tau_B (\rho B/Y)/\theta$$

Para o cálculo dessa alíquota, torna-se necessário, primeiramente, a obtenção dos juros pagos da dívida pública ρB . A partir do Boletim do Banco Central do Brasil, de 2010, obtém-se a dívida pública total em proporção do PIB ($B/Y = 0,4015$), sendo encontrada uma taxa de juros nominais da dívida pública de $\rho_n = 0,1323$.

Para o cálculo da taxa de juros real da dívida líquida do setor público (ρ) utiliza-se o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), calculado pelo IBGE para 2010 em

$$5,90\%. \text{ O cálculo é realizado com base na expressão } \rho = \frac{\rho_n - IPCA}{1 + IPCA}.$$

A partir dos dados informados, obtém-se uma taxa de juros real da dívida pública de $\rho = 0,0692$. Com isto, é possível calcular os juros nominais pagos da dívida líquida do setor público em proporção do PIB $(\rho B)/Y = 0,0277$. Com a substituição dos valores já conhecidos, tem-se a tributação sobre o capital $\tau_{kp} = \tau_{kg} = 33,7819\%$.

O fator de desconto intertemporal da utilidade das famílias (β) é encontrado a partir das condições de primeira ordem do consumidor em estado estacionário:

$$\beta = \frac{1}{(1 + \rho - \rho\tau_B)}. \text{ Substituindo-se os valores encontrados acima, tem-se } \beta = 0,9457.$$

Para encontrar a participação privada no excedente operacional bruto das empresas estatais, parâmetro α , utilizam-se dados divulgados pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) do Ministério da Fazenda (MF) quanto às participações acionárias da União, posição de dezembro de 2010. O parâmetro é obtido a partir da média ponderada da participação acionária do governo federal pelo valor do capital integralizado, que é a realização em valores e/ou bens do capital subscrito (capital previsto no estatuto social da empresa). Considerando as 23 sociedades de economia mista (Petrobras, Eletrobras, Telebras, Banco do Brasil, Banco do Nordeste do Brasil, Instituto de Resseguros do Brasil, entre outras) e as 21 empresas públicas (Banco Nacional do Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES, Caixa Econômica Federal – CEF, Empresas Brasileira de Correios e Telégrafos – ECT, Serviço Federal de Processamento de Dados – Serpro, entre outras), que a União detém participação majoritária, encontrou-se uma média ponderada equivalente a 62,87% na participação acionária. Desta maneira, utiliza-se o complementar deste valor, ou seja, 37,13%, como *proxy* para α , participação privada no excedente operacional bruto das empresas estatais.

O parâmetro μ (peso do consumo público na utilidade das famílias) é calibrado em 0,5, implicando que o consumo público apresenta peso inferior na utilidade das famílias, valor moderado em meio a $\mu = 0$ (o gasto público é puro desperdício),

$\mu = 1$ (consumidores valoram consumo privado e público igualmente). Esta posição mediana é utilizada na literatura brasileira em diversos estudos, tais como Ferreira e Nascimento (2005) e Santana, Cavalcanti e Paes (2012).

Os investimentos privados no ano de 2010 tiveram participação de 13,39% no PIB. Os gastos em consumo da administração pública representaram, em proporção ao PIB, 21,17%, enquanto os investimentos das empresas estatais e da administração pública foram de 2,29% e 2,56%, respectivamente, ambos em relação ao PIB. Os gastos das transferências, tal como Santana, Cavalcanti e Paes (2012) foram calculados como diferença dos demais gastos do governo. Calibrando o modelo com os dados informados, este gasto foi de 6,89% do PIB.

As horas trabalhadas (h) são calibradas como em Cooley e Prescott (1995) que, em média, para o conjunto da economia, um terço das horas disponíveis é dedicado ao trabalho. Por fim, o fator tecnológico exógeno A é calibrado com o intuito de tornar o produto em estado estacionário igual cem e o parâmetro que mede o peso do lazer na função utilidade (ψ) se ajustará, a fim de tornar as horas de trabalho em um terço. Os parâmetros calibrados no cenário básico ou estado estacionário estão resumidos nas tabelas 1 e 2.

TABELA 1
Parâmetros de preferência e tecnologia da economia
(Em valor absoluto)

| β | μ | ψ | δ | δg | θ | γ | ϕ | A |
|---------|-------|--------|----------|------------|----------|----------|--------|---------|
| 0,9457 | 0,5 | 1,2022 | 0,0928 | 0,0494 | 0,4228 | 0,09 | 1,00 | 14,4788 |

Elaboração dos autores.

TABELA 2
Parâmetros de políticas fiscais da economia
(Em %)

| α | τ_c | τ_{kp} | τ_{kg} | τ_h | τ_o | α_c | α_i | α_j | α_o |
|----------|----------|-------------|-------------|----------|----------|------------|------------|------------|------------|
| 37,13 | 15,799 | 33,78 | 33,78 | 16,11 | 17,05 | 21,17 | 2,29 | 2,56 | 40,15 |

Elaboração dos autores.

4 RESULTADOS

O principal objetivo desta seção é mensurar os efeitos das variações na composição dos investimentos públicos sobre os agregados macroeconômicos e o bem-estar agregado da economia. Supõe-se, como descrito na introdução, que os investimentos da administração pública têm perdido espaço perante os investimentos das estatais.

A partir disso, são realizadas simulações contrafactuais dos recentes aumentos dos investimentos públicos no Brasil que, por sua vez, privilegiaram os investimentos das estatais. Em outras palavras, procura-se entender qual o comportamento da economia se, em contraposição aos fatos, os investimentos de infraestrutura da administração pública tivessem aumentado sua proporção no total dos investimentos públicos. A análise, neste caso, é realizada comparando-se o atual ou inicial estado estacionário calibrado com um eventual estado estacionário que teria sido alcançado em diferentes composições dos investimentos públicos. Além disso, foram realizadas simulações de políticas alternativas, supondo que esta recomposição de investimentos tivesse sido efetivamente implementada hoje.

Ambas as simulações, contrafactuais e de políticas, são realocações de investimentos (tabela 3) a partir do estado estacionário, calibrado para o ano de 2010, quando os investimentos da administração pública direta representavam cerca de 53% do total dos investimentos públicos e as estatais participavam com os 47% restantes.

TABELA 3
Composição dos investimentos públicos em proporção do total dos investimentos públicos nas simulações
(Em %)

| Tipo de investimento público | Estado estacionário | Simulação 1 | Simulação 2 | Simulação 3 |
|------------------------------|---------------------|-------------|-------------|-------------|
| Administração pública | 53 | 60 | 80 | 99 |
| Empresas estatais | 47 | 40 | 20 | 1 |

Elaboração dos autores.

Dadas as políticas fiscais básicas em estado estacionário (τ_c , τ_b , τ_{k_p} , τ_{k_g} , τ_B , α , α_c , α_j , α_i e α_b) disponibilizadas na tabela 2, para calcular a variação no bem-estar das famílias devido à uma alteração na política fiscal, será utilizada uma metodologia tradicional na literatura, seguindo, entre vários trabalhos, Lucas (1987); Coole e Hansen (1992); e Pereira e Ferreira (2010, 2011).

De acordo com a equação (14), a medida de bem-estar corresponde ao percentual constante x de mudança no consumo relativo ao seu valor no cenário básico ou estado estacionário inicial (EE), dados o consumo do governo e as horas de trabalho neste cenário, requerido para manter o nível de utilidade igual àquele que seria obtido pela simulação proposta (SP).

$$\begin{aligned} & \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(C_t^{EE}(1+x) + \mu C g_t^{EE}) + \psi \ln(1 - H_t^{EE}) \} \\ & = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(C_t^{SP} + \mu C g_t^{SP}) + \psi \ln(1 - H_t^{SP}) \} \end{aligned} \quad (14)$$

em que C_t^{EE} e C_t^{SP} e são os níveis de consumo privado, Cg_t^{EE} e Cg_t^{SP} os níveis de consumo público e H_t^{EE} e H_t^{SP} as horas de trabalho, em cada instante do tempo t , supondo, respectivamente, o estado estacionário (EE) e a simulação proposta ou simulação de política (SP). Valores positivos de x indicam que a simulação proposta seria equivalente a uma elevação percentual permanente nos níveis de consumo determinados no estado estacionário inicial, admitindo-se tudo mais constante.

4.1 Simulações contrafactuais

Os resultados macroeconômicos das simulações contrafactuais 1, 2 e 3 podem ser vistos na tabela 4, na qual as variáveis em cenário básico no estado estacionário inicial (EE) são normalizadas para 1,00. Pode-se interpretar os resultados como a variação no valor estacionário de cada variável que poderia ser observada caso, em contraposição aos fatos, os investimentos públicos tivessem sido alocados de acordo com os percentuais propostos na simulação.

Nos três casos simulados, uma composição de investimentos públicos que tivesse privilegiado os investimentos em infraestrutura da administração pública, em detrimento dos investimentos das estatais, teria implicado ganhos significativos de crescimento e bem-estar.

No caso da simulação 2, ou seja, se 80% do total dos investimentos públicos tivessem sido direcionados à infraestrutura e 20% às empresas estatais, o estoque de capital de infraestrutura seria 65% superior ao observado atualmente, o que teria impulsionado um crescimento de 19,21% nos investimentos privados, e níveis de produto 9,6% superiores aos observados na ausência desta realocação.

TABELA 4
Resultados macroeconômicos das simulações contrafactuais
(Em valor absoluto)

| Variável real ¹ | Estado estacionário atual | Simulação 1 | Simulação 2 | Simulação 3 |
|---|---------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Consumo das famílias (C) | 1,00 | 1,0216 | 1,0713 | 1,1082 |
| Investimento privado (I_p) | 1,00 | 1,0513 | 1,1921 | 1,3241 |
| Investimento das estatais (I_g) | 1,00 | 0,8723 | 0,4651 | 0,0244 |
| Investimento da administração pública (I) | 1,00 | 1,1661 | 1,6578 | 2,1569 |
| Produto (Y) | 1,00 | 1,0276 | 1,0958 | 1,1520 |
| Estoque de capital do setor privado (K_p) | 1,00 | 1,0513 | 1,1921 | 1,3241 |
| Estoque de capital do setor público das estatais (K_g) | 1,00 | 0,8723 | 0,4651 | 0,0244 |
| Estoque de capital do setor público de infraestrutura (G) | 1,00 | 1,1661 | 1,6578 | 2,1569 |

(Continua)

(Continuação)

| Variável real ¹ | Estado estacionário atual | Simulação 1 | Simulação 2 | Simulação 3 |
|---|---------------------------|-------------|-------------|-------------|
| Horas trabalhadas (<i>H</i>) | 1,00 | 1,0033 | 1,0128 | 1,0219 |
| Tributação (<i>T</i>) | 1,00 | 1,0259 | 1,0890 | 1,1398 |
| Bem-estar (%) | - | 2,41 | 7,88 | 11,83 |
| Composição do produto ² (%) | Estado estacionário | Simulação 1 | Simulação 2 | Simulação 3 |
| Consumo das famílias (<i>C/Y</i>) | 58,95 | 58,61 | 57,63 | 56,71 |
| Investimento privado (<i>I_p/Y</i>) | 15,01 | 15,35 | 16,33 | 17,25 |
| Tributação (<i>T/Y</i>) | 33,37 | 33,32 | 33,16 | 33,02 |

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Normalizados pelos valores de estado estacionário.² Variáveis como porcentagem do produto.

A arrecadação tributária em proporção do PIB teria uma leve queda, pois os componentes consumo e trabalho apresentariam crescimento menor que o produto. Apesar do crescimento das horas de trabalho (redução das horas de lazer) em 1,28%, no caso da simulação 2, o crescimento do consumo das famílias de 7,13% e o consumo do governo de 9,58%¹⁹ proporcionariam um ganho de bem-estar de cerca de 7,88%. Este aumento de bem-estar denota que os benefícios promovidos pela simulação contrafactual 2 seriam equivalentes a um aumento permanente de 7,88% nos atuais níveis de consumo, supondo tudo mais constante.

Em relação à literatura, este ganho de bem-estar está próximo ao obtido por Ferreira e Nascimento (2005) de 8,5%, quando comparam as utilidades de estado estacionário e simulam o efeito do aumento dos investimentos públicos de 2,2% para 4,0% do PIB, financiado pela redução do consumo do governo, ao contrário do que é feito neste artigo, dado que na simulação 2 o consumo do governo em relação ao PIB é preservado e apenas a composição dos dois diferentes tipos de investimentos do governo é alterada.

4.2 Simulações de políticas

Nas simulações dos efeitos de políticas a serem de fato implementadas, comparações apenas de estados estacionários implicariam ganhos de bem-estar superestimados, uma vez que a transição entre estes estados estacionários, em geral, implicam quedas nos níveis de consumo das famílias no curto prazo.

19. A variável consumo do governo (*C_g*) não tem seus dados apresentados em virtude de ser uma participação constante do produto (*Y*) e, com isto, apresentar a mesma taxa de variação do mesmo.

A implementação da política 1 que direcionaria hoje 60% dos investimentos públicos para investimentos de infraestrutura (tabela 5), proporcionaria efeitos de longo prazo positivos sobre consumo das famílias, oferta de capital privado e das estatais, infraestrutura e trabalho, com crescimento do produto de 2,76%.

No primeiro ano após a política seria observado um aumento de produtividade do capital privado, decorrente do aumento dos investimentos em infraestrutura. Com isto, os investimentos privados cresceriam em mais de 2% no primeiro período e mais de 5% no longo prazo. A taxa de crescimento de longo prazo dos investimentos privados seria equivalente a do estoque de capital privado, repercutindo no crescimento de longo prazo da economia.

Nota-se que o aumento da produtividade do capital privado leva os agentes a preferirem, no curto prazo, reduzir seus níveis de consumo e aumentar os investimentos privados. Além disso, deve-se enfatizar que a redução dos investimentos das empresas estatais em proporção dos investimentos públicos repercute na redução da parcela da renda advinda do aluguel do capital público das estatais. Isto reduz a renda disponível das famílias e, conseqüentemente, influencia esta redução do consumo privado no curto prazo, fazendo com que os agentes aumentem suas ofertas de trabalho.

TABELA 5
Resultados macroeconômicos da política 1

| Número de anos após a simulação ¹ | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 | 12 | 20 | 50 | 400 |
|--|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Variável real ² (valor absoluto) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (<i>C</i>) | 1,00 | 0,9966 | 0,9969 | 0,9978 | 1,0001 | 1,0028 | 1,0076 | 1,0175 | 1,0216 |
| Investimento privado (<i>p</i>) | 1,00 | 1,0213 | 1,0235 | 1,0273 | 1,0328 | 1,0366 | 1,0414 | 1,0486 | 1,0514 |
| Investimento das estatais (<i>lg</i>) | 1,00 | 0,8502 | 0,8508 | 0,8520 | 0,8545 | 0,8570 | 0,8611 | 0,8690 | 0,8723 |
| Investimento da administração pública (<i>J</i>) | 1,00 | 1,1366 | 1,1374 | 1,1390 | 1,1424 | 1,1457 | 1,1512 | 1,1618 | 1,1661 |
| Produto (<i>Y</i>) | 1,00 | 1,0016 | 1,0023 | 1,0038 | 1,0067 | 1,0096 | 1,0145 | 1,0238 | 1,0276 |
| Estoque de capital do setor privado (<i>Kp</i>) | 1,00 | 1,0020 | 1,0040 | 1,0079 | 1,0154 | 1,0218 | 1,0315 | 1,0464 | 1,0514 |
| Estoque de capital do setor público das estatais (<i>Kg</i>) | 1,00 | 0,9861 | 0,9735 | 0,9520 | 0,9202 | 0,8996 | 0,8780 | 0,8681 | 0,8723 |
| Estoque de capital do setor público de infraestrutura (<i>G</i>) | 1,00 | 1,0067 | 1,0132 | 1,0253 | 1,0466 | 1,0645 | 1,0927 | 1,1444 | 1,1661 |
| Horas trabalhadas (<i>H</i>) | 1,00 | 1,0028 | 1,0031 | 1,0034 | 1,0037 | 1,0039 | 1,0038 | 1,0035 | 1,0033 |
| Tributação (<i>T</i>) | 1,00 | 1,0002 | 1,0009 | 1,0022 | 1,0051 | 1,0079 | 1,0127 | 1,0221 | 1,0260 |

(Continua)

(Continuação)

| Número de anos após a simulação ¹ | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 | 12 | 20 | 50 | 400 |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Composição do produto ³ (%) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (<i>C/Y</i>) | 58,95 | 58,66 | 58,64 | 58,61 | 58,57 | 58,56 | 58,56 | 58,59 | 58,61 |
| Investimento privado (<i>I_p/Y</i>) | 15,01 | 15,31 | 15,33 | 15,36 | 15,40 | 15,41 | 15,41 | 15,37 | 15,36 |
| Tributação (<i>T/Y</i>) | 33,37 | 33,33 | 33,33 | 33,32 | 33,32 | 33,32 | 33,32 | 33,32 | 33,32 |

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Nos resultados das simulações, o período quatrocentos é apresentado como referência a um período em que um novo estado estacionário já tenha sido alcançado. Este padrão será seguido em todas as simulações de políticas.

² Normalizados pelos valores de estado estacionário.

³ Variáveis como porcentagem do produto.

Obs.: 1. Administração pública: 60%; estatais: 40%.

2. Efeito de bem-estar: x (%) = 0,44.

Obviamente, os resultados de longo prazo da simulação da política são iguais aos da simulação contrafactual. Entretanto, diferentemente desta, que compara apenas as variáveis nos estados estacionários, na simulação da política 1, a redução do consumo nos primeiros anos após sua implantação, somado ao aumento das horas trabalhadas, determina um ganho de bem-estar de 0,44%. Este valor é significativamente inferior ao obtido na simulação contrafactual 1 (2,41%) por considerar o custo da transição após a implementação da política.

O aumento de bem-estar denota que os benefícios promovidos pela política 1 seriam equivalentes a um aumento permanente de 0,44% nos níveis de consumo que seriam observados na ausência desta política.

Essa política 1 decorre de uma simulação conservadora e, no intuito de obter resultados mais significativos, na tabela 6 são expressos os resultados macroeconômicos realizados a partir da política 2.

Nessa política, o aumento para 80% na participação dos investimentos em infraestrutura em proporção dos investimentos públicos repercute no aumento da produtividade do capital privado, possibilitando o aumento dos investimentos privados em 8% já no primeiro período após sua implementação. Além disso, por essa política apresentar uma perda maior de investimentos públicos das estatais, a renda disponível das famílias também é menor, repercutindo em um crescimento inferior do consumo nos oito primeiros anos após sua implantação em comparação com os resultados da política 1. Entretanto, apesar do consumo cair no curto prazo de maneira mais acentuada que no caso da política 1, após doze anos, a política 2 apresentaria resultados superiores e, no longo prazo, a expansão seria ainda maior, chegando a 7,13% acima daquela vigente na ausência da política.

Apesar de mais onerosa no curto prazo que a política 1, os benefícios líquidos promovidos pela política 2 seriam equivalentes a um aumento permanente de 1,35% nos níveis de consumo quando comparados àqueles observados na ausência desta política.

TABELA 6
Resultados macroeconômicos da política 2

| Número de anos após a simulação | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 | 12 | 20 | 50 | 400 |
|---|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Variável real ¹ (valor absoluto) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (<i>C</i>) | 1,00 | 0,9869 | 0,9880 | 0,9912 | 0,9998 | 1,0093 | 1,0263 | 1,0586 | 1,0713 |
| Investimento privado (<i>I_p</i>) | 1,00 | 1,0828 | 1,0917 | 1,1063 | 1,1271 | 1,1409 | 1,1580 | 1,1827 | 1,1921 |
| Investimento das estatais (<i>I_g</i>) | 1,00 | 0,4271 | 0,4282 | 0,4306 | 0,4353 | 0,4397 | 0,4469 | 0,4600 | 0,4651 |
| Investimento da administração pública (<i>I</i>) | 1,00 | 1,5226 | 1,5266 | 1,5350 | 1,5518 | 1,5675 | 1,5932 | 1,6398 | 1,6581 |
| Produto (<i>Y</i>) | 1,00 | 1,0064 | 1,0090 | 1,0146 | 1,0257 | 1,0360 | 1,0530 | 1,0838 | 1,0958 |
| Estoque de capital do setor privado (<i>K_p</i>) | 1,00 | 1,0077 | 1,0155 | 1,0310 | 1,0599 | 1,0846 | 1,1213 | 1,1751 | 1,1921 |
| Estoque de capital do setor público das estatais (<i>K_g</i>) | 1,00 | 0,9468 | 0,8987 | 0,8157 | 0,6924 | 0,6104 | 0,5205 | 0,4609 | 0,4651 |
| Estoque de capital do setor público de infraestrutura (<i>G</i>) | 1,00 | 1,0258 | 1,0506 | 1,0971 | 1,1794 | 1,2496 | 1,3609 | 1,5691 | 1,6581 |
| Horas trabalhadas (<i>H</i>) | 1,00 | 1,0111 | 1,0119 | 1,0132 | 1,0144 | 1,0148 | 1,0146 | 1,0133 | 1,0128 |
| Tributação (<i>T</i>) | 1,00 | 1,0008 | 1,0035 | 1,0085 | 1,0191 | 1,0292 | 1,0461 | 1,0769 | 1,0891 |
| Composição do produto ² (%) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (<i>C/Y</i>) | 58,95 | 57,82 | 57,73 | 57,60 | 57,47 | 57,44 | 57,46 | 57,59 | 57,64 |
| Investimento privado (<i>I_p/Y</i>) | 15,01 | 21,17 | 21,17 | 21,17 | 21,17 | 21,17 | 21,17 | 21,17 | 21,17 |
| Tributação (<i>T/Y</i>) | 33,37 | 33,19 | 33,19 | 33,18 | 33,16 | 33,16 | 33,15 | 33,16 | 33,17 |

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Normalizados pelos valores de estado estacionário.

² Variáveis como porcentagem do produto.

Obs.: 1. Administração pública: 80%; estatais: 20%.

2. Efeito de bem-estar: x (%) = 1,35.

Quando Ferreira e Nascimento (2005) simulam os efeitos do aumento dos investimentos públicos de 2,2% para 4,0% do PIB, financiados pela redução do consumo público, encontram ganhos de bem-estar em termos de consumo

compensado de 3,6%,²⁰ enquanto o crescimento do produto seria de 11,49%. Já quando Santana, Cavalcanti e Paes (2012) simulam o aumento do investimento público financiado pela redução do consumo público, obtêm aumento na taxa de investimento público de 1,89% para 3,75% em proporção do PIB, crescimento do produto no longo prazo de 13,09% e ganho de bem-estar equivalente a 6,82% como proporção do valor presente da renda.

A simulação da política 3 é extrema no sentido de direcionar 99% dos investimentos públicos ao capital de infraestrutura, restando 1% ao investimento nas empresas estatais. Admite-se que uma política que determinasse uma redução desta magnitude nos investimentos das empresas estatais certamente implicaria efeitos muito mais diversos em economias reais do que aqueles que o modelo proposto é capaz de capturar, como, por exemplo, efeitos significativos no valor de mercado dessas empresas. Entretanto, imaginando o exercício como uma espécie de privatização gradual dessas empresas, efeitos menos pronunciados sobre preços podem ser esperados e a inadequação do modelo para esta análise se supõe que não seja severa.

Os resultados dessa política, expostos na tabela 7, indicam ganho de bem-estar correspondente a 1,88%, superior aos das políticas 1 e 2. Nessa simulação, os resultados de curto e longo prazos seguem o padrão das demais, porém de maneira mais pronunciada. No longo prazo o capital público de infraestrutura crescerá 115,69%, implicando aumentos de 32,41% nos investimentos privados e 15,21% no produto.

Em resumo, os resultados das políticas propostas seriam positivos para a economia, com aumento do produto e do bem-estar em decorrência do aumento da parcela dos investimentos públicos direcionados à infraestrutura.

TABELA 7
Resultados macroeconômicos da política 3

| Número de anos após a simulação | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 | 12 | 20 | 50 | 400 |
|--|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Variável real ¹ (valor absoluto) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (<i>C</i>) | 1,00 | 0,9773 | 0,9791 | 0,9845 | 0,9988 | 1,0141 | 1,0409 | 1,0898 | 1,1083 |
| Investimento privado (<i>I_p</i>) | 1,00 | 1,1436 | 1,1592 | 1,1845 | 1,2195 | 1,2423 | 1,2700 | 1,3092 | 1,3242 |
| Investimento das estatais (<i>I_g</i>) | 1,00 | 0,0215 | 0,0216 | 0,0218 | 0,0221 | 0,0225 | 0,0231 | 0,0241 | 0,0244 |
| Investimento da administração pública (<i>I</i>) | 1,00 | 1,8930 | 1,9017 | 1,9193 | 1,9539 | 1,9854 | 2,0359 | 2,1239 | 2,1569 |
| Produto (<i>Y</i>) | 1,00 | 1,0111 | 1,0157 | 1,0251 | 1,0436 | 1,0604 | 1,0874 | 1,1343 | 1,1521 |

(Continua)

20. Obviamente esses resultados apresentam financiamento do aumento dos investimentos públicos por meio do decréscimo do consumo público, o que torna a interpretação da política diferente deste artigo. Focando, entretanto, apenas nos resultados finais de ganhos de bem-estar e do produto, os resultados dessa política são similares aos encontrados nas simulações deste artigo.

(Continuação)

| Número de anos após a simulação | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 | 12 | 20 | 50 | 400 |
|---|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Estoque de capital do setor privado (K_p) | 1,00 | 1,0133 | 1,0269 | 1,0538 | 1,1038 | 1,1461 | 1,2082 | 1,2971 | 1,3241 |
| Estoque de capital do setor público das estatais (K_g) | 1,00 | 0,9092 | 0,8268 | 0,6843 | 0,4706 | 0,3259 | 0,1619 | 0,0313 | 0,0244 |
| Estoque de capital do setor público de infraestrutura (G) | 1,00 | 1,0441 | 1,0865 | 1,1664 | 1,3086 | 1,4308 | 1,6261 | 1,9970 | 2,1569 |
| Horas trabalhadas (H) | 1,00 | 1,0192 | 1,0208 | 1,0229 | 1,0249 | 1,0253 | 1,0248 | 1,0227 | 1,0220 |
| Tributação (T) | 1,00 | 1,0015 | 1,0061 | 1,0146 | 1,0321 | 1,0485 | 1,0752 | 1,1221 | 1,1399 |
| Composição do produto ² (%) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (C/Y) | 58,95 | 56,99 | 56,84 | 56,62 | 56,43 | 56,38 | 56,44 | 56,64 | 56,72 |
| Investimento privado (I_p/Y) | 15,01 | 16,98 | 17,13 | 17,35 | 17,54 | 17,59 | 17,53 | 17,33 | 17,25 |
| Tributação (T/Y) | 33,37 | 33,06 | 33,06 | 33,03 | 33,01 | 33,00 | 33,00 | 33,02 | 33,02 |

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Normalizados pelos valores de estado estacionário.² Variáveis como porcentagem do produto.

Obs.: 1. Administração pública: 99%; estatais: 1%.

2. Efeito de bem-estar: x (%) = 1,88.

Nas simulações de políticas realizadas, é adotada uma calibração para o parâmetro ϕ igual a 1, significando que o capital das empresas estatais teria a mesma produtividade do capital privado. Para analisar como a economia se comportaria sem esta suposição, são realizadas análises de sensibilidade, trabalhando-se com $\phi = 0,5$ e $\phi = 1,5$ ²¹ ou seja, o capital público das empresas estatais seria, respectivamente, 50% menos produtivo e 50% mais produtivo que o capital privado.²²

A política 2 foi tomada como referência para a análise de sensibilidade ao parâmetro ϕ , disponibilizadas nas tabelas 8 e 9.

Na hipótese de $\phi = 0,5$, a política 2, em comparação ao caso $\phi = 1$, determina efeitos menos pronunciados sobre o crescimento dos investimentos privados, investimentos em infraestrutura, horas trabalhadas e produto no curto e longo prazos.

A redução de investimentos em empresas estatais, por hipótese menos produtivas, eleva a eficiência do estoque de capital, permitindo uma trajetória de consumo das famílias com reduções menos acentuadas no curto prazo e maior crescimento a médio e longo prazos, o que determina ganhos de bem-estar mais significativos de 2,28%.

21. Com a mudança de ϕ , o parâmetro que mensura o peso do lazer na função utilidade (ψ) se altera para 1,2224 com a utilização de $\phi = 0,5$, e para 1,1828 com $\phi = 1,5$.

22. A suposição da produtividade do capital das firmas estatais ser maior do que a produtividade do capital privado difere, em geral, dos resultados encontrados na literatura; entretanto, a análise é realizada com a curiosidade de se verificar se as políticas sugeridas trariam resultados positivos para a economia mesmo em um ambiente com alta produtividade do capital das empresas estatais, quando comparada à produtividade do capital privado.

TABELA 8
Efeitos macroeconômicos da política 2 ($\phi = 0,5$)

| Número de anos após a simulação | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 | 12 | 20 | 50 | 400 |
|--|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Variável real ¹ (valor absoluto) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (<i>C</i>) | 1,00 | 0,9954 | 0,9959 | 0,9983 | 1,0058 | 1,0146 | 1,0309 | 1,0627 | 1,0753 |
| Investimento privado (<i>Ip</i>) | 1,00 | 1,0264 | 1,0351 | 1,0495 | 1,0698 | 1,0832 | 1,0997 | 1,1231 | 1,1321 |
| Investimento das estatais (<i>Ig</i>) | 1,00 | 0,4253 | 0,4263 | 0,4284 | 0,4328 | 0,4370 | 0,4439 | 0,4567 | 0,4617 |
| Investimento da administração pública (<i>I</i>) | 1,00 | 1,5163 | 1,5198 | 1,5274 | 1,5430 | 1,5578 | 1,5826 | 1,6279 | 1,6458 |
| Produto (<i>Y</i>) | 1,00 | 1,0022 | 1,0045 | 1,0095 | 1,0198 | 1,0296 | 1,0460 | 1,0760 | 1,0878 |
| Estoque de capital do setor privado (<i>Kp</i>) | 1,00 | 1,0024 | 1,0054 | 1,0127 | 1,0291 | 1,0452 | 1,0717 | 1,1164 | 1,1321 |
| Estoque de capital do setor público das estatais (<i>Kg</i>) | 1,00 | 0,9466 | 0,8983 | 0,8150 | 0,6912 | 0,6087 | 0,5182 | 0,4577 | 0,4616 |
| Estoque de capital do setor público de infraestrutura (<i>G</i>) | 1,00 | 1,0255 | 1,0499 | 1,0957 | 1,1768 | 1,2457 | 1,3548 | 1,5587 | 1,6458 |
| Horas trabalhadas (<i>H</i>) | 1,00 | 1,0038 | 1,0048 | 1,0062 | 1,0077 | 1,0082 | 1,0081 | 1,0069 | 1,0064 |
| Tributação (<i>T</i>) | 1,00 | 1,0003 | 1,0023 | 1,0068 | 1,0165 | 1,0260 | 1,0423 | 1,0724 | 1,0843 |
| Composição do produto ² (%) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (<i>C/Y</i>) | 57,81 | 57,42 | 57,31 | 57,17 | 57,01 | 56,97 | 56,98 | 57,10 | 57,15 |
| Investimento privado (<i>Ip/Y</i>) | 16,15 | 16,54 | 16,64 | 16,79 | 16,94 | 16,99 | 16,98 | 16,86 | 16,81 |
| Tributação (<i>T/Y</i>) | 33,19 | 33,13 | 33,12 | 33,10 | 33,08 | 33,08 | 33,07 | 33,08 | 33,08 |

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Normalizados pelos valores de estado estacionário.

² Variáveis como porcentagem do produto.

Obs.: 1. Administração pública: 80%; estatais: 20%.

2. Efeito de bem-estar: x (%) = 2,28.

A política 2, na mudança do parâmetro ϕ para 1,5, em que o capital das estatais seria 50% mais produtivo que o capital privado, em comparação ao caso $\phi = 1$, determina trajetórias de investimentos privados, investimentos em infraestrutura, horas trabalhadas e produto em crescimento mais acentuado. Como, entretanto, no longo prazo o consumo das famílias é menor e as reduções de curto prazo são mais expressivas, os ganhos de bem-estar caem para 0,47%, valor bem abaixo dos ganhos de 1,35% na hipótese de $\phi = 1$ mas, ainda assim, positivo. Este resultado indica que, mesmo nesta situação hipotética, pouco provavelmente a política 2 seria desejável para o agregado da economia.

TABELA 9
Efeitos macroeconômicos da política 2 ($\phi = 1,5$)

| Número de anos após a simulação | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 | 12 | 20 | 50 | 400 |
|---|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Variável real ¹ (valor absoluto) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (<i>C</i>) | 1,00 | 0,9787 | 0,9803 | 0,9843 | 0,9941 | 1,0041 | 1,0218 | 1,0547 | 1,0675 |
| Investimento privado (<i>Ip</i>) | 1,00 | 1,1480 | 1,1570 | 1,1719 | 1,1932 | 1,2075 | 1,2253 | 1,2512 | 1,2613 |

(Continua)

(Continuação)

| Número de anos após a simulação | 0 | 1 | 2 | 4 | 8 | 12 | 20 | 50 | 400 |
|--|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Investimento das estatais (<i>Ig</i>) | 1,00 | 0,4288 | 0,4301 | 0,4327 | 0,4377 | 0,4423 | 0,4498 | 0,4632 | 0,4685 |
| Investimento da administração pública (<i>I</i>) | 1,00 | 1,5288 | 1,5333 | 1,5425 | 1,5605 | 1,5769 | 1,6036 | 1,6514 | 1,6701 |
| Produto (<i>Y</i>) | 1,00 | 1,0104 | 1,0134 | 1,0195 | 1,0314 | 1,0423 | 1,0599 | 1,0915 | 1,1039 |
| Estoque de capital do setor privado (<i>Kp</i>) | 1,00 | 1,0137 | 1,0270 | 1,0521 | 1,0955 | 1,1302 | 1,1784 | 1,2428 | 1,2613 |
| Estoque de capital do setor público das estatais (<i>Kg</i>) | 1,00 | 0,9470 | 0,8990 | 0,8164 | 0,6936 | 0,6120 | 0,5228 | 0,4641 | 0,4685 |
| Estoque de capital do setor público de infraestrutura (<i>G</i>) | 1,00 | 1,0261 | 1,0512 | 1,0983 | 1,1820 | 1,2534 | 1,3667 | 1,5793 | 1,6701 |
| Horas trabalhadas (<i>H</i>) | 1,00 | 1,0181 | 1,0189 | 1,0199 | 1,0209 | 1,0212 | 1,0208 | 1,0195 | 1,0190 |
| Tributação (<i>T</i>) | 1,00 | 1,0013 | 1,0045 | 1,0101 | 1,0215 | 1,0321 | 1,0496 | 1,0812 | 1,0936 |
| Composição do produto ² (%) | | | | | | | | | |
| Consumo das famílias (<i>C/Y</i>) | 60,10 | 58,21 | 58,14 | 58,03 | 57,93 | 57,90 | 57,94 | 58,07 | 58,13 |
| Investimento privado (<i>Ip/Y</i>) | 13,87 | 15,75 | 15,83 | 15,94 | 16,04 | 16,06 | 16,03 | 15,90 | 15,84 |
| Tributação (<i>T/Y</i>) | 33,56 | 33,25 | 33,26 | 33,25 | 33,23 | 33,23 | 33,23 | 33,24 | 33,24 |

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Normalizados pelos valores de estado estacionário.² Variáveis como porcentagem do produto.

Obs.: 1. Administração pública: 80%; estatais: 20%.

2. Efeito de bem-estar: x (%) = 0,47.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A principal motivação deste trabalho é construir um modelo de equilíbrio geral calibrado para a economia brasileira e realizar simulações contrafactuais e simulações de políticas a partir dos recentes aumentos dos investimentos públicos no Brasil. Apesar dos investimentos públicos nos últimos anos terem apresentado um aumento significativo, grande parte deste aumento pertence aos investimentos de empresas estatais que podem gerar efeitos *crowding out*, diferentemente dos investimentos da administração pública, que pouco ou nada concorrem com os do setor privado.

A partir das simulações propostas, procura-se entender o comportamento da economia brasileira caso a dinâmica dos investimentos públicos fosse alterada, privilegiando os investimentos de infraestrutura, visando verificar efeitos nos agregados macroeconômicos, bem como no bem-estar social.

Além de exercícios contrafactuais, em que apenas estados estacionários alternativos são comparados, propõe-se, neste artigo, exercícios de políticas que, caso implementadas hoje, determinariam quais seriam os efeitos de crescimento e bem-estar de uma eventual recomposição dos investimentos públicos.

A partir dos resultados das simulações contrafactuais, verificam-se impactos positivos sobre o crescimento e o bem-estar, caso uma maior parcela dos investimentos públicos estivesse alocada em investimentos de infraestrutura.

No caso de uma realocação na qual 80% do total dos investimentos públicos direcionam-se à infraestrutura e 20% às empresas estatais, o resultado seria um crescimento do produto no longo prazo 9,6% acima daquele que seria observado na ausência desta realocação e ganhos de bem-estar equivalentes a um aumento permanente de 7,88% nos atuais níveis de consumo, supondo tudo mais constante.

Os resultados das simulações de políticas apresentam ganhos de bem-estar inferiores em decorrência de efeitos de curto prazo na economia, tal como a queda no consumo nos períodos iniciais, bem como o aumento das horas de trabalho no curto prazo.

Com a realização da política 2 (uma realocação hoje na qual 80% do total dos investimentos públicos seriam direcionados à infraestrutura e 20% às empresas estatais), haveria ganhos de bem-estar equivalentes a um aumento permanente de 1,35% nos níveis de consumo que seriam observados na ausência desta política, justificando sua implementação. Além desta, as demais políticas simuladas apresentam ganhos de bem-estar positivos.

Estes resultados assemelham-se aos obtidos por Santana, Cavalcanti e Paes (2012), que encontram efeitos de bem-estar positivos para o aumento dos investimentos em infraestrutura financiados por redução do consumo público, gastos correntes ou aumento de tributação. Os autores, entretanto, ressaltam as dificuldades de implementação destas propostas, principalmente no curto e médio prazos, em virtude do Estado brasileiro possuir muitas obrigações rígidas com pessoal, previdência, saúde, pagamento de juros, despesas que constitucionalmente não podem sofrer reduções, além das muitas obrigações em áreas sociais que apresentam grande carência de investimentos. Neste sentido, as simulações realizadas neste estudo evitam modificações em tributos e consumo do governo, optando por políticas de financiamento da expansão dos investimentos em infraestrutura advindas apenas da realocação dos investimentos públicos, em detrimento dos investimentos das empresas estatais.

Para analisar como a economia se comportaria caso as políticas propostas fossem implementadas em um ambiente no qual a produtividade das empresas estatais se diferenciasse da produtividade do setor privado, foram propostas análises de sensibilidade em que o capital público das empresas estatais seria, respectivamente, 50% menos produtivo ($\phi = 0,5$); ou 50% mais produtivo ($\phi = 1,5$) que o capital privado. Em ambos os casos, as políticas propostas continuariam gerando ganhos de bem-estar. Os resultados apresentaram maiores ganhos de bem-estar quando da utilização da hipótese de que as empresas estatais são 50% menos produtivas (2,28%). Quando se trabalha com a hipótese de que as empresas estatais são 50% mais produtivas (0,47%), os ganhos de bem-estar são reduzidos mas, ainda assim, positivos.

ABSTRACT

The objective of this paper is to build a general equilibrium model, in order to perform counterfactual simulations of recent increases in public investment in Brazil, besides simulations of alternative policies, in order to ascertain effects on macroeconomic aggregates, as well as social welfare. The simulations consist of changing the shares of the public administration investments or infrastructure investments (53%), which are supposed to be complementary of the private investments, and the state enterprises investments (47%), which are supposed to be substitute of the private investments. Regarding the basic scenario, a counterfactual simulation that changes the share of public administration investments from 53% to 80% would provide a long-term economic growth rate of the product of 9.5% and a welfare gain of 8%, according to the measure proposed in the paper. Additionally, instead of the comparison between only the steady states proposed in this contrafactual exercise, in the case of a hypothetical policy where this recomposition of investments were effectively implemented today, the welfare gains reaches 1.35%, indicating that despite a onerous transition, the welfare net gain of this eventual policy would still be big enough for the aggregate economy, justifying its implementation.

Keywords: public investments; growth; welfare; dynamic recursive model.

REFERÊNCIAS

- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, p. 177-200, 1989.
- BACEN – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Boletim do Banco Central do Brasil**. Brasília, 2010. (Relatório Anual, v. 46).
- BARRO, R. A. government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, p. 103-125, Oct. 1990.
- BEZERRA, A. R. **Estimação do impacto do estoque de capital na economia brasileira: 1950 a 2008**. 2010. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo, Fortaleza, 2010.
- BLEJER, M.; KHAN, M. Government policy and private investment in developing countries. **IMF Staff Papers**, p. 379-403, 1984.
- BOGONI, N. M.; HEIN, N.; BEUREN, I. M. Análise da relação entre crescimento econômico e gastos públicos nas maiores cidades da região Sul do Brasil (Impresso). **Revista de Administração Pública**, v. 45, p. 159-179, 2011.
- BRASIL. Receita Federal. **Carga tributária no Brasil – 2010: análise por tributo e bases de incidência**. Brasília: Secretaria da Receita Federal, 2011. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/Publico/estudoTributarios/estatisticas/CTB2010.pdf>>. Acesso em: 23 dez. 2012. 40 p.

CALDERÓN, C; SERVÉN, L. **The effects of infrastructure development on growth and income distribution**. Central Bank of Chile, 2004. (Working Paper, n. 270).

CAMPOS, F. A. O. **Três ensaios sobre a economia da corrupção**. 2012. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2012.

CÂNDIDO JÚNIOR, O. **Os gastos públicos no Brasil são produtivos**. Ipea, 2001. (Planejamento e Políticas Públicas, n. 23).

_____. **Política fiscal e impactos produtivos dos gastos públicos**. 2008. Tese (Doutorado) – Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2008.

CGU – CONTROLADORIA-GERAL DA UNIÃO. **Balanço Geral da União**. Brasília, diversos anos: 2007, 2008, 2009 e 2010. Disponível em: <<http://www.cgu.gov.br/assuntos/auditoria-e-fiscalizacao/avaliacao-da-gestao-dos-administradores/prestacao-de-contas-do-presidente-da-republica/exercicios-antiores/>>. Acesso em: 8 out. 2011.

COOLEY, T. F.; HANSEN, G. Tax distortion in a neoclassical monetary economy. **Journal of Economic Theory**, v. 58, p. 290-316, 1992.

COOLEY, T. F.; PRESCOTT, E. **Economic growth and business cycles**. [S.l.]: Princeton Press, 1995.

CORRÊA, P. Uma estratégia para expandir os investimentos em infraestrutura no Brasil. In: SICSU, J.; CASTELAR, A. (Orgs.) **Sociedade e economia: estratégias de crescimento e desenvolvimento**. Ipea, 2009.

DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H. F. The composition of public expenditure and economic growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 37, n. 2, p. 313-344, 1996.

EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, v. 32, n. 2, p. 417-458, 1993.

ERDEN, L.; HOLCOMBE, R. G. The linkage between public and private investment: a co-integration analysis of a panel of developing countries. **Eastern Economic Journal**, v. 32, n. 3, Summer 2006.

FERREIRA, P. C. **Essays on public expenditure and economic growth**. Unpublished PhD (Dissertation) – University of Pennsylvania, 1993.

_____. Investimento em infraestrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 26, n. 2, p. 231-252, ago. 1996.

FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Impactos produtivos da infraestrutura no Brasil 1950/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n. 2, p. 315-338. 1998.

FERREIRA, P. C.; NASCIMENTO, L. G. **Welfare and growth effects of alternative fiscal rules for infrastructure investment in Brazil**. EPGE 604. Fundação Getúlio Vargas, 2005 (Ensaio Econômico, EPGE 604).

FERREIRA, T. T.; AZZONI, C. R. Instituições e infraestrutura: bases teóricas e evidências para o Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 36, p. 277-310, 2011.

FRISCHTAK, C. R. O investimento em infraestrutura no Brasil: histórico recente e perspectivas. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 2, p. 307-348, ago. 2008.

GOMES, J. W. F. **Modelo de equilíbrio geral computável para análise de políticas fiscais com agentes heterogêneos restritos ao crédito**. 2012. Dissertação (pós-Graduação) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2012. Mimeografado.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Nacionais**. 2013.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**. Rio de Janeiro, [s.d.]. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 9 set. 2011.

_____. **Estimativa da carga tributária de 2002 a 2009**. Ipea: Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas, mar. 2010 (Nota Técnica, n. 16). Disponível em: <http://moodle.stoa.usp.br/file.php/590/textos/100312_nt16dimac_cargatributria.pdf>. Acesso em: 12 dez. 2012.

KUPFER, D.; LAPLANE, M.; HIRATUKA, C. (Orgs.) **Perspectivas do investimento no Brasil**: temas transversais. 1. ed. Rio de Janeiro: Editora Synergia, 2010. v. 1, 440 p.

LUCAS, R. **Models of business cycles**. Cambridge, MA: Basil Blackwell, 1987.

MAZONI, M. G. **Gastos públicos e crescimento econômico no Brasil**: análise dos impactos dos gastos com custeio e investimento. 2005. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

MPOG – MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO. **Perfil das empresas estatais**. Brasília: Departamento de Coordenação e Governança das Empresas Estatais (DEST), diversos anos: 1995, 1996, 1997, 1998 e 1999.

_____. **Relatório anual das empresas estatais**. Brasília: Departamento de Coordenação e Governança das Empresas Estatais (DEST), diversos anos: 2004, 2008 e 2010. Disponível em <<http://www.planejamento.gov.br/ministerio.asp?index=4&cler=s250>>. Acesso em: 20 set. 2011.

PEREIRA, R. A. C.; FERREIRA, P. C. Avaliação dos impactos macroeconômicos e de bem-estar da reforma tributária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, p. 191-208, 2010.

_____. Impactos macroeconômicos da Cobrança pelo uso da infraestrutura pública no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 2, p. 183-212, 2011.

PONTES, D. I. S. **Investimento público no Brasil e o Programa de Aceleração do Crescimento**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2009.

RABELO, G. X. **Análise dos impactos dos investimentos em infraestrutura realizados no período 2007-2010 no Brasil pelo Programa de Aceleração do Crescimento**. 2013. Monografia (Graduação) – Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013.

ROCHA, C. H.; TEIXEIRA, J. R. Complementaridade *versus* substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-90. **Revista Brasileira de Economia**, v. 50, 1996.

ROCHA, F. GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005. **Anais...** Natal, 2005.

SANTANA, P. J.; CAVALCANTI, T. V.; V.; PAES, N. L. Impactos de longo prazo de reformas fiscais sobre a economia brasileira (Impresso). **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, p. 247-269, 2012.

SUNDARARAJAN, V.; THAKUR, S. **Public investment, crowding out, and growth**: a dynamic model applied to India and Korea. IMF Staff Papers, 1980.

STN – SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL. **Execução orçamentária de estados**. Brasília, diversos anos: 2007, 2008, 2009, 2010. Disponível em <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/contas-aneais>>. Acesso em: 15 nov. 2011.

_____. **Relatório mensal da dívida pública**. Dez., 2010. Disponível em: <<https://www.tesouro.fazenda.gov.br/pt/divida-publica-federal/relatorio-mensal-da-divida>>. Acesso em: 3 jan. 2013.

TORRES, E.; PUGA, F.; MEIRELLES, B. (Orgs.). **Perspectiva do investimento 2010-2013**. 1. ed. Rio de Janeiro: BNDES, mar. 2011.

(Originais submetidos em maio de 2014. Última versão recebida em setembro de 2014. Aprovada em setembro de 2014.)

EFEITOS DA MOBILIDADE INTERMUNICIPAL SOBRE A DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE CONTRAFACTUAL¹

Igor Vieira Procópio²

Suzana Quinet de Andrade Bastos³

Ricardo da Silva Freguglia⁴

Este artigo tem como objetivo analisar os efeitos da migração intermunicipal sobre o padrão de distribuição de renda dos níveis da hierarquia urbana brasileira. Utilizando os dados do Censo de 2000 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do estudo Regiões de Influência das Cidades (REGIC/IBGE) de 2008, foi realizado um exercício contrafactual para estimar como seria a distribuição de renda caso não houvesse ocorrido migração no período de 1995-2000. O principal resultado obtido indica uma redução do nível de desigualdade – queda de aproximadamente 1% no índice de Theil – em função da migração. Adicionalmente, os resultados mostram que a migração provocou uma transferência de parte da renda das metrópoles para os demais níveis da hierarquia urbana. Verifica-se, portanto, que a migração intermunicipal contribuiu para a redução da desigualdade entre os níveis da hierarquia urbana brasileira.

Palavras-chave: migração; desigualdade de renda; hierarquia urbana; contrafactuais.

JEL: R23; J61.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é um país de dimensões continentais e apresenta uma marcante desigualdade de renda entre suas regiões. Esta desigualdade de renda influencia e é influenciada pela migração interna de trabalhadores. De acordo com Fiess e Verner (2003), o Brasil é um país de migrantes, pois mais de 40% da população brasileira mora em locais diferentes do local de nascimento. Santos e Ferreira (2007), usando dados da PNAD 2003, mostram que aproximadamente 38% da população migraram entre estados no Brasil.

O primeiro estudo sobre migração foi desenvolvido pelo geógrafo Ravenstein (1885), o qual considerava que o principal determinante da migração estava ligado a fatores econômicos. Os fatores que levam uma pessoa a tomar a decisão de migrar é um tema bastante investigado na literatura internacional

1. Os autores agradecem o financiamento recebido pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e pela Fundação de Amparo à Pesquisa do estado de Minas Gerais (FAPEMIG) para a realização desta pesquisa.

2. Economista do Laboratório de Estudo Econômicos (Econs) da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF).

3. Professora associada do Programa de pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia (FE) da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e pesquisadora do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Fundação de Amparo à Pesquisa do estado de Minas Gerais (FAPEMIG).

4. Professor adjunto do Programa de pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia (FE) da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), pesquisador da Fundação de Amparo à Pesquisa do estado de Minas Gerais (FAPEMIG) e bolsista de Produtividade em Pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

(Chiswick, 1978; Borjas, 1999). A busca por melhores salários é apontada como o principal determinante da migração. A migração ocorre geralmente de regiões com menores salários e menores ofertas de emprego para regiões com melhores oportunidades no mercado de trabalho (Borjas, 1994 e De Hass, 2008).

Para Myrdal (1972), os movimentos migratórios possuem uma estreita relação com o desenvolvimento econômico. No âmbito da migração interna, as desigualdades regionais exercem influência na decisão de migrar. Regiões com mais alto nível de desenvolvimento e maiores rendas *per capita* atraem trabalhadores que buscam melhores oportunidades de emprego e renda. Neste sentido, as metrópoles seriam os principais locais de atração de migrantes. As atividades econômicas se concentrariam nestes locais em busca de economias de escala.

A mobilidade do fator trabalho provoca alterações na distribuição de renda entre as regiões alterando o salário médio dos trabalhadores (Lucas, 1998). De acordo com a teoria neoclássica, os fatores de produção migram de locais onde são abundantes e mal remunerados para locais onde são escassos e bem remunerados. Este processo ocorre até que haja um ajustamento dos preços dos fatores de produção e conseqüentemente cessem os incentivos para a migração. O efeito final é a eliminação das disparidades na remuneração entre as regiões. Este processo pode ser facilitado na migração entre regiões de um mesmo país, em função da não existência de barreiras legais e políticas, e menores diferenças culturais, principalmente em relação à língua nativa.

Um fato estilizado na literatura sobre migração e constantemente investigado é a autoseleção do migrante. O migrante é considerado positivamente selecionado na população, isto é, ele é visto como uma pessoa mais habilidosa, mais esforçada, mais determinada que o não migrante (Borjas, 1994; Chiswick, 1978; De Hass, 2008), ou seja, o migrante, possuindo determinadas características observáveis iguais às dos não migrantes, tende a obter um salário maior. Esta maior habilidade dos migrantes é denominada de viés de seleção positivo.

Em relação ao Brasil, alguns trabalhos analisam o impacto da migração interestadual na desigualdade regional. Cançado (1999) não encontra resultados estatisticamente significativos do impacto da migração. Menezes e Ferreira Júnior (2003) avaliam o impacto da migração na convergência de renda entre os estados brasileiros e, apesar de encontrarem uma relação positiva entre migração e convergência, o resultado se mostra pouco robusto a mudanças de especificação. Santos e Ferreira (2007), a partir de uma análise contrafactual, encontram que a migração interestadual contribui para uma redução das desigualdades regionais. No Brasil há evidências de que os migrantes são positivamente selecionados (Santos Júnior *et al.*, 2005; Santos e Ferreira, 2007).

No Brasil, historicamente, o fluxo migratório era predominantemente em direção às grandes cidades. De acordo com Martine (1994) a concentração da população em

idades grandes é a principal característica da reorganização do espaço brasileiro até os anos de 1980. Esta concentração de pessoas nas grandes cidades ocorre pela busca de melhores condições de emprego e maiores salários. Portanto, a concentração de pessoas traz consigo uma concentração de rendimentos, colocando a questão do tamanho das cidades como um importante fator para a análise da desigualdade de renda. A partir deste período, o crescimento das regiões metropolitanas diminui seu ritmo, mantendo inalterada sua participação no total da população brasileira. Por outro lado, as cidades médias passam a receber um maior número de migrantes, tornando-se as cidades com maior saldo positivo em relação ao fluxo migratório.

Com essa inversão do fluxo migratório surgem importantes questões que suscitam investigação. Por exemplo, a metrópole perde importância relativa na apropriação da renda ao mesmo tempo em que níveis hierárquicos inferiores da estrutura urbana elevam sua participação?⁵

Qual o efeito do nível hierárquico da estrutura urbana sobre a desigualdade de renda no Brasil?

Assim, o objetivo deste trabalho é avaliar o impacto deste novo fluxo migratório na distribuição de salários no contexto dos níveis hierárquicos da estrutura urbana brasileira. Parte-se da hipótese que a redução do fluxo migratório em direção às metrópoles ocasiona uma perda relativa na apropriação da renda face aos níveis hierárquicos inferiores. Com isto, os rendimentos dos salários seriam melhores distribuídos entre os diferentes níveis hierárquicos da estrutura urbana brasileira. Em consequência desta melhor distribuição, os níveis hierárquicos perderiam poder explicativo como determinantes da desigualdade salarial.

Neste artigo utiliza-se o censo demográfico de 2000 e o estudo REGIC de 2007, ambos produzidos pelo IBGE. O Censo é utilizado para conhecer o fluxo migratório bem como o perfil dos trabalhadores, enquanto que o REGIC é utilizado para a classificação da estrutura urbana brasileira nos diferentes níveis hierárquicos. Para analisar o fluxo migratório emprega-se a migração data fixa do Censo, ou seja, apenas as pessoas que migraram no período entre 1995 e 2000. Portanto, as pessoas que migraram em período anterior a este não são consideradas migrantes.

Para analisar o impacto da migração dois procedimentos são adotados. Inicialmente, busca-se analisar o perfil dos migrantes, tanto em relação às suas características observáveis, quanto em relação às suas características não observáveis. Para isto, são estimados modelos econométricos controlando o salário do trabalhador pelas características individuais que determinam o

5. A classificação da estrutura urbana brasileira utilizada é a classificação definida pelo IBGE no estudo Regiões de Influência das Cidades de 2007. São definidos cinco níveis hierárquicos. A seção 2 apresenta um quadro com a descrição dos cinco níveis.

salário e por uma variável *dummy* indicativa se o trabalhador é migrante ou não. O valor do coeficiente da *dummy* capta fatores não observados dos migrantes e indica se os migrantes são positivamente selecionados ou não. Para controlar um possível viés de seleção amostral em relação à decisão dos trabalhadores participarem do mercado de trabalho, utiliza-se o procedimento de dois estágios de Heckman (1979).

O segundo procedimento busca investigar o impacto da redução do fluxo migratório em direção às metrópoles na distribuição de salários entre os níveis hierárquicos. Para este fim constrói-se uma distribuição contrafactual simulando uma situação em 2000 como se não tivesse ocorrido migração no período 1995-2000. Em seguida, comparam-se as duas distribuições utilizando-se o índice Theil-T em função de sua característica de decomposição da desigualdade total em fatores entre e intragrupos. Ao utilizar os níveis hierárquicos da estrutura urbana como grupo de interesse para a decomposição do índice de Theil obtêm-se informações sobre a evolução da desigualdade dentro de cada nível hierárquico, do grau de concentração de renda em cada nível e da taxa bruta de contribuição do nível hierárquico para a desigualdade geral.

Assim, deste trabalho avança: *i*) ao trabalhar com os níveis hierárquicos da estrutura urbana brasileira; *ii*) ao verificar a contribuição destes na explicação da desigualdade de renda; *iii*) ao utilizar o procedimento de Heckman (1979) na análise do viés de seleção e na construção da distribuição contrafactual e; *iv*) ao utilizar a decomposição do índice Theil-T – em fatores entre e intragrupos – para comparar as distribuições de salários real e simulada.

O trabalho é composto por quatro seções além desta introdução. Na seção dois é apresentada a base de dados e um relato das estatísticas descritivas, com destaque para o aumento da migração para as “cidades médias”. Na seção três descreve-se a metodologia aplicada e na seção quatro, apresentam-se os principais resultados, onde se destaca a contribuição da migração no período de 1995-2000 na diminuição das desigualdades regionais brasileiras. A seção cinco apresenta as principais conclusões do estudo.

2 BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

2.1 Base de dados

A base de dados é composta pelo Censo do IBGE do ano de 2000 e pelo REGIC, para o ano de 2007. O Censo possui informações sobre migração em âmbito municipal, além de informações socioeconômicas dos indivíduos. O REGIC classifica a estrutura urbana brasileira em diferentes níveis hierárquicos.

A definição dos níveis hierárquicos utilizada na metodologia do REGIC (IBGE, 2008)⁶ divide o Brasil em 5.274 áreas de análise denominadas centro urbanos.⁷ Este número é inferior ao total de municípios, pois alguns centro urbanos englobam mais de um município, como é o caso das regiões metropolitanas e das áreas de concentração de pessoas. Estes 5.274 centro urbanos estão agrupados em cinco níveis hierárquicos conforme quadro 1.

QUADRO 1
Níveis hierárquicos da estrutura urbana brasileira

| Nível | Denominação | Descrição |
|-------|-----------------------|--|
| 1 | Metrópoles | Principais centros urbanos do país, que se caracterizam por seu grande porte e por fortes relacionamentos entre si, além de, em geral, possuírem extensa área de influência direta (doze centros). |
| 2 | Capitais regionais | Com capacidade de gestão no nível imediatamente inferior ao das metrópoles, têm área de influência de âmbito regional, sendo referidas como destino, para um conjunto de atividades, por grande número de centros urbanos (setenta centros). |
| 3 | Centros sub-regionais | Centros urbanos com atividades de gestão menos complexas. Têm área de atuação mais reduzida, e seus relacionamentos com centros externos à sua própria rede dão-se, em geral, apenas com as três principais metrópoles – São Paulo, Rio de Janeiro e Brasília (169 centros). |
| 4 | Centros de zona | Centros urbanos de menor porte e com atuação restrita à sua área imediata; exercem funções de gestão elementares (556 cidades). |
| 5 | Centros locais | Centros urbanos cuja centralidade e atuação não extrapolam os seus próprios limites, servindo apenas aos seus habitantes (4.473 cidades). |

Fonte: IBGE (2008).
Elaboração dos autores.

A migração analisada é aquela ocorrida entre os centros urbanos brasileiros no período de 1995 a 2000. Como o Censo de 2000 não possui informação sobre os centros urbanos de nascimento dos indivíduos, considera-se a migração data fixa, que leva em conta apenas se eles moravam em centros urbanos diferente em 1995. Com isso, o migrante é definido como o indivíduo que migrou de centro urbano entre 1995 e 2000, sendo o local de origem aquele em que a pessoa morava em 1995 e o local de destino aquele em que ela residia em 2000.

Em conformidade com Santos Júnior (2005) e Santos e Ferreira (2007), retiram-se da amostra original do Censo as pessoas com menos de vinte anos e mais de setenta, pois é neste intervalo etário que os indivíduos tomam a decisão de migrar.⁸

6. O ano da pesquisa se refere a 2007, mas a publicação é de 2008. Para clarificar, a menção a REGIC do ano de 2007 foi feita da seguinte forma: REGIC – 2007.

7. Para uma descrição dos centros urbanos e das áreas de concentração de pessoas, ver IBGE (2008).

8. Após a retirada das pessoas com menos de vinte anos e com mais de setenta anos a amostra ficou com 11.245.814 observações, no entanto, em função de não resposta em algumas variáveis de interesse a amostra efetivamente utilizada contém 10.877.304 observações, representando 96,7% da amostra original.

A variável de análise é o rendimento em todos os trabalhos do indivíduo por horas trabalhadas. Como forma de controle são utilizadas variáveis que podem afetar o rendimento dos indivíduos:⁹ idade, idade ao quadrado, anos de estudo, gênero, raça – branco/não branco –, posição na ocupação – empregado com carteira assinada, empregado sem carteira assinada, empregador e conta própria –, zona de residência – urbana/rural –, setor de atividade – primário, secundário e terciário –, além de uma variável *dummy* indicando se o indivíduo migrou de centros urbanos entre 1995 e 2000.

A tabela 1 descreve as variáveis, explicitando a média, desvio padrão, mínimo e máximo, além do sinal esperado dos coeficientes associados. Da população de estudo, nota-se que 10% migraram no período 1995-2000 e que a idade média é de mais de 38 anos. O nível educacional é de mais de seis anos de estudo em média. Em relação ao gênero, existe praticamente um equilíbrio, sendo que as mulheres representam 51% da população. Há uma predominância de pessoas brancas em relação aos não brancos, com percentuais de 56% e 44%, respectivamente. A população brasileira é majoritariamente uma população urbana, representando 83% da população total. A divisão dos trabalhadores entre os setores de atividades mostra concentração no setor terciário da economia, com 61%, seguido pelo setor secundário, 21% e setor primário, 18%. Já em relação à posição na ocupação, ocorre concentração de empregados com carteira assinada, 41%, seguidos pelos empregados sem carteira de trabalho assinada, 29%, pelos por conta própria, 26%, e por fim pelos empregadores, 3%.

O sinal esperado das variáveis segue as evidências encontradas nas literaturas de migração, do trabalho e do capital humano.¹⁰ Como mencionado, espera-se que o migrante ganhe mais do que o não migrante, em função de sua maior habilidade, maior nível de esforço, maior determinação em comparação ao não migrante. De acordo com a literatura sobre capital humano, as pessoas com maior escolaridade são melhores remuneradas no mercado de trabalho e ocorre um aumento dos salários em função da idade, porém, a taxas decrescentes – sinal positivo para idade e negativo para idade ao quadrado. Em função da discriminação de gênero e de raça existente no mercado de trabalho, espera-se que os homens e os brancos ganhem mais. Os trabalhadores urbanos possuem em média uma remuneração superior aos trabalhadores rurais, motivo do sinal positivo da *dummy* indicativa de Zona Urbana. Em relação aos setores de atividade espera-se um retorno maior para os trabalhadores dos setores terciários e secundário em comparação com os trabalhadores do setor primário. Na divisão por posição na ocupação, acredita-se que, na média, os empregadores tenham maiores salários em comparação com os empregados com e sem carteira assinada e os por conta própria.

9. A escolha das variáveis segue a revisão de literatura. Ver, entre outros, Barros e Medonça (1995), Barros, Corseuil e Mendonça (1999), Barros, Corseuil e Leite (2000), Leme e Wajman (2000), Santos Júnior (2005) e Santos e Ferreira (2007).

10. Ver nota 3.

A tabela A.1, no apêndice A deste artigo, apresenta a matriz de correlação das variáveis independentes. Os valores mostram o baixo grau de correlação entre as variáveis, requisito para se evitar problemas de multicolinearidade nos modelos econométricos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas e sinal esperado

| Variáveis | Média | Desvio padrão | Mínimo | Máximo | Sinal esperado |
|---------------------------------|----------|---------------|--------|--------|----------------|
| Variável dependente | | | | | |
| Salário/horas trabalhadas | 15,72 | 54,88 | 0 | 31.700 | |
| Variáveis independentes | | | | | |
| Migrante | 0,10 | 0,30 | 0 | 1 | + |
| Anos de estudo | 6,35 | 4,45 | 0 | 17 | + |
| Homens | 0,49 | 0,50 | 0 | 1 | + |
| Mulheres | 0,51 | 0,50 | 0 | 1 | - |
| Idade | 38,55 | 13,31 | 20 | 70 | + |
| Idade ao quadrado | 1.663,67 | 1.133,13 | 400 | 4900 | - |
| Branços | 0,56 | 0,50 | 0 | 1 | + |
| Não brancos | 0,44 | 0,50 | 0 | 1 | - |
| Zona urbana | 0,83 | 0,37 | 0 | 1 | + |
| Zona rural | 0,17 | 0,37 | 0 | 1 | - |
| Setor primário | 0,18 | 0,34 | 0 | 1 | - |
| Setor secundário | 0,21 | 0,33 | 0 | 1 | + |
| Setor terciário | 0,61 | 0,44 | 0 | 1 | + |
| Empregado com carteira assinada | 0,41 | 0,41 | 0 | 1 | - |
| Empregado sem carteira assinada | 0,29 | 0,38 | 0 | 1 | - |
| Empregador | 0,03 | 0,13 | 0 | 1 | + |
| Conta própria | 0,26 | 0,36 | 0 | 1 | - |

Fonte: IBGE (2000).

Elaboração dos autores.

Obs.: As estatísticas das variáveis independentes acima da linha tracejada se referem ao total da população de análise, enquanto que as estatísticas das variáveis abaixo da tracejada se referem às pessoas empregadas na data de referência.

2.2 Estatísticas descritivas

A tabela 2 apresenta a distribuição da população entre os diferentes níveis hierárquicos dos centros urbanos brasileiros em 2000, a distribuição dos próprios centros urbanos entre os níveis hierárquicos e a população média de cada nível. As regiões metropolitanas, que representam 0,23% dos centros urbanos brasileiros, possuem 35% da população brasileira. Nota-se que a população média diminui à medida que se reduz o nível hierárquico dos centros urbanos.

A tabela 3 apresenta o número e percentual de migrantes, tanto para todos os migrantes que mudaram de centro urbano quanto apenas para os migrantes que se moveram para centros urbanos de nível hierárquico diferente do nível hierárquico do centro urbano de origem. No período de 1995-2000, 9,75% da população de interesse mudaram de centro urbano e 6,31% mudaram de centro urbano com nível hierárquico diferente.

TABELA 2
População, centros urbanos e população média por nível hierárquico

| Nível | População (ha) | População (%) | Centros urbanos | Centros urbanos (%) | População média |
|--------------|-------------------|---------------|-----------------|---------------------|-----------------|
| 1 | 33.372.210 | 34,96 | 12 | 0,23 | 2.781.017 |
| 2 | 18.059.567 | 18,92 | 70 | 1,33 | 257.994 |
| 3 | 7.984.498 | 8,37 | 164 | 3,11 | 48.686 |
| 4 | 10.366.958 | 10,86 | 556 | 10,54 | 18.646 |
| 5 | 25.667.688 | 26,89 | 4.472 | 84,79 | 5.740 |
| Total | 95.450.921 | 100 | 5.274 | 100 | 18.098 |

Fonte: IBGE (2000; 2008).
Elaboração dos autores.

TABELA 3
Número e percentual de migrantes no período 1995-2000

| | Pessoas | Percentual |
|-------------------------------------|------------|------------|
| População total | 95.450.921 | |
| Não migrantes | 86.140.737 | 90,25 |
| Migrantes intermunicipais | 9.310.184 | 9,75 |
| Migrantes entre níveis hierárquicos | 6.027.171 | 6,31 |

Fonte: IBGE (2000; 2008).
Elaboração dos autores.

A tabela 4 apresenta o fluxo migratório no período de 1995-2000 entre os diferentes níveis hierárquicos e dentro de cada nível. Nas colunas aparece o destino dos migrantes e nas linhas a origem. A última coluna mostra o total de pessoas (e o percentual) que emigraram (saída) de cada nível. Na última linha, verifica-se o total de imigrantes (entrada) de cada nível. Percebe-se que 30,90% das pessoas que migraram tiveram como origem o nível metropolitano (nível 1), enquanto 32,83% tiveram estes centros urbanos como destino. Para as capitais regionais (nível 2), este fluxo foi de 17,11% na origem contra 21,04% no destino; para os centros sub-regionais (nível 3) 9,01% e 8,19%; para os centros

locais (nível 4) 13,23% e 10,56% e o para os centros de zona (nível 5) 29,76% e 27,37%, respectivamente.

As células do interior da tabela mostram os valores considerando simultaneamente a origem e o destino dos migrantes. O maior fluxo foi dentro do nível metropolitano (16,57%), seguido pelo fluxo dentro dos centros de zona (10,49%).

A tabela 5 mostra que o fluxo migratório ocorre em direção aos centros urbanos de maior nível hierárquico, e que os centros urbanos de nível 2 são os de maiores ganhos líquidos, tanto em termos absolutos quanto em termos percentuais. O aumento da migração para as “cidades médias” corrobora os resultados encontrados por Andrade *et al.* (2001) e Martine (1994).

TABELA 4
Fluxo migratório no período 1995-2000

| Nível hierárquico origem | Nível hierárquico destino | | | | | Total |
|-----------------------------|------------------------------------|------------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|-------------------------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | |
| 1 | 1.543.081 (16,57) | 438.573 (4,71) | 178.587 (1,92) | 215.061 (2,31) | 501.388 (5,39) | 2.876.689 (30,90) |
| 2 | 377.701 (4,06) | 538.344 (5,78) | 128.962 (1,39) | 147.102 (1,58) | 400.589 (4,30) | 1.592.698 (17,11) |
| 3 | 225.444 (2,42) | 188.983 (2,03) | 67.969 (0,73) | 89.031 (0,96) | 267.051 (2,87) | 838.477 (9,01) |
| 4 | 303.752 (3,26) | 257.541 (2,77) | 109.905 (1,18) | 157.393 (1,69) | 403.103 (4,33) | 1.231.694 (13,23) |
| 5 | 606.913 (6,52) | 535.527 (5,75) | 277.334 (2,98) | 374.626 (4,02) | 976.222 (10,49) | 2.770.621 (29,76) |
| Total | 3.056.890 (32,83) | 1.958.967 (21,04) | 762.757 (8,19) | 983.213 (10,56) | 2.548.353 (27,37) | 9.310.180 (100,00) |

Fonte: IBGE (2000; 2008).

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores entre parênteses correspondem ao percentual.

TABELA 5
Saldo migratório

| Nível | Saldo migratório | Percentual em relação à população |
|-------|------------------|-----------------------------------|
| 1 | 180.201 | 0,54 |
| 2 | 366.269 | 2,03 |
| 3 | -75.720 | -0,95 |
| 4 | -248.481 | -2,40 |
| 5 | -222.268 | -0,87 |

Fonte: IBGE (2000; 2008).

Elaboração dos autores.

A tabela 6 apresenta os valores médios para as variáveis de controle utilizadas nas estimações econométricas. Os migrantes são em média mais novos (35 anos) e mais escolarizados (6,43 anos de estudo) dos que os não migrantes (39 anos e seis anos de estudo).

Quanto à posição na ocupação, nota-se que o percentual de trabalhadores migrantes sem carteira de trabalho (20%) é maior do que o percentual dos não migrantes (17%). Em contrapartida, os percentuais de migrantes que trabalham por conta própria (13%) e sem ocupação (42%) são maiores para os não migrantes (16% e 44%, respectivamente). Nas demais características, as diferenças são menos acentuadas.

A tabela 7 traz os valores dos salários por hora trabalhada¹¹ para os diferentes níveis hierárquicos. Na média para o Brasil, os não migrantes ganham menos do que os migrantes. Considerando os níveis hierárquicos, com exceção das metrópoles, onde os não migrantes ganham mais do que os migrantes, o resultado é o mesmo do Brasil como um todo, ou seja, os migrantes ganham mais.

TABELA 6
Análise descritiva das características dos indivíduos

| Variáveis | Não migrante | Migrante |
|---------------------------|--------------|----------|
| Anos de estudo | 6,00 | 6,43 |
| Homens (%) | 0,49 | 0,50 |
| Mulheres (%) | 0,51 | 0,50 |
| Idade | 39,04 | 35,00 |
| Branco (%) | 0,55 | 0,56 |
| Não branco (%) | 0,44 | 0,43 |
| Raça não declarada (%) | 0,01 | 0,01 |
| Zona urbana (%) | 0,78 | 0,80 |
| Zona rural (%) | 0,22 | 0,20 |
| Setor primário (%) | 0,14 | 0,12 |
| Setor secundário (%) | 0,12 | 0,13 |
| Setor terciário (%) | 0,74 | 0,74 |
| Carteira assinada (%) | 0,22 | 0,23 |
| Sem carteira assinada (%) | 0,17 | 0,20 |
| Empregador (%) | 0,02 | 0,02 |
| Conta própria (%) | 0,16 | 0,13 |
| Sem ocupação (%) | 0,44 | 0,42 |

Fonte: IBGE (2000; 2008).
Elaboração dos autores.

11. A renda utilizada é a renda de todos os trabalhos por horas trabalhadas.

TABELA 7
Renda por nível hierárquico, população total, migrantes e não migrantes
 (Em R\$)

| Nível hierárquico | Não migrante | Migrante | Total |
|-----------------------|--------------|--------------|--------------|
| Metrópoles | 22,38 | 19,53 | 22,11 |
| Capitais regionais | 17,97 | 19,41 | 18,13 |
| Centros sub-regionais | 14,22 | 17,29 | 14,51 |
| Centros de zona | 12,50 | 15,80 | 12,82 |
| Centros locais | 9,58 | 11,51 | 9,78 |
| Total | 16,64 | 16,94 | 16,67 |

Fonte: IBGE (2000; 2008).
 Elaboração dos autores.

3 METODOLOGIA

A metodologia é dividida em duas partes. Primeiro realiza-se uma análise para identificar o perfil do migrante em relação às suas características não observadas. A segunda etapa consiste de um exercício contrafactual para testar como seria a distribuição de renda caso não houvesse ocorrido migração entre os centros urbanos no período analisado.

3.1 Perfil do migrante

O perfil do migrante é analisado de modo análogo ao de Chiswick (1978), mesmo método utilizado por Santos Júnior *et al.* (2005) para o Brasil. Para os autores, após controlar o salário do trabalhador por diversas características individuais que são determinantes do salário, inclui-se uma variável *dummy* para indicar o *status* quanto à migração. Esta variável *dummy* capta as características não observáveis que diferenciam a produtividade entre os migrantes e os não migrantes. Se o coeficiente da variável *dummy* for significativo e positivo, indica que o migrante é um indivíduo com características não observáveis – motivação, ambição, empreendedorismo, aptidão – que o torna mais produtivo em relação ao não migrante.

Entre as variáveis utilizadas como controle, a utilização conjunta de local de origem, local de destino e da *dummy* de migração apresenta um problema de multicolinearidade perfeita. Em função deste problema são testados sete modelos, com especificações diferentes incluindo alternadamente informação sobre local de origem e local de destino e também interações entre estas variáveis e a variável indicativa de migrante. O quadro 2 apresenta a forma funcional dos sete modelos juntamente com uma descrição de como interpretar o resultado da *dummy* de migração.

Para a estimação dos modelos, considera-se que a informação sobre salários no censo demográfico é fornecida somente para as pessoas que estavam empregadas

no momento da pesquisa, ou seja, a informação está relacionada com a decisão do indivíduo de trabalhar ou não. Portanto, a estimação direta por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode enviesar os coeficientes em função do viés de seleção das informações. Heckman (1979) propôs um procedimento em dois estágios para corrigir o viés amostral. O primeiro estágio consiste em uma equação de participação onde é modelada a probabilidade do indivíduo estar no mercado de trabalho no momento da pesquisa, ou seja, estima-se uma regressão com o uso do estimador *probit*, sendo que a variável dependente indica se o indivíduo está no mercado de trabalho ou não. A partir dos coeficientes estimados calcula-se a razão inversa de Mills, que se torna uma variável na estimação da equação de salários do segundo estágio.

Seguindo Kassouf (1994) e Silva *et al.* (2006), na equação de seleção são consideradas as variáveis que indicam se o indivíduo é casado, se possui filhos com idade inferior a cinco anos e a condição no domicílio – chefe de família, filho ou cônjuge – para os sete modelos especificados. Na equação de salários, por sua vez, as variáveis explicativas são definidas de acordo com o quadro 2.

QUADRO 2
Modelos das regressões

| |
|---|
| Modelo 1 – $\ln w_i = \alpha + \phi M_i + X_{ik} \beta_k + \varepsilon_i$ |
| Diferencial de salário do migrante em relação ao não migrante considerando a média para o Brasil. |
| Modelo 2 – $\ln w_i = \alpha + \phi M_i + D_{ig} \varphi_g + X_{ik} \beta_k + \varepsilon_i$ |
| Diferencial de salário do migrante em relação ao não migrante da região de destino, considerando a média entre os níveis hierárquicos. |
| Modelo 3 – $\ln w_i = \alpha + \phi M_i + O_{ig} \varphi_g + X_{ik} \beta_k + \varepsilon_i$ |
| Diferencial de salário do migrante em relação ao não migrante da região de origem, considerando a média entre os níveis hierárquicos. |
| Modelo 4 – $\ln w_i = \alpha + D_{ig} \varphi_g + MO_{ig} \gamma_g + X_{ik} \beta_k + \varepsilon_i$ |
| Diferencial de salário do migrante, por nível hierárquico de origem, em relação ao não migrante do local de destino. |
| Modelo 5 – $\ln w_i = \alpha + O_{ig} \varphi_g + MD_{ig} \gamma_g + X_{ik} \beta_k + \varepsilon_i$ |
| Diferencial de salário do migrante, por nível hierárquico de destino, em relação ao não migrante do local de origem. |
| Variáveis: $\ln w_i$ representa o logaritmo do salário hora do indivíduo i M_i <i>dummy</i> que assume valor 1 se o indivíduo i é migrante e 0 caso contrário. D_{ig} <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o indivíduo i residia em 2000 em um centro urbano do nível hierárquico g , com g variando de 1 até 5. O_{ig} <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o indivíduo i residia em 1995 em um centro urbano nível hierárquico g , com g variando de 1 até 5. MD_{ig} <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o indivíduo i imigrou para um centro urbano uma do nível hierárquico g , com g variando de 1 até 5. MO_{ig} <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o indivíduo i emigrou de um centro urbano do nível hierárquico g , com g variando de 1 até 5. X_{ik} vetor de k características do indivíduo i - k representa as seguintes variáveis: gênero, raça, idade, idade ao quadrado, anos de estudo, posição na ocupação, setor de atividade. ε_i é o termo de erro aleatório do indivíduo i . |

Elaboração dos autores.

3.2 Impacto na distribuição de renda

Para investigar o impacto do novo fluxo migratório no padrão de distribuição da renda do salário no Brasil realiza-se uma simulação, a exemplo de Santos e Ferreira (2007). Os autores, para analisarem o impacto da migração interestadual na distribuição regional de renda no Brasil, desenvolveram uma análise contrafactual, onde construíram “novos estados”, como se não tivesse ocorrido migração entre os estados brasileiros, ou seja, “colocaram” todos os migrantes de volta nos seus estados de origem.

Neste artigo constroem-se “novos centros urbanos” como se não houvesse migração no período 1995-2000, ou seja, as pessoas que migraram no período são “levadas de volta” aos centros urbanos que residiam em 1995. Os salários fornecidos pelo censo demográfico se referem ao salário no local de residência em 2000. Para realizar a comparação entre a distribuição de salários observada em 2000 com a distribuição de salários que existiria caso não tivesse ocorrido migração no período, imputa-se um salário às pessoas que migraram por meio da construção de uma distribuição contrafactual. Para este fim algumas hipóteses são admitidas, como o fato das pessoas trabalharem no mesmo ramo de atividade e possuírem a mesma posição na ocupação no centro urbano de origem que possuíam no centro urbano de destino, além de residirem na mesma zona – urbano/rural – do local de destino.

O procedimento consiste em estimar uma regressão para cada centro urbano conforme a realidade de 2000. Com os coeficientes estimados imputa-se uma renda para os migrantes, considerando as características dos centros urbanos em que eles residiam em 1995. Portanto, para os indivíduos que migraram, tem-se uma renda para o ano de 2000 e uma renda diferente simulando a situação de 1995. A construção da distribuição contrafactual é realizada em duas etapas. Primeiro estima-se a equação (1) pelo procedimento de Heckman (1979):

$$\ln w_{im} = \alpha_m + \beta_m X_{im} + \varepsilon_{im} \quad (1)$$

em que $\ln w_{im}$ representa o logaritmo da renda do indivíduo i no município m , α_m é a média condicional do município m , X_{im} é um vetor de características do indivíduo i no município m , β_m um vetor com os coeficientes destas características para o município m e ε_{im} é o termo de erro aleatório do indivíduo i que mora no município m .

Após a estimação dos coeficientes e do resíduo ($\hat{\alpha}_m, \hat{\beta}_m, \hat{\varepsilon}_{im}$), imputa-se uma renda para todos os indivíduos de acordo com o centro urbano de residência em 1995 e com os valores dos coeficientes e resíduos estimados.

$$\ln \hat{w}_{im} = \hat{\alpha}_m + \hat{\beta}_m X_{i\hat{m}} + \hat{\varepsilon}_{i\hat{m}} \quad (2)$$

O subscrito m indica o centro urbano de residência em 2000 e o subscrito \hat{m} indica o centro urbano de residência em 1995. Ou seja, a renda que o indivíduo teria caso não houvesse migrado é formada pela média condicional do centro urbano (α_m), pela interação do coeficiente do centro urbano com as características da população residente em 1995 ($\hat{\beta}_m X_{i\hat{m}}$) e pelo resíduo do indivíduo ($\varepsilon_{i\hat{m}}$).

Após a construção da distribuição contrafactual, compara-se as duas distribuições. Para tal, é utilizado o índice Theil-T (T) que possibilita a decomposição da desigualdade em fatores entre e intragrupos. O Theil-intra (T_{I_g}) indica o quanto da desigualdade dentro de determinado nível hierárquico contribui para a desigualdade geral. Já o Theil-entre (T_{E_g}) indica a concentração de renda dentro do nível hierárquico. Se o valor for positivo, significa que o nível hierárquico detém uma parcela da renda maior do que sua participação relativa na população e caso contrário se for negativo. Para cada nível definido é calculado um valor para o Theil-intra e para o Theil-entre. A soma do Theil-intra com o Theil-entre de todos os níveis hierárquicos apresenta o mesmo valor para o Theil-T da população como um todo.

A equação (3) apresenta a fórmula do índice de Theil-T para a desigualdade geral.

$$T = \sum_{i=1}^N \left[\frac{y_i}{Y} \cdot \ln \left(y_i \cdot \frac{N}{Y} \right) \right] \quad (3)$$

em que y_i é a renda do indivíduo i ; $Y = \sum_{i=1}^N y_i$ é a renda total da população; e N é o total da população.

As equações (4) e (4.1) apresentam a fórmula para o Theil-intra para cada nível hierárquico definido e o para Theil-intra agregado, respectivamente. O Theil-intra agregado informa quanto da desigualdade geral é explicada pela desigualdade dentro dos níveis hierárquicos.

$$T_{I_g} = \frac{Y_g}{Y} \cdot \sum_{i \in 1} \left[\frac{y_i}{Y_g} \cdot \ln \left(y_i \cdot \frac{N_g}{Y_g} \right) \right] \quad (4)^{12}$$

$$T_I = \sum_{g=1}^G T_{I_g} \quad (4.1)$$

12. Como pode ser percebido pela fórmula, o Theil-intra é simplesmente o Theil-T calculado para a população de um grupo específico ponderado pela participação da renda deste grupo em relação à renda da população do universo. O Theil específico do grupo será chamado de Elemento-intra e será utilizado na discussão dos resultados. Para fins comparativos entre os dois períodos analisados, o Elemento-intra é mais adequado por não ser influenciado por efeitos de composição.

em que $T_g = \sum_{i \in g} y_i$ é a renda agregada do grupo g , N_g é a população do nível agregado g com $g = \{1, 2, \dots, G\}$, sendo G o número de níveis hierárquicos definido.

As equações (5) e (5.1) apresentam a fórmula para o Theil-entre para cada nível hierárquico definido e o para Theil-entre agregado, respectivamente. A expressão entre parênteses na equação 5 é uma relação entre: *i*) a participação relativa da renda do grupo na renda total; e, *ii*) a participação relativa da população do grupo na população total. Se o resultado desta relação for igual a 1 significa que o grupo detém renda na mesma proporção de sua participação na população. Aplicando o logaritmo neste resultado, encontra-se o valor zero e, conseqüentemente, um valor zero para o Theil-entre, ou seja, quando o grupo tem uma participação na apropriação da renda igual sua participação na população o Theil-entre apresenta um valor nulo. Se o resultado da relação supracitada for maior do que 1, o logaritmo será maior do que zero, ocasionando um valor positivo para o Theil-entre. Portanto, valores positivos para o Theil-entre indicam que o grupo tem uma apropriação da renda maior do que sua participação na população. Por fim, se o resultado da relação for menor do que 1, indicando que a participação relativa na apropriação da renda pelo grupo é menor do que sua participação na população, o logaritmo apresentará um valor negativo, gerando um Theil-entre negativo.

O Theil-entre agregado, de maneira semelhante ao Theil-intra agregado, informa quanto da desigualdade geral é explicada pela desigualdade entre os níveis hierárquicos. O Theil-entre agregado permite o cálculo da taxa bruta de contribuição, que mostra, em termos percentuais, o quanto da desigualdade total é explicado por diferenças entre os níveis hierárquicos. A equação (6) define a taxa bruta.

$$T_{Eg} = \frac{Y_g}{Y} \cdot \ln \left(\frac{Y_g}{Y} \cdot \frac{N}{Y_g} \right) \quad (5)$$

$$T_E = \sum_{g=1}^G T_{Eg} \quad (5.1)$$

$$\text{Taxa bruta} = \frac{T_E}{T} \quad (6)$$

O índice de Theil para a desigualdade total pode ser construído pela soma do Theil-intra agregado com o Theil-intra agregado, conforme a equação (7):

$$T = \sum_{g=1}^G T_{I_g} + \sum_{g=1}^G T_{Eg} \quad (7)$$

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente analisa-se o perfil dos migrantes em relação às suas características não observáveis e, num segundo momento, como a migração afetou a distribuição de renda brasileira.

4.1 Perfil dos migrantes

A tabela 8 apresenta os resultados das regressões para cada um dos cinco modelos apresentados no quadro 2. São apresentados apenas os resultados para a estimação que utiliza o procedimento de Heckman (1979) de correção do viés de seleção. Os coeficientes da variável *lambda* são significativos em todas as especificações, indicando a necessidade de utilização da correção do viés de seleção.

O modelo 1 apresenta uma comparação entre os migrantes e não migrantes na média brasileira, desconsiderando os níveis hierárquicos da estrutura urbana brasileira. Os resultados indicam que os migrantes ganham em média 6% a mais do que os não migrantes com as mesmas características observadas.

O modelo 2 inclui como controle variáveis *dummies* indicando o nível hierárquico do centro urbano de destino do migrante, ou seja, o modelo permite comparar os salários dos migrantes com os não migrantes das regiões que recebem os migrantes. Os resultados se assemelham aos obtidos no modelo 1 e indicam que os migrantes ganham aproximadamente 6% a mais do que os não migrantes do local de destino.

TABELA 8
Análise do viés de seleção dos migrantes

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------|---------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| Migrante | 0,0603 ¹ (0,0011) | 0,0632 ¹ (0,0011) | 0,0807 ¹ (0,0011) | 0,0805 ¹ (0,0020) | 0,1442 ¹ (0,0018) |
| Destino 2 | | -0,1231 ¹ (0,0009) | | -0,1232 ¹ (0,0009) | |
| Destino 3 | | -0,2225 ¹ (0,0012) | | -0,2217 ¹ (0,0012) | |
| Destino 4 | | -0,2671 ¹ (0,0011) | | -0,2663 ¹ (0,0011) | |
| Destino 5 | | -0,2881 ¹ (0,0009) | | -0,2876 ¹ (0,0009) | |
| Origem 2 | | | -0,1174 ¹ (0,0009) | | -0,1156 ¹ (0,0009) |
| Origem 3 | | | -0,2126 ¹ (0,0012) | | -0,2105 ¹ (0,0012) |

(Continua)

(Continuação)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| Origem 4 | | | -0,2559 ¹ (0,0011) | | -0,2539 ¹ (0,0011) |
| Origem 5 | | | -0,2772 ¹ (0,0009) | | -0,2759 ¹ (0,0009) |
| Migra origem 2 | | | | 0,0383 ¹ (0,0032) | |
| Migra origem 3 | | | | 0,0032 (0,0039) | |
| Migra origem 4 | | | | -0,0220 ¹ (0,0033) | |
| Migra origem 5 | | | | -0,0730 ¹ (0,0026) | |
| Migra destino 2 | | | | | -0,0359 ¹ (0,0029) |
| Migra destino 3 | | | | | -0,0937 ¹ (0,0041) |
| Migra destino 4 | | | | | -0,1071 ¹ (0,0037) |
| Migra destino 5 | | | | | -0,1506 ¹ (0,0026) |
| Constante | 0,1957 ¹ (0,0037) | 0,3676 ¹ (0,0037) | 0,3819 ¹ (0,0037) | 0,3716 ¹ (0,0037) | 0,3775 ¹ (0,0037) |
| Equação de seleção (variável dependente: renda do trabalho) | | | | | |
| Tem filho | 0,0246 ¹ (0,0009) | 0,0244 ¹ (0,0009) | 0,0244 ¹ (0,0009) | 0,0244 ¹ (0,0009) | 0,0244 ¹ (0,0009) |
| Chefe de família | 0,8945 ¹ (0,0009) | 0,8947 ¹ (0,0009) | 0,8945 ¹ (0,0009) | 0,8947 ¹ (0,0009) | 0,8945 ¹ (0,0009) |
| Casado | 0,3086 ¹ (0,0012) | 0,3121 ¹ (0,0012) | 0,3107 ¹ (0,0012) | 0,3120 ¹ (0,0012) | 0,3111 ¹ (0,0012) |
| Condição (filho) | 0,7438 ¹ (0,0017) | 0,7448 ¹ (0,0016) | 0,7442 ¹ (0,0016) | 0,7447 ¹ (0,0016) | 0,7443 ¹ (0,0016) |
| Constante | -0,5745 ¹ (0,0013) | -0,5770 ¹ (0,0013) | -0,5759 ¹ (0,0013) | -0,5769 ¹ (0,0013) | -0,5762 ¹ (0,0013) |
| Observações | 10.877.304 | 10.877.304 | 10.877.304 | 10.877.304 | 10.877.304 |
| Lambda | -0,150 | -0,161 | -0,154 | -0,160 | -0,156 |

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ p < 0,01.

Obs.: Erro-padrão robusto entre parênteses.

O modelo 3 não utiliza as *dummies* de região de destino, ao invés disso controla pelas características do local de origem do migrante. Neste modelo os resultados indicam que os migrantes ganham aproximadamente 8% a mais que os não migrantes que permaneceram nos locais de origem dos migrantes. Estes primeiros resultados mostram que, na média, os migrantes ganham mais tanto em relação aos migrantes dos locais de destino quanto em relação a seus conterrâneos.

Os modelos 4 e 5 apresentam variáveis interativas entre as *dummies* de migração e as *dummies* de local de origem e local de destino. Os resultados do modelo 4 mostram que apenas os migrantes com origem nas metrópoles (nível 1) e nas capitais regionais (nível 2) apresentam diferencial salarial positivo em relação aos não migrantes dos locais de destino dos migrantes – aproximadamente 7% e 4%, respectivamente. O coeficiente para os migrantes dos centros sub-regionais (nível 3) apresentaram resultados não significativos. Já os migrantes com origem nos centros de zona (nível 4) e centros locais (nível 5) ganham menos que os não migrantes dos locais de destino, controlando pelas características observáveis. Os diferenciais são aproximadamente de 1% e 6% negativos, respectivamente. O fato do diferencial salarial entre migrantes e não migrantes se alterar em função dos níveis hierárquicos de origem dos migrantes justifica o uso da classificação da estrutura urbana brasileira na análise do viés de seleção dos migrantes.

O modelo 5 compara o migrante, por nível hierárquico de destino, em relação ao não migrante do local de origem. Os resultados mostram que os migrantes com destino às metrópoles ganham em média 14% a mais que seus conterrâneos. Para os migrantes com destino para os demais níveis hierárquicos, os coeficientes estimados apresentam valores negativos decrescentes monotonicamente na medida em que reduz o nível hierárquico. Quanto menor o nível hierárquico de destino, maior a diferença em relação aos não migrantes dos locais de origem.

4.2 Impacto na distribuição de renda

Para analisar o impacto da migração na distribuição de salários compara-se a distribuição de salários real com a distribuição simulada. Aplica-se o teste de Kolmogorov-Smirnov para verificar se as duas distribuições são estatisticamente diferentes. O resultado do teste indica diferenças estatisticamente significativas entre a distribuição real e simulada.¹³

A tabela 9, referente à simulação como se não houvesse ocorrido migração no período 1995-2000, apresenta os resultados da renda média de cada nível hierárquico e do Brasil para a estimação da renda com a amostra original – estimada – e para a estimação da renda com a simulação – imputada.

13. O teste de Kolmogorov-Smirnov tem como hipótese nula que as duas distribuições são estatisticamente idênticas. Valores baixos do p-valor indicam desigualdade entre as distribuições. O p-valor encontrado com o teste aplicado às duas distribuições em análise obteve um valor igual a 0,00, indicando que as distribuições são estatisticamente diferentes.

Apesar da alteração entre as rendas médias estimadas e imputadas ser de pequena magnitude, nota-se que as regiões metropolitanas obtiveram, em módulo, a maior diferença, e que a renda com a simulação é maior do que a renda sem a simulação. Portanto, as regiões metropolitanas teriam uma renda média mais elevada se não houvesse migração no período analisado. Este mesmo resultado acontece para os centros urbanos de nível 2, embora em menor magnitude. Já os centros urbanos de nível 3, 4 e 5 perdem renda com a simulação. Portanto, a migração contribui para uma diminuição da renda dos centros urbanos classificados na parte superior da estrutura urbana e para aumentar a renda dos centros urbanos dos níveis hierárquicos inferiores, indicando que a migração no período analisado contribui para a redução das disparidades de salários entre os níveis hierárquicos. Este resultado sinaliza no sentido de que a hipótese levantada na parte introdutória do artigo, de que as metrópoles estariam perdendo importância relativa na apropriação da renda, se confirma.

A tabela 10 apresenta as rendas estimadas e imputadas, para cada nível hierárquico, desagregadas por migrantes e não migrantes. A renda dos não migrantes é igual nos dois casos, pois não houve nenhuma alteração nas suas condições. Nas rendas dos migrantes, foram encontradas alterações importantes. As pessoas que migraram para as regiões metropolitanas “perderam” em termos de salário, pois ao invés de receberem R\$ 19,66/hora teriam uma renda de R\$ 25,59/hora, caso não tivessem migrado. Este mesmo fato ocorre com os indivíduos que migraram para as cidades médias, embora em menor magnitude. Nos três níveis inferiores da hierarquia urbana brasileira ocorre o fenômeno inverso. As pessoas que decidiram migrar para os municípios de menor nível hierárquico “ganharam” em termos de salário com esta decisão.

TABELA 9
Renda média estimada e imputada
(Em R\$)

| Nível hierárquico | Estimada | Imputada | Diferença |
|-----------------------|--------------|--------------|--------------|
| Metrópoles | 22,24 | 22,77 | -0,53 |
| Capitais regionais | 18,27 | 18,43 | -0,16 |
| Centros sub-regionais | 14,79 | 14,61 | 0,18 |
| Centros de zona | 13,16 | 12,75 | 0,41 |
| Centros locais | 10,17 | 9,90 | 0,26 |
| Total | 16,96 | 16,99 | -0,02 |

Elaboração dos autores.

TABELA 10
Renda média estimada e imputada para migrantes e não migrantes
 (Em R\$)

| Nível | Renda estimada | | Renda imputada | |
|--------|----------------|--------------|----------------|--------------|
| | Migrante | Não migrante | Migrante | Não migrante |
| 1 | 19,66 | 22,51 | 25,59 | 22,51 |
| 2 | 19,53 | 18,12 | 21,62 | 18,12 |
| 3 | 17,62 | 14,48 | 15,68 | 14,48 |
| 4 | 16,12 | 12,83 | 12,13 | 12,83 |
| 5 | 11,84 | 9,98 | 9,39 | 9,98 |
| Brasil | 17,19 | 16,94 | 17,41 | 16,94 |

Elaboração dos autores.

A tabela 11 apresenta a variação média da renda para os migrantes considerando o nível hierárquico de origem e o de destino. A diagonal superior mostra os resultados para os migrantes que desceram na escala hierárquica e a diagonal inferior para os migrantes que ascenderam. Percebe-se que os indivíduos que migraram em direção a centros urbanos de níveis superiores na escala hierárquica ganharam em termos de salário, enquanto que para os que migraram em direção aos centros urbanos inferiores o resultado foi o oposto.

A tabela 12 apresenta o impacto na distribuição de renda entre e intra os diferentes níveis da hierarquia urbana e na desigualdade de salários entre os indivíduos causada pela migração entre os centros urbanos no período de 1995-2000. O índice de Theil agregado representa a desigualdade nos salários entre os indivíduos. O índice de Theil apresenta um valor de 0,828 para a renda antes da simulação e de 0,836 para a renda imputada pela simulação. Ou seja, se não houvesse ocorrido migração no período a desigualdade entre os indivíduos seria aproximadamente 1% superior. Este resultado vai ao encontro das teorias de cunho neoclássico que consideram que a migração atua na diminuição das desigualdades de renda.

TABELA 11
Variação na renda: matriz de transição
 (Em R\$)

| Níveis hierárquicos origem | Níveis hierárquicos destino | | | | |
|----------------------------|-----------------------------|-------|-------|-------|-------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| 1 | 0,06 | -4,11 | -7,78 | -9,00 | -8,87 |
| 2 | 3,67 | 0,09 | -2,75 | -5,60 | -5,10 |
| 3 | 4,48 | 2,75 | 0,30 | -1,29 | -1,68 |
| 4 | 4,24 | 3,26 | 1,54 | 0,24 | -0,56 |
| 5 | 3,38 | 2,69 | 1,45 | 0,70 | 0,01 |

Elaboração dos autores.

TABELA 12
Índice de Theil: desagregado por níveis hierárquicos

| Índices | Simulação 1995 | 2000 | Varição de 2000 para 1995 (%) |
|------------------------|----------------|--------|-------------------------------|
| Theil | 0,836 | 0,828 | -0,94 |
| Taxa bruta | 0,059 | 0,052 | -12,28 |
| Regiões metropolitanas | | | |
| Elemento-intra | 0,787 | 0,784 | -0,37 |
| Theil-intra | 0,384 | 0,378 | -1,35 |
| Theil-entre | 0,143 | 0,131 | -8,47 |
| Capitais regionais | | | |
| Elemento-intra | 0,752 | 0,747 | -0,74 |
| Theil-intra | 0,161 | 0,162 | 0,74 |
| Theil-entre | 0,017 | 0,016 | -7,52 |
| Centros sub-regionais | | | |
| Elemento-intra | 0,771 | 0,766 | -0,63 |
| Theil-intra | 0,058 | 0,058 | -0,27 |
| Theil-entre | -0,011 | -0,010 | 8,55 |
| Centros de zona | | | |
| Elemento-intra | 0,869 | 0,884 | 1,69 |
| Theil-intra | 0,072 | 0,073 | 2,13 |
| Theil-entre | -0,024 | -0,021 | 11,06 |
| Centros locais | | | |
| Elemento-intra | 0,797 | 0,800 | 0,37 |
| Theil-intra | 0,112 | 0,114 | 1,05 |
| Theil-entre | -0,076 | -0,073 | 4,45 |

Elaboração dos autores.

Outro resultado apresentado na tabela 12 refere-se à taxa bruta de contribuição, que indica o quanto da desigualdade de renda entre os indivíduos pode ser explicada pela diferença de renda entre os níveis da hierarquia urbana brasileira. A taxa bruta sem a simulação apresenta um valor de 0,052, ou seja, aproximadamente 5% da desigualdade pode ser explicada pelas diferenças entre os níveis hierárquicos. Comparando com a taxa bruta da distribuição de renda simulada (0,059) percebe-se que o efeito das diferenças entre os níveis hierárquicos na desigualdade de salários seria superior, aproximadamente 12%, caso não tivesse ocorrido migração no período. Portanto, a migração contribui para a redução do poder explicativo dos níveis hierárquicos como determinante da desigualdade salarial.

O Theil-entre indica a parcela de renda absorvida por cada nível hierárquico. Se o valor for positivo, indica que aquele nível hierárquico concentra renda, ou em outras palavras, contribui positivamente para a desigualdade de renda e, se o valor for negativo, a interpretação é oposta. Analisando estaticamente o valor do Theil-entre para os cinco níveis hierárquicos, nota-se que as metrópoles e as cidades médias concentram renda, forçando a desigualdade de renda para cima. Já os níveis hierárquicos inferiores atuam no sentido contrário, ou seja, puxando a desigualdade para baixo. Este resultado é encontrado tanto na distribuição real quanto na simulada.

A análise comparativa entre o Theil-entre real e simulado mostra que as metrópoles estão tendo uma diminuição relativa de sua importância em termos econômicos, com uma perda de aproximadamente 8% na apropriação da renda dos salários, o que corrobora a hipótese inicial de que a redução do fluxo migratório em direção às metrópoles é acompanhada de uma redução na concentração de renda nas mesmas.

Para as cidades médias também ocorre uma perda relativa no montante de renda retido. Já para os demais centros urbanos de nível hierárquico inferior o resultado é o oposto, ou seja, estes locais aumentaram sua participação relativa na renda do trabalho no Brasil com a migração ocorrida no período.

A análise da desigualdade dentro dos grupos pode ser realizada pelo Theil-intra ou pelo Elemento-intra. O Elemento-intra é mais indicado para análises comparativas, pois não sofre influência da população, ao contrário do Theil-intra. As cidades médias apresentaram a maior queda na desigualdade interna (-0,74%), seguidas pelos centros sub-regionais (-0,63%) e regiões metropolitanas (-0,37%). Já nos centros de zona e nos centros locais a desigualdade aumentou, sendo a maior elevação percebida nos centros de zona (1,69%) e uma elevação mais modesta nos centros locais (0,37%).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho partiu da constatação de uma diminuição do fluxo migratório em direção às metrópoles e buscou testar a hipótese de que esta diminuição teria impacto na distribuição de salários. Este impacto na distribuição de salários se daria tanto na distribuição geral de salários entre os indivíduos quanto na distribuição entre os níveis hierárquicos. Para testar esta hipótese investigou as características dos migrantes intermunicipais no Brasil no período de 1995-2000 analisando tanto o fluxo migratório ocorrido quanto simulando os efeitos desta migração no padrão de distribuição de renda dos trabalhadores.

Com relação ao perfil dos migrantes, sem controlar pela origem e destino, os migrantes brasileiros no período 1995-2000 possuem características não observadas que os tornam mais produtivos em relação aos não migrantes. No entanto, ao realizar a análise controlando pela origem e destino dos migrantes, os resultados variam.

Na análise contrafactual, os valores apresentados pelo índice de Theil-T indicam que se não tivesse ocorrido migração no período 1995-2000, a desigualdade de renda entre os indivíduos seria aproximadamente 1% maior, considerando tudo o mais constante. Além disso, a taxa bruta, que representa a contribuição dos níveis hierárquicos da estrutura urbana brasileira no total da desigualdade de renda dos trabalhadores, apresentou um valor mais elevado com a simulação em relação à situação real. Este resultado indica que a migração no período contribuiu para uma diminuição do efeito do nível hierárquico na desigualdade de renda, ou seja, fatores relacionados à estrutura urbana diminuem sua importância na explicação da desigualdade de salários no Brasil.

Outro resultado que merece destaque corrobora a hipótese inicial levantada de que as regiões metropolitanas estão tendo uma perda relativa de importância tanto em termos populacionais quanto em termos econômicos. A diminuição da importância em termos populacionais é demonstrada pelo fluxo migratório mais expressivo para as cidades médias em relação à migração em direção às metrópoles. Já no que tange aos aspectos econômicos, os resultados da simulação indicam que a migração provocou uma transferência de parte da renda das metrópoles para os demais níveis da hierarquia urbana. Assim, se não tivesse ocorrido migração no período analisado, a concentração de salários nas regiões metropolitanas seria maior do que a concentração real observada. Este fato é evidenciado pelo Theil-entre das regiões metropolitanas, maior para os valores da simulação do que para os valores observados.

Portanto, conclui-se que a migração intermunicipal ocorrida no período de 1995-2000 contribuiu para redução da desigualdade da renda do trabalho entre os indivíduos e também para a redução da desigualdade entre os níveis da hierarquia urbana brasileira. Portanto, os resultados vão ao encontro das teorias que percebem a migração como fator favorável ao desenvolvimento regional.

Assim, como contribuição para formulações de políticas públicas voltadas para a redução das disparidades regionais brasileiras, ressalta-se a importância de se considerar, além das desigualdades entre os estados e as macrorregiões, as características dos níveis hierárquicos dos centros urbanos brasileiros.

ABSTRACT

This paper aims to analyze the effects of migration among municipalities on the pattern of income distribution of the levels of the urban hierarchy in Brazil. Using data from Census of IBGE (2000) and from Regions of Influence of the Cities - REGIC / IBGE (2008) was performed a counterfactual exercise to estimate how would be the distribution of income if no migration had occurred in the period of 1995-2000. The main result indicates that the income inequality among individuals would be reduced as a consequence of migration. Additionally, the result indicates that migration has caused a transfer of part of the income of large cities to lower levels of the urban hierarchy. Therefore, the migration among municipalities contributed to the reduction of inequality between the levels of the Brazilian urban hierarchy.

Keywords: migration; income inequality; urban hierarchy; counterfactual.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, T. A.; SANTOS, A. M. S. P.; SERRA, R. V. Fluxos migratórios nas cidades médias e regiões metropolitanas brasileiras: a experiência do período 1980/96. *In*: ANDRADE, T. A; SERRA, R. V. (Orgs.). **Cidades médias brasileiras**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001. p. 171-211.
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. E.; LEITE, P. Mercado de trabalho e pobreza no Brasil. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000.
- BARROS, R. P.; CORSEUIL, C. E.; MENDONÇA, R. **Uma análise da estrutura salarial brasileira baseada na PPV**. Rio de Janeiro: Ipea, dez. 1999. (Texto para Discussão, n. 689).
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. **Os determinantes da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, jul. 1995. (Texto para Discussão, n. 377).
- BORJAS, G. J. The economics of immigration. **Journal of Economic Literature**, v. 32, p. 1667-1717, 1994.
- _____. The economic analysis of immigration. *In*: ASHENFELETER, O.; CARD, D. **Handbook of Labor Economics**, v. 3, p. 1697-1757, 1999.
- CANÇADO, R. Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 2, 1999.
- CHISWICK, B. The effect of americanization on the earnings of foreign-born men. **Journal of Political Economy**, v. 86, p. 897-921, Oct. 1978.
- DE HASS, H. **Migration and development: a theoretical perspective**. Oxford: International Migration Institute. University of Oxford, 2008.
- FIESS, N.; VERNER, D. **Migration and human capital in Brazil during the 1990's**. World Bank, 2003. (Policy Research Working Paper, n. 3093).

HECKMAN, J. J. Sample selections bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, 1979.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo 2000 – dados da amostra**. Rio de Janeiro, 2000.

_____. **Regiões de influência das cidades 2007**. Rio de Janeiro, 2008.

KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using the heckman procedure. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.

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

LUCAS, R. E. Internal migration in developing countries. *In*: Rosenzweig, M. R. e STARK, O. **Handbook of population and family economics**. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1997.

MARTINE, G. **A redistribuição espacial da população brasileira durante a década de 80**. Rio de Janeiro: Ipea/Dipes, 1994. (Texto para Discussão, n. 329).

MENEZES, T., FERREIRA-JÚNIOR, D. **Migração e convergência de renda**. Nereus, 2003. (Texto para Discussão, n. 13).

MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. 3. ed. Rio de Janeiro: Saga, 1972.

RAVENSTEIN, E. G. The laws of migration. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 48, p. 167-227, 1885.

SANTOS, C.; FERREIRA, P. C. Migração e distribuição regional de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 3, p. 405-426, 2007.

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

SILVA, D. B.; CARVALHO, A. P. DE; NERI, M. C. **Diferenciais de salários por raça e gênero: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas**. Fundação Getulio Vargas, 2006. (Ensaio Econômico da EPGE, n. 638).

(Originais submetidos em dezembro de 2013. Última versão recebida em agosto de 2014. Aprovada em setembro de 2014.)

APÊNDICE A

TABELA A.1

Matriz de correlação

| Variáveis | Migrante | Anos de estudo | Homens | Idade | Idade ao quadrado | Não brancos | Zona rural | Sector secundário | Sector terciário | Empregado sem carteira | Empregador | Conta própria |
|------------------------|----------|----------------|--------|-------|-------------------|-------------|------------|-------------------|------------------|------------------------|------------|---------------|
| Migrante | 1 | | | | | | | | | | | |
| Anos de estudo | 0,02 | 1 | | | | | | | | | | |
| Homens | 0,02 | -0,15 | 1 | | | | | | | | | |
| Idade | -0,09 | -0,20 | 0,03 | 1 | | | | | | | | |
| Idade ao quadrado | -0,09 | -0,21 | 0,04 | 0,99 | 1 | | | | | | | |
| Não brancos | 0,00 | -0,26 | 0,04 | -0,03 | -0,03 | 1 | | | | | | |
| Zona rural | -0,01 | -0,35 | 0,08 | 0,06 | 0,06 | 0,09 | 1 | | | | | |
| Sector secundário | 0,01 | -0,06 | 0,18 | -0,04 | -0,05 | 0,00 | -0,13 | 1 | | | | |
| Sector terciário | 0,01 | 0,35 | -0,27 | -0,05 | -0,06 | -0,08 | -0,38 | -0,66 | 1 | | | |
| Empregado sem carteira | 0,03 | -0,03 | -0,10 | -0,08 | -0,07 | 0,08 | -0,03 | -0,08 | 0,11 | 1 | | |
| Empregador | -0,01 | 0,13 | 0,05 | 0,08 | 0,07 | -0,09 | -0,06 | 0,00 | 0,04 | -0,11 | 1 | |
| Conta própria | -0,03 | -0,13 | 0,14 | 0,18 | 0,18 | -0,01 | 0,10 | 0,00 | -0,08 | -0,36 | -0,10 | 1 |

Elaboração dos autores.

CARACTERIZAÇÃO E MODIFICAÇÕES NO PADRÃO REGIONAL DE AGLOMERAÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL NO PERÍODO 2003-2011¹

João Saboia²

Lucia Silva Kubrusly³

Amir Coelho Barros⁴

A partir da estrutura do emprego, dos salários e dos estabelecimentos segundo sua distribuição espacial e setorial, o artigo procura definir padrões de aglomeração para a indústria brasileira. Neste sentido, é utilizada a técnica de análise de agrupamento aos dados das divisões da indústria nas mesorregiões do país. Foram identificados quatro grupos básicos em 2003 que evoluíram no período para se transformarem em cinco grupos em 2011. Tais agrupamentos se distinguem pela distribuição do emprego, dos estabelecimentos e dos salários pagos segundo o tipo de indústria. Embora boa parte das mesorregiões mantenha seu padrão no período analisado, há claros movimentos de mesorregiões entre os distintos grupos, principalmente em direção àqueles em que é mais expressiva a participação das indústrias difusoras/duráveis. Este resultado confirma a heterogeneidade do país, sugerindo que o desenvolvimento da indústria tem sido obtido por meio de estruturas industriais distintas regionalmente, porém em constante transformação.

Palavras-chave: indústria brasileira; emprego industrial; salários na indústria; estrutura industrial; aglomerações industriais.

JEL: J21; L16; R12.

1 INTRODUÇÃO

A localização de postos de trabalho nos diversos setores da economia e diferentes regiões geográficas vem sendo estudada sob vários pontos de vista. O deslocamento de empregos industriais recebeu especial atenção nos últimos vinte anos, como pode ser observado nos trabalhos de Diniz (1993); Diniz e Crocco (1996); Negri (1994); Pacheco (1999); Saboia (2000); e Ramos e Ferreira (2005), nos quais estes autores mostram o movimento de desconcentração da indústria, com a perda da importância das regiões metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro, e ganho em representatividade de regiões vizinhas, em especial, o próprio interior de São Paulo e nos estados da região Sul do país.

Focalizando a questão setorial, Azevedo e Toneto Júnior (2001) ressaltam que as causas desse movimento dependem do tipo de indústria. Se intensivas em mão de obra, migram para regiões com baixos salários; no caso de indústrias dependentes de recursos naturais, o deslocamento se dá na direção de regiões com tais recursos; e indústrias intensivas em capital localizam-se, preferencialmente, nas regiões

1. A realização deste artigo contou com o apoio de bolsa de pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

2. Professor do Instituto de Economia (IE) da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ).

3. Professora associada do IE da UFRJ.

4. Pesquisador do IE da UFRJ.

Sul e Sudeste. Mais recentemente, Ardissonne (2009) observou que o processo de desconcentração industrial, entre 1996 e 2005, variou de acordo com o tipo de indústria considerado. Em alguns casos houve tendência à desconcentração, em outros teria havido reconcentração da indústria.

La Croix (2001) analisou as mudanças estruturais na localização espacial da indústria brasileira entre 1985 e 1994. Trata-se de uma análise da evolução do emprego industrial e dos padrões territoriais de especialização competitiva a partir de uma tipologia de industriais segundo fatores de especialização competitiva. Os resultados apontam para a predominância de padrões territoriais característicos das economias primário-exportadoras – setores intensivos em trabalho (cuja participação diminuiu no período) e recursos naturais (com aumento na sua participação) – em detrimento dos setores com produção em escala ou diferenciada – base do paradigma fordista – ou daqueles com produção baseada em ciência – produção flexível. Os movimentos no período apontam para duas dinâmicas combinadas: uma desconcentração espacial nas áreas associadas às indústrias especializadas e um processo de concentração nas áreas relacionadas às indústrias “complexas”.

A análise da concentração geográfica da indústria brasileira conduzida por Lemos *et al.* (2005), além de mapear as aglomerações com capacidade de transbordamento e encadeamento espacial, buscou identificar os polos de inovação industrial. Para isto, o trabalho dele estabelece uma classificação das empresas: as que inovam e diferenciam produtos; as que produzem apenas produtos padronizados; e as que não diferenciam produtos e têm baixa produtividade. A base de dados utilizada incorporou informações das estruturas industriais e da infraestrutura socioeconômica dos municípios brasileiros para o ano 2000. Os resultados apontam para a existência de uma distribuição espacial da indústria brasileira muito heterogênea e fragmentada. Os espaços mais dinâmicos ficam restritos a áreas metropolitanas e a polos industriais de médio porte, concentrados no Sul-Sudeste, com uma dinâmica industrial influenciada por firmas de maior conteúdo tecnológico.

Saboia e Kubrusly (2008) abordaram a questão das diferenças regionais e setoriais no que se refere ao desenvolvimento do mercado de trabalho industrial, medido pela renda, pelos anos de estudo e pela participação de trabalhadores das profissões técnicas e científicas. Os resultados mostram fortes diferenças regionais, com nítida superioridade da indústria na região Sudeste em relação ao resto do país. Em termos setoriais, o resultado mais favorável ocorre na extração de petróleo e serviços relacionados, enquanto os mais desfavoráveis ocorrem nos chamados setores tradicionais da indústria.

Rezende (2011) estudou as mudanças na estrutura da indústria de transformação brasileira no período 1994-2009 em seus aspectos de clusterização e concentração das atividades. Com base na análise do número de empregos e de estabelecimentos, foram identificados 286 *clusters* em 1994 e 576 em 2009 para

a indústria de transformação em todo país. Os resultados do trabalho confirmam a existência de uma grande concentração industrial nas regiões Sul e Sudeste. Foi possível, também, constatar alguma “clusterização” fora desse perímetro, indicando relativa desconcentração industrial, com destaque para alguns estados da região Nordeste e Centro-Oeste. Neste caso, com clara dificuldade de atração de indústrias que dependem de maiores níveis de tecnologia, ao mesmo tempo em que apresentam um relativo bom desempenho dos setores mais básicos da indústria.

Saboia (2013), analisando o período 1997-2007, conclui que houve desconcentração industrial com deslocamento das atividades industriais das principais regiões metropolitanas para o interior da região Sul e Sudeste. Paiva (2012) confirma a continuidade do processo de desconcentração espacial da indústria brasileira no período 2003-2010.

Abordando a questão da localização industrial no Brasil, este trabalho procura caracterizar mudanças observadas entre os anos 2003 e 2011, um período em que houve razoável crescimento econômico, especialmente de 2004 a 2008. É verificado se essas condições mais favoráveis foram capazes, em alguma medida, de alterar a extrema heterogeneidade observada, tanto em termos setoriais quanto na localização espacial da indústria. A avaliação empírica será efetuada a partir de indicadores de emprego, salários e número de estabelecimentos segundo sua distribuição setorial nas mesorregiões do país. A análise estatística desenvolvida neste artigo busca identificar grupos de mesorregiões que possuam estruturas industriais semelhantes nos dois anos considerados e, ao mesmo tempo, procura entender suas causas e modificações no período.

Na seção 2 é apresentada a base de dados e a metodologia utilizada. A seção 3 desenvolve uma análise preliminar dos dados. Nas seções 4 e 5 são discutidas, sob diferentes ângulos, as características dos agrupamentos regionais obtidos com a metodologia estatística utilizada, de modo a identificar as mudanças ocorridas no padrão das aglomerações industriais entre 2003 e 2011. A seção 6 apresenta uma interpretação para os resultados encontrados. Por fim, na seção 7 são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

2 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

Neste trabalho é analisada a distribuição espacial do emprego, dos estabelecimentos e da massa salarial no Brasil nos diversos setores da indústria de transformação e extrativa mineral nos anos 2003 e 2011. São utilizados os dados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais)⁵ do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) para os dois anos considerados. A indústria foi analisada a partir de suas 27 divisões, sendo

5. Os dados da Rais constituem um banco de registros administrativos organizados pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Neste sentido, trata-se de informações relativas aos vínculos formais da economia brasileira. A utilização desta base de dados neste estudo justifica-se na medida em que a indústria é caracterizada por um elevado grau de formalização de suas relações de trabalho.

quatro da indústria extrativa mineral e as restantes da indústria de transformação. Como recorte espacial, utilizaram-se as 137 mesorregiões brasileiras.⁶

As 27 divisões serão agregadas segundo a tipologia⁷ proposta por Ferraz, Kupfer e Haguenuer (1996). Trata-se de uma classificação em quatro grupos que consideram as categorias de uso, os sistemas técnicos de produção e a forma de geração de inovações e de fluxos tecnológicos intersetoriais, representando diferentes padrões de concorrência para a indústria – *commodities*; *difusoras*; *duráveis*; e *tradicionais*. Tal classificação será utilizada neste trabalho para diferenciar os vários tipos de indústria e servirá para o desenvolvimento das próximas seções, servindo de fio condutor para a análise dos resultados encontrados.

Os quatro grupos apresentam as seguintes características:

- a) *commodities*: indústrias de processo contínuo que elaboram produtos homogêneos em grande volume. Seus preços costumam ser determinados em bolsas internacionais de mercadorias e são usualmente intensivos em energia e recursos naturais;
- b) *difusoras*: indústrias do novo paradigma tecnológico, constituindo a base do progresso técnico para o restante da indústria, sendo fundamental para o avanço da competitividade desta como um todo;
- c) *bens duráveis*: indústrias de montagem em larga escala formadas por produtores de bens de consumo durável, cuja característica maior é a forte incorporação de densidade tecnológica em seus produtos;
- d) *tradicionais*: indústrias que se caracterizam por elaborar produtos de menor conteúdo tecnológico, destinados principalmente ao consumo final. Dependem tecnologicamente de seus fornecedores de insumos e equipamentos, utilizando inovações geradas nos demais setores da indústria.

Tendo em vista o nível de desagregação utilizado na classificação – 27 divisões –, há dificuldade em separar a indústria difusora da de bens duráveis, na medida em que algumas divisões possuem indústrias dos dois tipos. Assim, neste trabalho as divisões da indústria foram classificadas em três grandes grupos: *commodities*; *difusoras/duráveis*; e *tradicionais*, com características distintas, conforme visto anteriormente.

As análises foram baseadas nas distribuições percentuais do emprego, dos estabelecimentos e da massa salarial nos três grandes grupos da indústria, perfazendo um total de nove variáveis observadas em cada mesorregião. Por isso, foi adotada, neste

6. Mesorregião é um nível de agregação regional intermediária entre os estados e as microrregiões, totalizando 137 mesorregiões no país. Cada estado possui, em média, cinco mesorregiões, e cada mesorregião, quatro microrregiões. Cada microrregião, por sua vez, possui, em média, dez municípios.

7. Este nível de agregação permite uma avaliação mais abrangente do sentido das mudanças segundo dinâmicas industriais específicas a cada grupo.

artigo, uma abordagem multivariada para a análise dos dados. A técnica utilizada foi a análise de agrupamento,⁸ que tem como objetivo agrupar objetos semelhantes segundo determinados critérios. O modelo pode ser descrito da seguinte maneira:

Seja $X = \{X_1, \dots, X_n\}$ o conjunto de variáveis escolhidas e seja

$O = \{O_1, \dots, O_m\}$ o conjunto de objetos sobre os quais as variáveis são observadas.

Encontre grupos G_1, \dots, G_p tais que:

se O_i e O_j pertencem a G_s , então O_i e O_j são semelhantes;

se O_i pertence a G_s e O_j pertence a G_p , então O_i e O_j não são semelhantes.

O critério de semelhança é dado pelo conjunto X de variáveis, e a medida de semelhança é dada pela distância dos objetos no espaço definido pelas variáveis.

Neste trabalho, as variáveis são os percentuais do emprego, dos estabelecimentos e da massa salarial nas indústrias tradicionais, de *commodities* e difusoras/duráveis. Os objetos são as mesorregiões, e o resultado da análise fornece grupos de mesorregiões semelhantes no que se refere ao conjunto de variáveis já mencionadas. O objetivo neste artigo é verificar a existência de mesorregiões que apresentem estruturas industriais semelhantes.⁹

Para finalizar a análise, foram introduzidas, ainda, informações sobre a remuneração média da população ocupada nas mesorregiões, calculadas também a partir de dados da Rais de 2003 e 2011, confirmando as diferenças existentes entre os grupos de mesorregiões identificadas.

3 ANÁLISE PRELIMINAR

Como mencionado anteriormente, serão estudadas as distribuições do emprego, dos estabelecimentos e da massa salarial na indústria em cada mesorregião. Dadas as características das mesorregiões, algumas com altíssima participação no emprego, outras com muito baixa participação, o primeiro passo da análise foi escolher como critério de corte as mesorregiões mais importantes, no que se refere ao nível de emprego, nos dois anos considerados. Desta forma, foram selecionadas as mesorregiões com mais de vinte mil empregos em 2003, o que levou a redução do universo de análise para 63 mesorregiões. Deve-se ressaltar que esta redução não altera as características básicas da análise, na medida em que estas 63 regiões representavam, em 2003, 91% do emprego, 88% dos estabelecimentos e 95% da massa salarial. Em 2011, estas concentrações atingiram, respectivamente, 91%, 88% e 94%. Quanto à localização

8. Uma abordagem detalhada do modelo de análise de agrupamento pode ser vista em Mingoti (2007). Aplicações desta técnica em economia podem ser vistas, por exemplo, em Aleixo *et al.* (2007), Ferreira Junior *et al.* (2004) e Saboia e Kubrusly (2008).

9. Nesse tipo de análise a proximidade espacial não é levada em conta, na medida em que se busca observar se determinado tipo de estrutura industrial é encontrado em várias – ou poucas – regiões do país. Uma análise em que a proximidade espacial é também considerada está presente em Lemos *et al.* (2005), com a utilização de técnicas de estatística espacial.

das mesorregiões selecionadas, a tabela 1 mostra sua distribuição nas respectivas Unidades da Federação (UFs) e grandes regiões geográficas.

TABELA 1
Distribuição das 63 mesorregiões selecionadas nas Unidades da Federação (UFs)

| Região | UF | Número de mesorregiões |
|--------------|--------------|------------------------|
| Sudeste | SP | 14 |
| | MG | 6 |
| | RJ | 4 |
| | ES | 1 |
| | Total | 25 |
| Sul | PR | 6 |
| | SC | 5 |
| | RS | 4 |
| | Total | 15 |
| Nordeste | BA | 3 |
| | PE | 3 |
| | CE | 2 |
| | PB | 2 |
| | AL | 1 |
| | RN | 1 |
| | SE | 1 |
| | Total | 13 |
| Centro-Oeste | GO | 2 |
| | MS | 2 |
| | DF | 1 |
| | MT | 1 |
| | Total | 6 |
| Norte | PA | 2 |
| | AM | |
| | RO | 1 |
| | Total | 4 |
| Total | | 63 |

Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Observa-se que estão incluídas 21 das 27 UFs, com participação de todas as que se localizam nas regiões Sudeste e Sul. Considerando-se os estados que apresentam maior número de mesorregiões, tem-se São Paulo, Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul. As UFs que estão ausentes nesta análise são Roraima, Acre, Amapá, Tocantins, Piauí e Maranhão.

Nos oito anos considerados (2003-2011), o emprego cresceu 54% considerando o conjunto de indústrias de *commodities* (tabela 2). O maior crescimento ocorre para a *extração de minerais não metálicos* (184%), seguido da *extração de petróleo e serviços correlacionados* (139%). Por outro lado, as indústrias que menos cresceram no período foram *fabricação de produtos de fumo* (7%) e *extração de carvão mineral* (11%). A única que apresentou decréscimo no número de empregos foi *fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool*, com queda de 30%.

TABELA 2
Distribuição do emprego: indústria de *commodities* (2003 e 2011)

| Atividades industriais – <i>commodities</i> | Emprego (2003) | Emprego (2011) | Crescimento (%) |
|---|------------------|------------------|-----------------|
| Extração de carvão mineral | 4.451 | 4.947 | 11 |
| Extração de petróleo e serviços relacionados | 23.223 | 55.472 | 139 |
| Extração de minerais metálicos | 27.034 | 76.716 | 184 |
| Extração minerais não metálicos | 68.098 | 94.254 | 38 |
| Fabricação de produtos do fumo | 14.169 | 15.132 | 7 |
| Fabricação de celulose, papel e produtos de papel | 124.499 | 175.122 | 41 |
| Fabricação de coque e refino de petróleo; elaboração de combustível nuclear | 59.853 | 41.808 | -30 |
| Fabricação de produtos químicos | 289.741 | 504.709 | 74 |
| Fabricação de produtos de minerais não metálicos | 277.634 | 435.370 | 57 |
| Metalurgia básica | 200.736 | 259.737 | 29 |
| Reciclagem | 14.247 | 31.400 | 120 |
| Total | 1.103.685 | 1.694.667 | 54 |

Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

As atividades industriais classificadas como difusoras/duráveis apresentaram forte crescimento do emprego no período considerado (tabela 3). No seu conjunto, o crescimento foi de 84%. Duas atividades apresentaram crescimento maior que 100%: *fabricação de máquinas de escritório e equipamentos de informática* (130%) e *fabricação de outros equipamentos de transportes* (122%). Por outro lado, o menor crescimento no emprego ocorreu para *fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicação* (42%).

TABELA 3
Distribuição do emprego: indústria difusora/durável (2003 e 2011)

| Atividades industriais – difusoras/duráveis | Emprego (2003) | Emprego (2011) | Crescimento (%) |
|--|----------------|------------------|-----------------|
| Fabricação de máquinas e equipamentos | 289.074 | 555.547 | 92 |
| Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática | 21.752 | 50.134 | 130 |
| Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos | 121.595 | 216.849 | 78 |
| Fabricação de material eletrônico, de aparelhos e equipamentos de comunicação. | 64.903 | 92.025 | 42 |
| Fabricação de equipamentos de instrumentação | 39.045 | 72.777 | 86 |
| Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias | 281.124 | 493.932 | 76 |
| Fabricação de outros equipamentos de transporte | 50.505 | 112.170 | 122 |
| Total | 867.998 | 1.593.434 | 84 |

Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

As indústrias tradicionais são as maiores geradoras de empregos, mas no seu conjunto, foram as que obtiveram o menor crescimento no período (41%) (tabela 4). Destaca-se a *fabricação de produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos* (71%). A maior empregadora (em 2003 e 2011), *fabricação de produtos alimentícios e bebidas*, apresentou crescimento de 54%. Houve queda de 13% no emprego na atividade *fabricação de produtos de madeira*.

TABELA 4
Distribuição do emprego: indústria tradicional (2003 e 2011)

| Atividades industriais – tradicionais | Emprego (2003) | Emprego (2011) | Crescimento (%) |
|---|------------------|------------------|-----------------|
| Fabricação de produtos alimentícios e bebidas | 1.031.591 | 1.584.236 | 54 |
| Fabricação de produtos têxteis | 279.826 | 339.613 | 21 |
| Confecção de artigos de vestuário e acessórios | 448.524 | 681.556 | 52 |
| Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro e calçados | 345.732 | 408.761 | 18 |
| Fabricação de produtos de madeira | 232.201 | 202.043 | -13 |
| Edição, impressão e reprodução de gravações | 187.450 | 238.150 | 27 |
| Fabricação de artigos de borracha e plástico | 289.916 | 444.267 | 53 |
| Fabricação de produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos | 324.280 | 553.543 | 71 |
| Fabricação de móveis e indústrias diversas | 268.650 | 359.693 | 34 |
| Total | 3.408.170 | 4.811.862 | 41 |

Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

Pode-se observar que ao longo do período 2003-2011 o emprego industrial cresceu 51% (tabela 5). Considerando-se os grupos de atividades industriais, destaca-se o crescimento de 84% nas difusoras/duráveis, seguido de 54% nas *commodities* e 41% nas tradicionais. Esse movimento teve como resultado um aumento na participação do emprego nas difusoras/duráveis de 16% para 20%, e uma consequente queda de 63% para 59% nas tradicionais.

TABELA 5
Participação do emprego industrial (2003 e 2011)

| Grupos de atividades industriais | Emprego (2003) | % | Emprego (2011) | % | Crescimento (%) |
|----------------------------------|------------------|------------|------------------|------------|-----------------|
| <i>Commodities</i> | 1.103.685 | 21 | 1.694.667 | 21 | 54 |
| Difusoras/duráveis | 867.998 | 16 | 1.593.434 | 20 | 84 |
| Tradicionais | 3.408.170 | 63 | 4.811.862 | 59 | 41 |
| Total | 5.379.853 | 100 | 8.099.963 | 100 | 51 |

Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

O número de estabelecimentos cresceu 32% no período, sendo que o maior crescimento se deu nas difusoras/duráveis (77%), aumentando sua participação de 9% para 12% (tabela 6).

TABELA 6
Participação dos estabelecimentos industriais (2003 e 2011)

| Grupos de atividades industriais | Estabelecimento (2003) | % | Estabelecimento (2011) | % | Crescimento (%) |
|----------------------------------|------------------------|------------|------------------------|------------|-----------------|
| <i>Commodities</i> | 46.315 | 18 | 56.746 | 16 | 23 |
| Difusoras/duráveis | 24.082 | 9 | 42.654 | 12 | 77 |
| Tradicionais | 192.934 | 73 | 247.971 | 72 | 29 |
| Total | 263.331 | 100 | 347.371 | 100 | 32 |

Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

A variação na massa salarial real foi de 92% nos oito anos considerados. Novamente, o maior crescimento ocorre no grupo das difusoras/duráveis (108%), que corresponde a uma taxa anual de crescimento de 9,6% (tabela 7).

TABELA 7
Participação da massa salarial industrial (2003 e 2011)¹

| Grupos de atividades industriais | Massa salarial (2003) | % | Massa salarial (2011) | % | Crescimento (%) |
|----------------------------------|-----------------------|------------|-----------------------|------------|-----------------|
| <i>Commodities</i> | 4.058.003 | 29 | 8.076.087 | 30 | 99 |
| Difusoras/duráveis | 3.491.560 | 25 | 7.262.328 | 27 | 108 |
| Tradicionais | 6.363.225 | 46 | 11.360.942 | 43 | 79 |
| Total | 13.912.778 | 100 | 26.699.357 | 100 | 92 |

Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.
Nota: ¹ Em salários-mínimos de 2011.

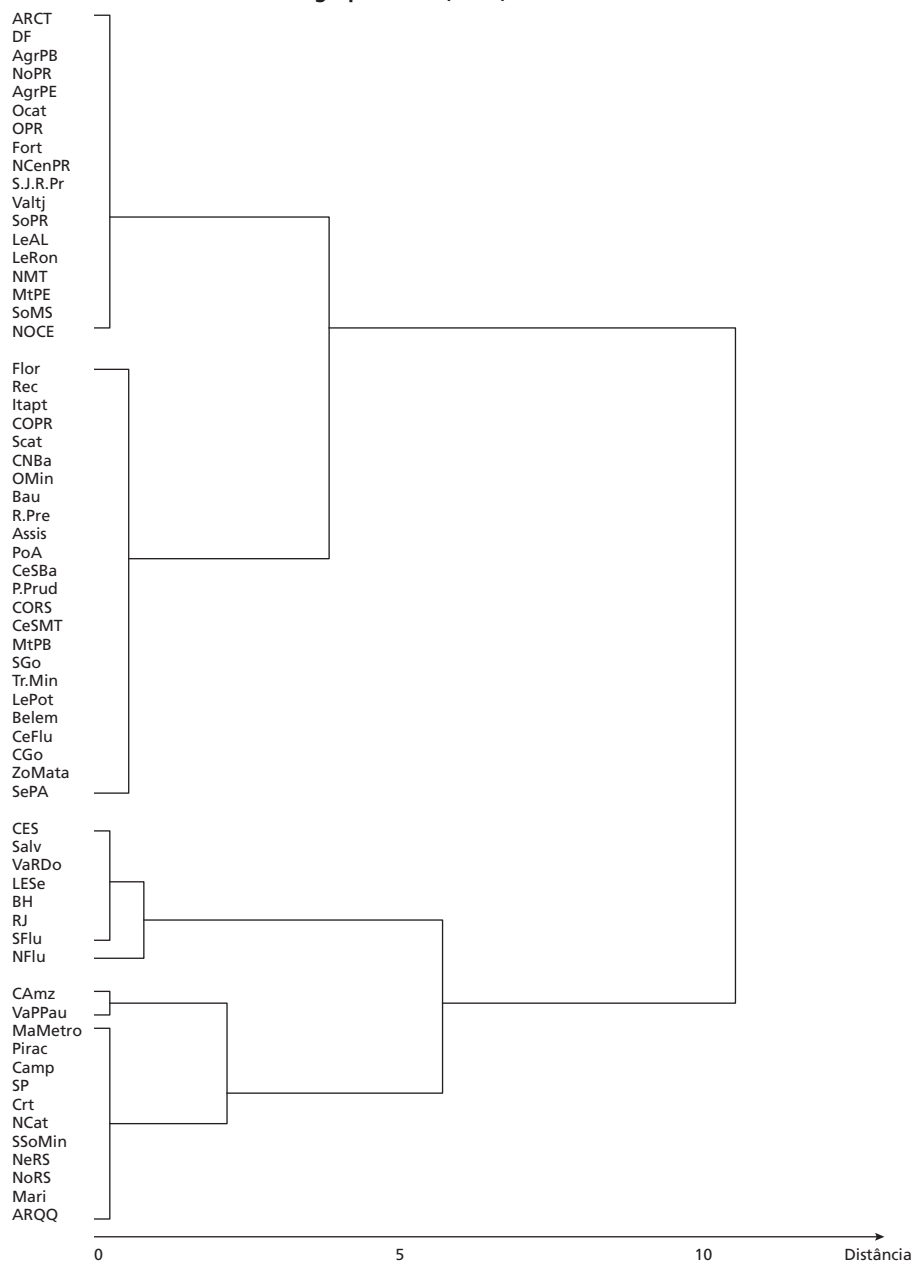
4 ANÁLISE DE GRUPAMENTO

A fim de aprofundar a análise das mesorregiões e suas respectivas participações nas atividades econômicas classificadas nas categorias *commodities*, difusoras/duráveis e tradicionais, será utilizada a técnica de análise de grupamento para agregar as mesorregiões segundo suas características industriais. A análise de grupamento fornece grupos de mesorregiões semelhantes, no que se refere às participações do emprego, dos salários e dos estabelecimentos nas três classificações consideradas para a indústria.¹⁰ Tal resultado é apresentado em um diagrama em árvore (dendrograma) cujo eixo horizontal indica as distâncias entre os objetos (mesorregiões). Quanto menor a distância, maior a semelhança entre elas. O dendrograma para o ano de 2003 está apresentado na figura 1.¹¹

10. A alternativa teria sido o desenvolvimento da análise de grupamento para as 27 divisões, o que tornaria a interpretação dos resultados desnecessariamente complexa.

11. Todos os resultados deste trabalho foram obtidos com auxílio do *software* SPSS v.18. As siglas das mesorregiões utilizadas no dendrograma estão apresentadas no apêndice A, ao final deste artigo.

FIGURA 1
Resultado da análise de agrupamento (2003)



Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

O resultado da análise de grupamento possibilita classificar as 63 mesorregiões em quatro grupos, descritos a seguir:¹²

- a) grupo 1: contém dezoito mesorregiões; na figura 1 corresponde a sequência iniciada por *Araçatuba*, indo até *Noroeste Cearense*;
- b) grupo 2: 24 mesorregiões, desde *Florianópolis* até *Sudeste do Pará*;
- c) grupo 3: oito mesorregiões, desde *Central Espírito-Santense* até *Norte Fluminense*;
- d) grupo 4: treze mesorregiões; desde *Centro Amazonense* até *Araraquara*.¹³

A fim de interpretar esses resultados de acordo com as variáveis utilizadas, a tabela 8 fornece a média das variáveis (proporções do emprego, dos estabelecimentos e da massa salarial em cada categoria) nos grupos 1, 2, 3 e 4. A última linha fornece a mesma média contabilizando as 63 mesorregiões, resultado que auxiliará na interpretação dos grupos formados.

TABELA 8
Médias das proporções do emprego, estabelecimentos e massa salarial – dentro dos grupos e total (2003)

| Número ¹ | Grupo | Commodities | | | Difusoras/duráveis | | | Tradicionais | | |
|---------------------|-------|-------------|-------|-------|--------------------|-------|-------|--------------|-------|-------|
| | | Emp | Estab | Msal | Emp | Estab | Msal | Emp | Estab | Msal |
| 18 | 1 | 0,107 | 0,140 | 0,131 | 0,048 | 0,054 | 0,056 | 0,845 | 0,806 | 0,813 |
| 24 | 2 | 0,210 | 0,184 | 0,294 | 0,061 | 0,058 | 0,080 | 0,728 | 0,758 | 0,626 |
| 8 | 3 | 0,410 | 0,234 | 0,624 | 0,118 | 0,072 | 0,120 | 0,472 | 0,694 | 0,256 |
| 13 | 4 | 0,160 | 0,177 | 0,178 | 0,300 | 0,136 | 0,385 | 0,540 | 0,686 | 0,436 |
| 63 | Total | 0,196 | 0,176 | 0,265 | 0,114 | 0,075 | 0,141 | 0,690 | 0,745 | 0,593 |

Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Número = número de mesorregiões.

Considerando as diferenças das variáveis entre os grupos, pode-se observar que a variável *estabelecimento* apresenta menor variação. Isto significa que esta variável é menos importante para a formação de grupos distintos.

A caracterização dos grupos será feita pela comparação das médias das variáveis dentro de cada grupo com as médias totais:

- grupo 1: podem-se observar que os valores para as três variáveis para *commodities* e *difusoras/duráveis* estão bem abaixo das respectivas médias totais. O inverso ocorre para a categoria *tradicionais*. Por isso, esse grupo será referido como “tradicionais”.

12. A fim de confirmar a robustez dos resultados encontrados na análise com as 63 mesorregiões, foram realizadas análises de grupamento incluindo as 137 mesorregiões nos anos 2003 e 2011. Foi observado que, embora os grupos fiquem um pouco menos delimitados por conta do maior número de mesorregiões, não houve mudanças nas características básicas das estruturas obtidas.

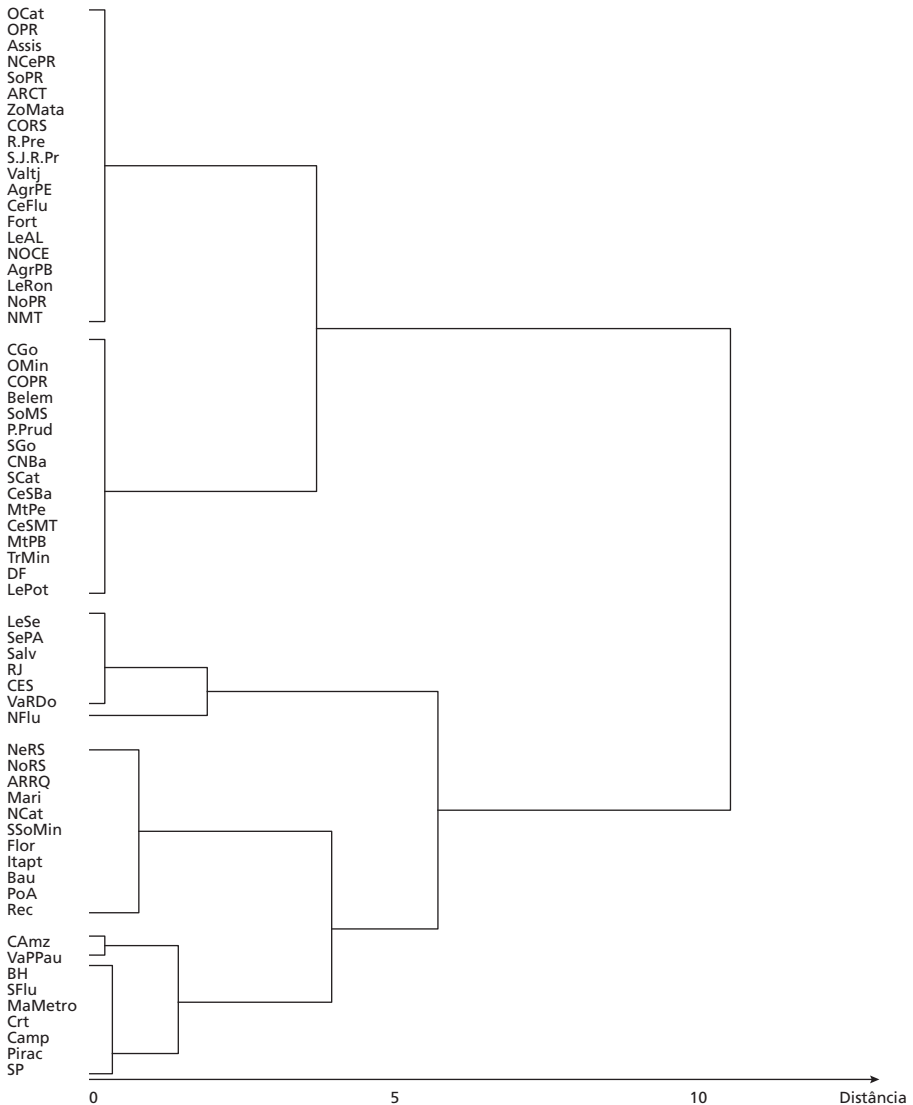
13. Cabe notar que embora pertencentes ao grupo 4, as mesorregiões Centro Amazonense e Vale do Paraíba Paulista são bastante “próximas” entre si e relativamente “distantes” das demais.

Procedendo de forma análoga, caracterizaram-se os outros grupos como:

- grupo 2: tradicionais e *commodities*;
- grupo 3: *commodities*;
- grupo 4: difusoras.

O resultado da análise de grupamento para 2011 está apresentado na figura 2.

FIGURA 2
Resultado da análise de grupamento (2011)



Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

A solução da análise de grupamento, conforme figura 2, fornece cinco grupos, descritos abaixo:

- grupo 1 – contém vinte mesorregiões: *Oeste Catarinense* até *Norte Mato-Grossense*;
- grupo 2 – dezesseis mesorregiões: *Centro Goiano* até *Leste Potiguar*;
- grupo 3 – sete mesorregiões: *Leste Sergipano* até *Norte Fluminense*;¹⁴
- grupo 4 – onze mesorregiões: *Nordeste Rio-Grandense* até *Recife*;
- grupo 5 – nove mesorregiões: *Centro Amazonense* até *São Paulo*.

Repetindo o procedimento adotado para o ano de 2003, serão utilizadas as informações da tabela 9, para caracterizar os grupos.

TABELA 9
Médias das proporções do emprego, estabelecimentos, e massa salarial – dentro dos grupos e total (2011)

| Número ¹ | Grupo | Commodities | | | Difusoras/duráveis | | | Tradicionais | | |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | | Empr | Estab | Msal | Empr | Estab | Msal | Empr | Estab | Msal |
| 20 | 1 | 0,114 | 0,131 | 0,144 | 0,073 | 0,087 | 0,091 | 0,813 | 0,782 | 0,766 |
| 16 | 2 | 0,246 | 0,192 | 0,317 | 0,057 | 0,084 | 0,060 | 0,697 | 0,723 | 0,623 |
| 7 | 3 | 0,415 | 0,227 | 0,654 | 0,106 | 0,107 | 0,086 | 0,480 | 0,666 | 0,259 |
| 11 | 4 | 0,144 | 0,146 | 0,163 | 0,232 | 0,132 | 0,308 | 0,624 | 0,722 | 0,529 |
| 9 | 5 | 0,237 | 0,183 | 0,282 | 0,374 | 0,189 | 0,441 | 0,389 | 0,628 | 0,277 |
| 63 | Total | 0,204 | 0,167 | 0,268 | 0,143 | 0,111 | 0,170 | 0,653 | 0,722 | 0,562 |

Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Número = número de mesorregiões.

Comparando esses resultados com aqueles observados para 2003 (tabela 8), pode-se afirmar que quanto à variação das variáveis entre os grupos, o comportamento é o mesmo, mas com relação às médias totais, observa-se declínio em *tradicionais*, aumento em *difusoras/duráveis* e estabilidade em *commodities*.

De forma análoga ao que foi feito para o ano de 2003, os grupos podem ser caracterizados como:

- grupo 1: tradicionais;
- grupo 2: tradicionais e *commodities*;
- grupo 3: *commodities*;
- grupo 4: difusoras e tradicionais;
- grupo 5: difusoras.

14. Cabe notar que embora pertencente ao grupo 3, a mesorregião Norte Fluminense é relativamente "distante" das demais.

Os grupos 1, 2 e 3 têm as mesmas características apontadas em 2003 (basicamente indústrias tradicionais e de *commodities*). Entretanto, o grupo das difusoras (grupo 4 em 2003) corresponde aos grupos 4 e 5 em 2011. A tabela 9 permite, ainda, afirmar que o grupo 5 é o que apresenta maior concentração nas indústrias difusoras/duráveis, bem superior à encontrada no grupo 4 em 2003.

A fim de comparar os grupos formados em 2003 e 2011, no que se refere às suas mesorregiões, foi elaborada a tabela 10 e os quadros 1 e 2.

TABELA 10

As mesorregiões e suas classificações em 2003 e 2011

| | Grupos 2011 | | | | | Total |
|--------------|-------------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | |
| Grupos 2003 | 1 | 15 | 3 | 0 | 0 | 18 |
| | 2 | 5 | 13 | 1 | 5 | 24 |
| | 3 | 0 | 0 | 6 | 0 | 8 |
| | 4 | 0 | 0 | 0 | 6 | 13 |
| Total | 20 | 16 | 7 | 11 | 9 | 63 |

Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Analisando-se a composição dos grupos formados em 2011 (as colunas da tabela), a coincidência é grande nos grupos 1, 2 e 3 (quinze em vinte, treze em dezesseis e seis em sete mesorregiões, respectivamente). Já o grupo 4 em 2011 contém onze mesorregiões, sendo que seis estavam no grupo 4 em 2003 e cinco estavam no grupo 2 em 2003. O grupo 5, que só aparece em 2011, é formado por duas mesorregiões que, em 2003, estavam classificadas no grupo 3 e por sete mesorregiões provenientes do grupo 4 em 2003. Analisando-se as linhas da tabela (correspondendo à classificação em 2003), verifica-se que das dezoito mesorregiões classificadas no grupo 1, apenas três mudam de classificação em 2011; das 24 do grupo 2, onze recebem outras alocações em 2011: cinco no grupo 1, cinco no grupo 4 e uma no grupo 3; das oito mesorregiões do grupo 3, duas são realocadas no grupo 5 em 2011; finalmente, as treze mesorregiões do grupo 4 se dividem quase perfeitamente entre os grupos 4 e 5 em 2011.

Os quadros 1 e 2 mostram, em detalhe, as mudanças de classificação ocorridas entre os dois anos considerados nesta análise.

QUADRO 1
As mesorregiões que compõem os grupos 1 e 2

| Grupo 1 | | Grupo 2 | |
|-------------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------|
| 2003 | 2011 | 2003 | 2011 |
| Agreste PB | Agreste PB | <i>Assis</i> | Belém |
| Agreste PE | Agreste PE | <i>Bauru</i> | Central GO |
| Araçatuba | Araçatuba | Belém | Centro-Norte BA |
| <i>Distrito Federal</i> | <i>Assis</i> | <i>Central Fluminense</i> | Centro Oriental PR |
| Fortaleza | <i>Central Fluminense</i> | Central GO | Centro-Sul BA |
| Leste AL | <i>Centro Oriental RS</i> | Centro-Norte BA | Centro-Sul MT |
| Leste RO | Fortaleza | Centro Oriental PR | <i>Distrito Federal</i> |
| Mata PE | Leste AL | <i>Centro Oriental RS</i> | Leste Potiguar |
| Norte Central PR | Leste RO | Centro-Sul BA | Mata PB |
| Noroeste CE | N Central PR | Centro-Sul MT | Mata PE |
| Noroeste PR | Noroeste CE | <i>Florianópolis</i> | Oeste MG |
| Norte Mato-Grossense | Noroeste PR | <i>Itapetininga</i> | Presidente Prudente |
| Oeste SC | Norte Mato-Grossense | Leste Potiguar | <i>Sudoeste MS</i> |
| Oeste PR | Oeste SC | Mata PB | Sul GO |
| São José do Rio Preto | Oeste PR | Oeste MG | Sul SC |
| Sudoeste PR | <i>Ribeirão Preto</i> | Presidente Prudente | Triângulo Mineiro |
| <i>Sudoeste MS</i> | São José do Rio Preto | <i>Porto Alegre</i> | |
| Vale do Itajaí | Sudoeste PR | <i>Recife</i> | |
| | Vale do Itajaí | <i>Ribeirão Preto</i> | |
| | <i>Zona da Mata</i> | <i>Sudeste do PA</i> | |
| | | Sul GO | |
| | | Sul SC | |
| | | Triângulo Mineiro | |
| | | <i>Zona da Mata</i> | |

Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Obs.: As mesorregiões assinaladas em *itálico* são as que mudaram de grupo na comparação entre os anos de 2003 e 2011.

Observa-se que entre as que estavam no grupo 1 em 2003, apenas duas (Distrito Federal e Sudoeste do Mato Grosso do Sul) modificaram suas posições, passando para o grupo 2 em 2011. Já o grupo 1 em 2011 recebe algumas mesorregiões que estavam no grupo 2 em 2003 (Assis, Central Fluminense, Centro Oriental Rio-Grandense, Ribeirão Preto e zona da Mata). No entanto, essas mudanças entre os grupos 1 e 2 não são muito marcantes, pois esses dois grupos estão bastante relacionados às indústrias tradicionais.

Chamam atenção outras mudanças ocorridas, como por exemplo, as saídas das mesorregiões Bauru, Florianópolis, Itapetininga, Porto Alegre, Recife e Sudeste do Pará. As cinco primeiras saíram do grupo 2 em 2003 (tradicionais e *commodities*) para os grupos 4 ou 5 em 2011 (difusoras/duráveis), enquanto Sudeste do Pará saiu do grupo 2 em 2003 para o grupo 3 (*commodities*) em 2011, como pode ser visto no quadro 2.

QUADRO 2

As mesorregiões que compõem os grupos 3, 4 e 5 (apenas em 2011)

| Grupo 3 | | Grupo 4 | Grupos 4 e 5 |
|-----------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|
| 2003 | 2011 | 2003 | 2011 |
| <i>Belo Horizonte</i> | Centro ES | Araraquara | Araraquara |
| Centro ES | Leste SE | Campinas | <i>Bauru</i> |
| Leste SE | Norte Fluminense | Centro AM | <i>Belo Horizonte</i> |
| Norte Fluminense | Rio de Janeiro | Curitiba | Campinas |
| Rio de Janeiro | Salvador | Macro Metro SP | Centro AM |
| Salvador | <i>Sudeste PA</i> | Marília | Curitiba |
| <i>Sul Fluminense</i> | Vale do Rio Doce | Nordeste RS | <i>Florianópolis</i> |
| Vale do Rio Doce | | Noroeste RS | <i>Itapetininga</i> |
| | | Norte SC | Macro Metro SP |
| | | Piracicaba | Marília |
| | | São Paulo | Nordeste RS |
| | | Sul-Sudoeste MG | Noroeste RS |
| | | Vale Paraíba Paulista | Norte SC |
| | | | Piracicaba |
| | | | <i>Porto Alegre</i> |
| | | | <i>Recife</i> |
| | | | São Paulo |
| | | | <i>Sul Fluminense</i> |
| | | | Sul-Sudoeste MG |
| | | | Vale Paraíba Paulista |

Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Obs.: As mesorregiões assinaladas em *itálico* são as que mudaram de grupo na comparação entre os anos de 2003 e 2011.

A mudança de Sudeste do Pará do grupo 2 em 2003 (predominantemente tradicional) para o grupo 3 em 2011 (em que predominam as *commodities*) pode ser explicado pelo acentuado aumento do emprego (de 21 % para 50%) bem como da massa salarial (de 41% para 76%) nas indústrias de *commodities*.

As mesorregiões Florianópolis, Bauru, Recife e Porto Alegre, que saíram do grupo 2 (tradicionais e *commodities*) passando para o grupo 4 (tradicionais e difusoras), apresentaram aumento na participação das difusoras em todas as variáveis.

O movimento das mesorregiões Belo Horizonte e Sul Fluminense, originalmente no grupo 3 (*commodities*), passando para o grupo 5 (difusoras) foi devido ao aumento do emprego (de 19% para 29% em Belo Horizonte; de 25% para 34% no Sul Fluminense) e massa salarial (de 25% para 32% em Belo Horizonte; de 26% para 39% no Sul Fluminense) nas indústrias difusoras.

Observa-se que todo o grupo 4 em 2003 está contido nos grupos 4 e 5 em 2011. O grupo 5 é composto das mesorregiões Centro Amazonense, Vale do Paraíba Paulista, Belo Horizonte, Sul Fluminense, Macro Metropolitana de São Paulo, Curitiba, Campinas, Piracicaba e Metropolitana de São Paulo. De acordo com os resultados mostrados na tabela 9, estas são as que mais concentram atividades difusoras/duráveis. O surgimento do novo grupo em 2011 ocorre porque, nas suas mesorregiões, as atividades difusoras/duráveis foram fortemente intensificadas, marcando sua diferença das demais mesorregiões.

No que se refere à distribuição regional dos grupos definidos pela análise de agrupamento, as tabelas 11 e 12 estabelecem a associação entre grupos e grandes regiões geográficas.

TABELA 11
Distribuição espacial de grupos nas grandes regiões (2003)

| Grandes regiões | G1 | G2 | G3 | G4 | Total |
|-----------------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| Norte | 1 | 2 | | 1 | 4 |
| Nordeste | 6 | 5 | 2 | | 13 |
| Sudeste | 2 | 9 | 6 | 8 | 25 |
| Sul | 6 | 5 | | 4 | 15 |
| Centro-Oeste | 3 | 3 | | | 6 |
| Total | 18 | 24 | 8 | 13 | 63 |

Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

TABELA 12
Distribuição espacial de grupos nas grandes regiões (2011)

| Grandes regiões | G1 | G2 | G3 | G4 | G5 | Total |
|-----------------|-----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|
| Norte | 1 | 1 | 1 | | 1 | 4 |
| Nordeste | 5 | 5 | 2 | 1 | | 13 |
| Sudeste | 6 | 3 | 4 | 5 | 7 | 25 |
| Sul | 7 | 2 | | 5 | 1 | 15 |
| Centro-Oeste | 1 | 5 | | | | 6 |
| Total | 20 | 16 | 7 | 11 | 9 | 63 |

Fonte: Rais/MTE.
Elaboração dos autores.

As duas tabelas são relativamente semelhantes. Os grupos 1 e 2 (associados às indústrias tradicionais) são os mais espalhados regionalmente. O grupo 3 (associado às indústrias de *commodities*) localiza-se quase exclusivamente no Nordeste e no Sudeste. O grupo 4 e o 5 em (2011) (associado às indústrias difusoras e de bens duráveis) concentram-se nas regiões Sudeste e Sul. A exceção é a mesorregião Centro Amazonense, que nos dois anos analisados exibe sua forte participação nas indústrias difusoras e de bens duráveis (56% em 2003 e 61% em 2011), especialmente nas *indústrias de fabricação de materiais eletrônicos e de comunicação* (28% em 2003 e 24% em 2011) e *fabricação de outros materiais de transportes* (10% em 2003 e 14% em 2011) por conta da Zona Franca de Manaus (ZFM), representando um verdadeiro *outlier* regional.

As principais mudanças no período podem ser observadas pelos totais de mesorregiões nos grupos G1 e G2, com 42 mesorregiões em 2003, contra 36 em 2011. Isto é, o número de mesorregiões caracterizadas principalmente pelas indústrias tradicionais diminuiu.

Por outro lado, o total de mesorregiões em que preferencialmente se localizam as indústrias difusoras – G4 em 2003 e G4 e G5 em 2011 – cresceu de treze para vinte em 2011. Observa-se, também, que esse movimento ocorreu predominantemente no Sul e no Sudeste, sendo a única exceção a Região Metropolitana (RM) de Recife, localizada no grupo 2 em 2003, passando para o grupo 4 em 2011.

5 REMUNERAÇÃO MÉDIA DAS MESORREGIÕES NOS GRUPOS

Para completar a análise das mesorregiões e suas alocações nos grupos definidos pela análise de grupamento, podem-se acrescentar as informações referentes às remunerações mensais médias das pessoas ocupadas na indústria nos anos de 2003 e 2011. Estas informações estão resumidas na tabela 13.

TABELA 13
Remuneração média nos grupos (2003 e 2011)
(Em salários-mínimos de 2011)¹

| Grupo | 2003 | | | | | 2011 | | | | |
|--------------|-----------|-------------|-------------|-------------|-------------|-----------|-------------|-------------|-------------|--------------|
| | Número | Média | D.P. | Mínimo | Máximo | Número | Média | D.P. | Mínimo | Máximo |
| 1 | 18 | 1,43 | 0,35 | 1,02 | 2,46 | 20 | 2,02 | 0,41 | 1,37 | 2,98 |
| 2 | 24 | 1,72 | 0,33 | 1,10 | 2,37 | 16 | 2,24 | 0,40 | 1,46 | 2,80 |
| 3 | 8 | 3,73 | 1,77 | 2,34 | 7,91 | 7 | 5,21 | 2,93 | 3,29 | 11,67 |
| 4 | 13 | 2,97 | 1,01 | 1,71 | 5,55 | 11 | 2,76 | 0,31 | 2,26 | 3,16 |
| 5 | | | | | | 9 | 4,19 | 0,90 | 3,25 | 6,25 |
| Total | 63 | 2,15 | 1,14 | 1,02 | 7,91 | 63 | 2,87 | 1,50 | 1,37 | 11,67 |

Fonte: Rais/MTE.

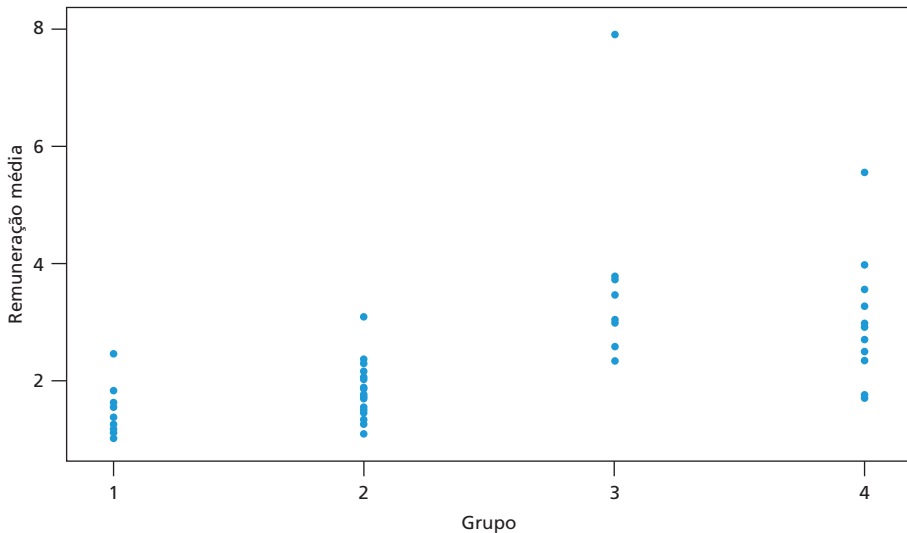
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Para efeito de comparação entre 2003 e 2011, o deflator utilizado foi o índice nacional de preços ao consumidor amplo (IPCA), cujo valor no período foi de 1,527.

Pode-se observar que o rendimento médio cresceu. Esse movimento pode ser observado no total das 63 mesorregiões (aumento de 33,5%), bem como nos grupos definidos pela análise de agrupamento, exceto o grupo 4 em 2003, que como visto anteriormente, corresponde a dois grupos em 2011 (grupos 4 e 5, ambos associados às difusoras/duráveis), não permitindo, portanto, uma comparação direta. Vale notar também o forte aumento no valor máximo da remuneração média (47,5%), que corresponde à mesorregião Norte Fluminense, pertencente ao grupo 3 no período. Nos dois anos observa-se que os grupos 1 e 2 apresentam as menores remunerações médias, enquanto o grupo 3 apresenta a maior. Note-se, também, o elevado valor do desvio padrão das remunerações do grupo 3.

As figuras 3 e 4 ilustram os diagramas de dispersão da remuneração nos vários grupos, nos anos 2003 e 2011, respectivamente.

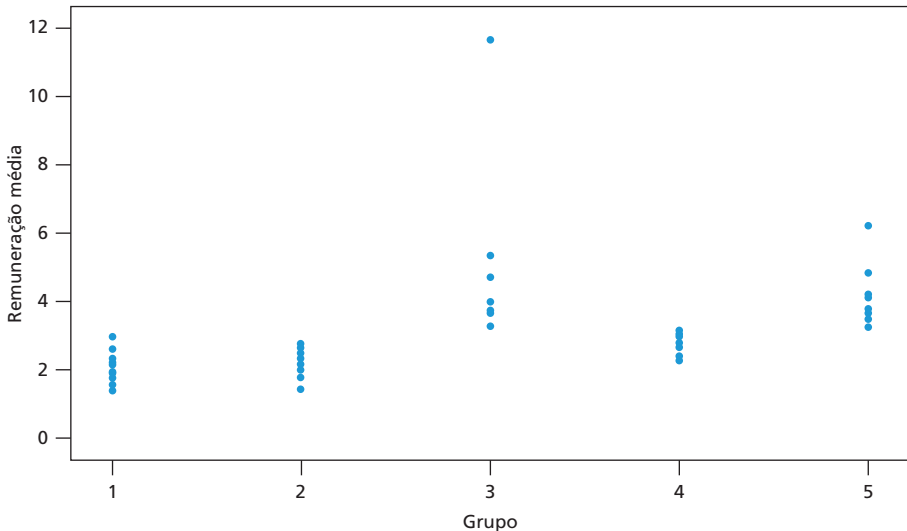
FIGURA 3
Diagrama de dispersão remuneração média nos grupos (2003)



Fonte: Rais/MTE.
 Elaboração dos autores.

Os destaques em 2003 são as mesorregiões Distrito Federal, apresentando o valor máximo do grupo 1; Norte Fluminense, com o maior valor da remuneração classificado no grupo 3; e Vale do Paraíba Paulista, com a maior remuneração no grupo 4. A figura 3 mostra também o crescimento das remunerações médias entre os grupos, isto é, os grupos 1 e 2 apresentam as menores remunerações e os grupos 3 e 4, as maiores. Mostra também porque a remuneração média no grupo 3 é tão alta (conforme tabela 12). A explicação é a presença da mesorregião Norte Fluminense neste grupo.

FIGURA 4

Diagrama de dispersão remuneração média nos grupos (2011)

Fonte: Rais/MTE.

Elaboração dos autores.

Para o ano de 2011, observa-se que novamente o Norte Fluminense e o Vale do Paraíba Paulista são os destaques dos grupos 3 e 5, respectivamente. Os grupos 1, 2 e 4 são bastante homogêneos em 2011. Deve-se lembrar que o grupo 4 está associado às difusoras/duráveis e às tradicionais, enquanto o grupo 5 caracteriza-se por uma maior concentração nas indústrias difusoras/duráveis.

6 INTERPRETAÇÃO DOS RESULTADOS DE GRUPAMENTO

Esta seção procura interpretar a formação do grupamento de mesorregiões identificado e as mudanças observadas no período analisado. Inicialmente, é feita uma apresentação sucinta das grandes transformações ocorridas no país no período. Em seguida, procura-se analisar seus efeitos sobre a formação dos grupos.

Pelo lado do mercado interno houve um intenso processo de distribuição de renda com elevação do poder aquisitivo da população, incentivando o aumento do consumo. A demanda interna foi ainda fortalecida pelo grande crescimento do volume de crédito disponibilizado para o consumo, que foi dirigido não apenas para bens produzidos pela indústria tradicional, mas, principalmente, para a indústria difusora/durável (eletrônicos em geral, equipamentos de informática, veículos etc.), cujos bens são mais dependentes da disponibilidade do crédito. É claro que parcela do aumento do consumo foi também dirigida a produtos importados. De qualquer forma, a indústria brasileira foi bastante beneficiada pelo crescimento do consumo.

Apesar da baixa taxa de investimentos e da concorrência dos produtos importados, a produção física de bens de capital foi a que obteve os melhores resultados em termos de produção física a partir de 2003.¹⁵ Seus reflexos sobre a indústria difusora/durável são óbvios, contribuindo para sua boa *performance* no período.

Pelo lado externo da economia houve um grande aumento das exportações, especialmente de *commodities* e de produtos de baixa intensidade tecnológica da indústria tradicional, como alimentos, bebidas, madeira, têxteis e calçados, entre outros.

Passando-se à análise do agrupamento identificado neste artigo cabe mencionar que a indústria tradicional está espalhada pelo país, estando bastante presente em todos os grupos identificados. Embora ela tenha crescido menos que as demais, permanece amplamente majoritária em termos de emprego, estabelecimentos e massa salarial.

No caso da indústria de *commodities*, sua localização depende, em grande parte, da existência de jazidas minerais (antigas ou novas descobertas, como no caso da extração de petróleo) ou da proximidade de fontes de suprimento de matérias-primas. Em outras palavras, ela tem limitações físicas para sua localização e, em princípio, não pode ser instalada em qualquer região do país.

Portanto, não causa qualquer surpresa verificar que os grupos 1 (tradicional), 2 (tradicional/*commodities*) e 3 (*commodities*) sejam formados por mesorregiões das mais distintas partes do país. Este resultado reflete exatamente a relativa dispersão geográfica desses tipos de atividades.

Por outro lado, a indústria difusora/durável se concentra nas regiões mais desenvolvidas. A principal exceção – Centro Amazonense – é consequência de um antigo projeto governamental de criação da ZFM.

O desenvolvimento da indústria difusora/durável depende de investimentos, de infraestrutura local e de mão de obra qualificada. Parte dos novos investimentos pode ser incentivado pela “guerra fiscal” entre os estados e os municípios, mas as limitações de falta de infraestrutura e de pessoal qualificado permanecem, principalmente, em regiões com menor tradição industrial. Portanto, nada mais natural do que a indústria difusora/durável se localizar e permanecer concentrada nas regiões Sul e Sudeste.

Um dos resultados mais positivos encontrados no período analisado foi o crescimento da indústria difusora/durável acima das demais indústrias, tanto em

15. Segundo a Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF) do IBGE, a melhor *performance* no período na análise por categoria de uso coube à indústria de bens de capital, seguida pela de bens de consumo duráveis. As indústrias de bens intermediários e de bens de consumo semiduráveis e não duráveis apresentaram resultados bem inferiores no período.

termos de emprego, quanto de estabelecimentos ou da massa salarial.¹⁶ Essa é a principal razão para o desmembramento do grupo 4 em 2003 em dois novos grupos (4 e 5) em 2011. Em ambos a indústria difusora/durável possui importância, especialmente no último. O grupo 5 é composto basicamente de mesorregiões originárias do grupo 4, e o novo grupo 4 incorpora novas mesorregiões do Sul-Sudeste, em que a indústria difusora/durável aumentou sua participação relativa.¹⁷

O maior nível de produtividade da indústria difusora/durável se reflete sobre a remuneração média relativamente elevada do grupo 5, que só é superada pelo grupo 3 por conta da mesorregião Norte Fluminense, na qual os salários são os mais altos do país por concentrar as atividades exploratórias da Petrobras na cidade de Macaé.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O período 2003-2011 foi marcado por um processo de recuperação do crescimento da economia brasileira, especialmente de 2004 a 2008. A melhoria do mercado de trabalho, as políticas de transferência de renda e a valorização do salário-mínimo, acopladas a um aumento expressivo do crédito, impulsionaram o mercado interno. Apesar das baixas taxas de investimento do país, a indústria de bens de capital foi a que apresentou os melhores resultados em termos relativos, seguindo-se a de bens de consumo duráveis. Por outro lado, houve um bom desempenho do setor exportador, principalmente em termos de *commodities*.

A indústria brasileira foi beneficiada pelo crescimento econômico e apresentou uma evolução bastante favorável em termos de aumento do emprego, do número de estabelecimentos e da massa salarial no período analisado. Quando desagregados os dados industriais, verifica-se que o peso da indústria tradicional continua representando a imensa parcela da indústria brasileira, mas seu peso foi reduzido no período. Em contrapartida, a indústria difusora/durável permanece minoritária, mas com aumento em sua participação. A indústria de *commodities* manteve sua parcela relativamente estável.

O principal resultado encontrado neste artigo foi a identificação de diferentes padrões de aglomeração industrial em evolução ao longo do período 2003-2011. Se, por um lado, a indústria brasileira se caracteriza por uma grande concentração em segmentos da indústria tradicional em praticamente todo o país, por outro, em algumas mesorregiões foi encontrada uma razoável densidade de indústrias difusoras/duráveis. Além disso, foi identificada uma mudança no período no

16. No que se refere ao emprego, por exemplo, as indústrias difusoras/duráveis tiveram sua participação elevada de 16,1% para 19,7% no período; a participação das indústrias de *commodities* ficou praticamente estável, de 20,5% para 20,9%; e as tradicionais apresentaram queda de 63,4% para 59,4%.

17. A única exceção é Recife, que passou do grupo 2 para o 4.

sentido de crescimento do número de mesorregiões em que a participação da indústria difusora/durável é relativamente elevada.

A análise de agrupamento identificou quatro grupos de mesorregiões em 2003 e cinco em 2011, segundo a maior ou menor importância da indústria tradicional, de *commodities* e difusora/durável. Em geral, as mesorregiões permaneceram com o mesmo padrão, dentro do mesmo grupo ao longo do período, mas foram identificados diversos movimentos de mesorregiões entre os grupos. Em particular, em 2003, a indústria difusora/durável estava associada ao grupo 4, enquanto em 2011, aos grupos 4 (junto com as tradicionais) e 5. A criação de um novo agrupamento de mesorregiões em 2011 pode ser interpretada como resultante do maior crescimento da indústria difusora/durável frente às demais.

Como era de se esperar, as mesorregiões em que a indústria tradicional é mais importante localizam-se com mais intensidade nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, enquanto a indústria difusora/durável é mais encontrada nas regiões Sul e Sudeste. A principal exceção é a mesorregião Centro Amazonense, na qual está localizada Manaus, com grande incidência da indústria difusora/durável.

A análise das remunerações médias nos diferentes grupos mostra crescimento no período, porém com diferenças marcantes. Em alguns grupos elas se apresentam relativamente homogêneas, enquanto em outros há grande dispersão. Os principais *outliers* em termos de remuneração são o Vale do Paraíba Paulista, caracterizado por alta concentração da indústria difusora/durável, e o Norte Fluminense, no qual predominam as atividades de extração de petróleo da Petrobras.

A conclusão final aponta duas direções. A primeira é relativamente desfavorável, mostrando um país com grandes desequilíbrios regionais, em que mais da metade das mesorregiões possui um peso desprezível na indústria, a ponto de ter sido eliminada da análise, ao mesmo tempo em que a indústria mais dinâmica e moderna concentra-se em um número relativamente pequeno de mesorregiões, localizadas no Sul-Sudeste do país. Este é um resultado em consonância com grande parte da literatura discutida na seção 1. O que deve ser ressaltado neste artigo é que esses trabalhos tratavam de períodos marcados por diversas instabilidades econômicas. Já os resultados deste trabalho referem-se a um período caracterizado por um razoável desempenho econômico e por mudanças econômicas e sociais relevantes. Mas no que tange à localização espacial da indústria, o padrão prevalecente continua extremamente heterogêneo e fragmentado, em que as estruturas relacionadas com as atividades industriais mais “complexas” se apresentam fortemente concentradas na região Sul-Sudeste.

Em compensação, pode ser feita, também, uma leitura mais favorável, mostrando que no período recente a indústria teve uma evolução positiva em termos de geração de empregos, de criação de novos estabelecimentos e pagamento

de uma massa salarial considerável e em crescimento. Simultaneamente, houve um grande dinamismo no sentido de aumento do peso da indústria mais moderna e de mudanças no padrão industrial de diversas mesorregiões dispersas pelo país, inclusive em algumas áreas tradicionalmente menos desenvolvidas.

ABSTRACT

Using the structure of industrial employment, wages and firms according to its distribution across regions and sectors, this paper attempts to set patterns for the Brazilian industry agglomerations. It is used the statistical technique of cluster analysis to regional data of the country. Four basic patterns are identified in 2003, which evolves to five different ones at the end of the period. These groups are distinguished according to the concentration of firms, employment and wages in the various sectors. Most agglomerations are characterized by a high concentration in traditional industries, but there is an increase of those with a relatively high percentage of modern industries. The results confirm the diversity of the country, suggesting that the development of industry can be achieved through different industrial structures according to the characteristics of each region.

Keywords: brazilian industry; employment in industry; industrial wages; industrial structure; industrial agglomerations.

REFERÊNCIAS

ALEIXO, S. S.; SOUZA, J. R.; FERRAUDO, A. S. Técnicas de análise multivariada na determinação de grupos homogêneos de produtores de leite. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 36, n. 6, 2007.

ARDISSONE, M. S. **Mudança na distribuição espacial das atividades industriais por microrregião no período 1996/2005**. 2009. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

AZEVEDO, P. F.; TONETO JÚNIOR, R. Relocalização do emprego industrial formal no Brasil na década de 90. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 1, abr. 2001.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Rais – Relação Anual de Informações Sociais**, 2003 e 2011.

DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração nem contínua polarização. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 3, n. 1, 1993.

DINIZ, C. C.; CROCCO, M. A. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. **Nova Economia**, v. 6, n. 1, jul. 1996.

FERRAZ, J. C., KUPFER, D.; HAGUENAUER, L. *Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria brasileira*. Rio de Janeiro: Editora Campus, 1996.

LA CROIX, L. M. **Áreas industriais**: um mapa da organização territorial da indústria no Brasil – 1985-1994. 2001. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, jul. 2001.

LEMONS, M. B. *et al.* A organização territorial da indústria no Brasil. *In*: NIGRI, J. A. de; SALERNO, M. S. (Orgs.) **Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras**. Brasília: Ipea, 2005.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**: uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2007.

NEGRI, B. **Concentração e desconcentração industrial em São Paulo (1880-1990)**. 1994. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, São Paulo, 1994.

PACHECO, C. A. **Novos padrões de localização industrial?** Tendências recentes dos indicadores da produção e do investimento industrial. Brasília: Ipea, mar. 1999. (Texto para Discussão, n. 633).

PAIVA, Y. M. **O processo de desconcentração regional da indústria brasileira**: uma análise do período de 2003 a 2010. 2012. Monografia (Graduação) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

RAMOS, L.; FERREIRA, V. Geração de empregos e realocação espacial do mercado de trabalho brasileiro – 1992-2002. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n.1, abr. 2005.

REZENDE, A. C. **Clusterização e localização da Indústria de transformação no Brasil entre 1994 e 2009**. 2011. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Regional e Agronegócio) – Universidade Federal do Tocantins, Palmas, 2011.

SABOIA, J. Descentralização industrial no Brasil nos anos 90: um enfoque regional. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n. 1, abr. 2000.

_____. A continuidade do processo de desconcentração da indústria brasileira nos anos 2000. **Nova Economia**, v. 23, n. 2, 2013.

SABOIA, J.; KUBRUSLY, L. S. Diferenciais regionais e setoriais na indústria brasileira. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 1, janeiro/março de 2008.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

IBM – INTERNATIONAL BUSINESS MACHINES. **SPSS, base, versão 18.0**: applications guide. Chicago: SPSS Inc., 2010.

(Originais submetidos em abril de 2013. Última versão recebida em janeiro de 2014. Aprovada em setembro de 2014.)

APÊNDICE A

QUADRO A.1

Siglas utilizadas para as mesorregiões

| Mesorregiões | Siglas |
|---------------------------------|---------|
| Agreste Paraibano | AgrPB |
| Agreste Pernambucano | AgrPE |
| Araçatuba | ARCT |
| Araraquara | ARRQ |
| Assis | Assis |
| Bauru | Bau |
| Campinas | Camp |
| Central Espírito-Santense | CES |
| Centro Amazonense | Camz |
| Centro Fluminense | CeFlu |
| Centro Goiano | Cgo |
| Centro-Norte Baiano | CNBa |
| Centro Oriental Paranaense | COPR |
| Centro Oriental Rio-Grandense | CORS |
| Centro-Sul Baiano | CeSBA |
| Centro-Sul Mato-Grossense | CeSMT |
| Distrito Federal | DF |
| Grande Florianópolis | Flor |
| Itapetininga | Itapt |
| Leste Alagoano | LeAL |
| Leste Potiguar | LePot |
| Leste Rondoniense | LeRon |
| Leste Sergipano | LeSe |
| Macro Metropolitana Paulista | MaMetro |
| Marília | Mari |
| Mata Paraibana | MtPB |
| Mata Pernambucana | MtPE |
| Metropolitana de Belém | Belem |
| Metropolitana de Belo Horizonte | BH |
| Metropolitana de Curitiba | Crt |
| Metropolitana de Fortaleza | Fort |
| Metropolitana de Porto Alegre | PoA |
| Metropolitana de Recife | Rec |
| Metropolitana de Salvador | Salv |

(Continua)

(Continuação)

| Mesorregiões | Siglas |
|----------------------------------|----------|
| Metropolitana de São Paulo | SP |
| Metropolitana do Rio de Janeiro | RJ |
| Nordeste Rio-Grandense | NeRS |
| Noroeste Cearense | NOCE |
| Noroeste Paranaense | NoPR |
| Noroeste Rio-Grandense | NoRS |
| Norte Catarinense | Ncat |
| Norte Central Paranaense | NCenPR |
| Norte Fluminense | Nflu |
| Norte Mato-Grossense | NMT |
| Oeste Catarinense | Ocat |
| Oeste de Minas | Omin |
| Oeste Paranaense | POR |
| Piracicaba | Pirac |
| Presidente Prudente | P.Prud |
| Ribeirão Preto | R.Pre |
| São José do Rio Preto | S.J.R.Pr |
| Sudeste Paraense | SePA |
| Sudoeste de Mato Grosso do Sul | SoMS |
| Sudoeste Paranaense | SoPR |
| Sul Catarinense | Scat |
| Sul Fluminense | Sflu |
| Sul Goiano | Sgo |
| Sul/Sudoeste de Minas | SSoMin |
| Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba | TrMin |
| Vale do Itajaí | Valtj |
| Vale do Paraíba Paulista | VaPPau |
| Vale do Rio Doce | VaRDo |
| Zona da Mata | ZoMata |

Elaboração dos autores.

EFEITOS ECONÔMICOS DA PROPOSTA DE REDUÇÃO TARIFÁRIA SOBRE AS OPERAÇÕES DOMÉSTICAS DE CABOTAGEM NO BRASIL (2013-2025)

Admir Antonio Betarelli Junior¹

Edson Paulo Domingues²

O objetivo deste artigo é analisar os efeitos econômicos de longo prazo da proposta de redução tarifária nas operações domésticas de cabotagem (2013-2025) com uma possível liberalização do mercado, bem como explorar as propriedades de um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) dinâmico capaz de lidar com fenômenos de retornos crescentes de escala e competição imperfeita. Os principais resultados apontam que esta política tarifária promove efeitos positivos de longo prazo sobre a produção dos setores intensivos no uso deste modal de transporte e sobre o crescimento do produto interno bruto (PIB) das exportações e dos investimentos, mas afeta negativamente a atividade de cabotagem.

Palavras-chave: cabotagem; equilíbrio geral computável; imperfeições de mercado.

JEL: C68; D4; R40.

1 INTRODUÇÃO

Conforme a legislação brasileira (Lei nº 10.893/2004), a navegação de cabotagem é aquela realizada entre os portos e os terminais brasileiros, utilizando exclusivamente a via marítima ou a via marítima e as interiores (mapa 1). No Brasil, esta modalidade de transporte é regulada pela Agência Nacional de Transportes Aquaviários (ANTAQ) e também está sujeita às normas estabelecidas pela Agência Nacional do Petróleo (ANP) e da Diretoria de Portos e Costas (DPC) da Marinha do Brasil. A ANTAQ regula e fiscaliza todo o mercado de cabotagem, porém a atividade de transporte de combustíveis é sujeita, também, à autorização da ANP. As empresas de transporte devem, ainda, utilizar embarcações detentoras de declaração de conformidade emitida pela DPC (Lacerda, 2004).

1. Professor adjunto na Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e doutor em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

2. Professor associado na Faculdade de Ciências Econômicas (Face) e no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Doutor em Economia e bolsista de Produtividade em Pesquisa no Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), e do Programa Pesquisador Mineiro (PPM) da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG).

MAPA 1

Principais rotas das navegações de cabotagem no Brasil



Fonte: Rede georreferenciada do Ministério dos Transportes (Brasil, 2007a).

Obs.: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

A regulação da ANTAQ visa garantir modicidade tarifária do setor de cabotagem (Artigo 20 da Lei nº 10.233/2001), além de reprimir eventuais ações econômicas que se caracterizam como anticompetitivas no mercado (Artigo 12 desta lei). Um aspecto relevante na regulação exercida pela ANTAQ é a política protecionista adotada para as embarcações de bandeira brasileira (EBNs), as quais têm o direito de reserva exclusiva para atuar no mercado de cabotagem brasileiro (Lei nº 9.432, de 1997). Conforme a ANTAQ (2009), a reserva de mercado na navegação de cabotagem é uma prática comum utilizada por diversos países com tradição marítima, com o propósito de preservar a frota própria e a regulação sobre o mercado doméstico da navegação. As embarcações estrangeiras só podem atuar no mercado nacional quando afretadas pelas EBNs, embora sob uma série de normas regulamentadas pela ANTAQ. Ou seja, a Lei nº 9.432/1997 define

as condições para o afretamento de embarcações estrangeiras na navegação de cabotagem, nas quais são avaliadas as modalidades de afretamento (viagem ou tempo), as indisponibilidades ou inexistências de EBNs por tipo e porte, ou as necessidades de substituição às embarcações em construção no país, em estaleiro brasileiro, com contrato em eficácia enquanto durar a construção (ANTAQ, 2012a). De acordo com Lacerda (2004), ao estabelecer as condições de atuação das embarcações estrangeiras, abriram-se as possibilidades de quebra do monopólio das EBNs na navegação de cabotagem.

Segundo a Empresa Brasileira de Planejamento de Transportes (GEIPOT, 1999), existe uma vantagem para manter essa política protecionista, principalmente nos países que possuem uma marinha mercante inexpressiva. A abertura unilateral desse mercado para companhias estrangeiras pode expor a empresa nacional à concorrência desigual com as estrangeiras economicamente mais fortes, que podem praticar preços predatórios por prazo determinado com o propósito de desestabilizar a concorrência (Nóbrega, 2008). Por outro lado, o protecionismo pode induzir uma alocação ineficiente de recursos e baixa qualidade dos serviços prestados pelas EBNs no mercado de cabotagem brasileiro. Hodgson e Brooks (2004) sinalizam que para impulsionar a competitividade do mercado, as políticas marítimas para a navegação de cabotagem precisariam incluir fatores concorrenciais decorrentes do mercado internacional, como: *i*) custo fixo de aquisição da embarcação mais baixo; e *ii*) custo variável de operação da embarcação – mão de obra, combustível e outros – mais baixo e embarcações tecnologicamente mais avançadas – velocidade, tamanho, especialização e outros.

Há um debate acerca da liberalização do mercado de cabotagem brasileiro. Nóbrega (2008), por exemplo, defende que a reserva das EBNs deve ser sustentada, uma vez que não existem evidências que o país se beneficiaria com a sua eliminação. Em um primeiro momento, preços de frete menores podem ser alcançados, porém não há garantia de que as empresas estrangeiras venham a mantê-los no médio prazo. Conforme este autor, tais empresas poderiam, em um segundo momento, maximizar as receitas de fretes na cabotagem para, posteriormente, subsidiar outros comércios mais competitivos. Conceder mercado para as transportadoras internacionais poderia extinguir os competidores nacionais e instalar um regime não competitivo de transporte de cabotagem no Brasil.

No mercado de cabotagem, a política protecionista se associa a uma política econômica voltada para a construção naval, que visa garantir a demanda para ambos os setores. Se a proteção do mercado gera uma demanda cativa às EBNs, estas, por sua vez, garantem demanda para os estaleiros nacionais (Moura e

Botter, 2011). As empresas que atuam no mercado de cabotagem contam com um sistema de tributação negativa, pelo qual recebem recursos públicos para seus investimentos por meio do Fundo de Marinha Mercante (FMM). Tais recursos se originam de uma alíquota de 10% sobre o valor do frete de cabotagem, também conhecida como Adicional de Frete para Renovação da Marinha Mercante (AFRMM). Os recursos arrecadados com o AFRMM neste mercado são depositados em contas das empresas de navegação e somente podem ser usados para serviços de reparo e conversões de embarcações ou financiamento da construção de novas embarcações.

O adicional de 10% no frete para AFRMM³ permite reduzir o custo de capital das empresas de navegação ou sanar dívidas pelas aquisições de navios, fabricados no território nacional e que, na maioria das vezes, são maiores que os produzidos no mercado internacional. A política econômica vinculada, particularmente, ao mercado de cabotagem, é projetada para fomentar a demanda da construção naval (Lacerda, 2004). Lacerda (2004) e Moura e Botter (2011) compartilham a ideia que tais políticas podem ser conflitantes. Se, de um lado, a legislação busca promover a modicidade tarifária, isto é, a provisão de serviços de navegação de cabotagem a preços acessíveis, de outro, a alíquota de 10% sobre o valor do frete pode vir a ser repassada para os usuários. Embora a empresa seja a responsável em realizar o pagamento adicional, na prática é o usuário que arca com o AFRMM. Assim, a estrutura financeira do FMM provoca indiretamente o pagamento de um frete maior por parte dos consumidores e pode perdurar durante toda a vida útil do navio – condição para que os pagamentos futuros das prestações do navio sejam viabilizados. Portanto, os usuários subsidiam o custo de capital das empresas (Lacerda, 2004).

A própria ANTAQ (2009) aponta que essa incidência do AFRMM é gravame imposto pelo poder público, uma vez que propicia uma desvantagem econômica à cabotagem quando comparada com o modal rodoviário. Nas condições atuais, esta desvantagem não é compensada pelo fato dos armadores brasileiros usufruírem de capital para construção de novas embarcações em condições vantajosas. Uma alternativa proposta pela própria agência seria eliminar o AFRMM nas operações de cabotagem, mas mantê-lo nas importações como forma de subsídio cruzado ao setor. Caso o FMM não se adapte à nova realidade, dificilmente a cabotagem brasileira terá custos competitivos.

É nesse mote de pesquisa que se originam duas principais motivações de estudo para este trabalho. Primeiro, analisar os efeitos econômicos da

3. O AFRMM tem a finalidade de atender aos gastos da intervenção da União no apoio ao desenvolvimento da Marinha Mercante e da indústria de construção e reparação naval brasileiras, constituindo fonte básica do Fundo da Marinha Mercante (FMM), conforme prescreve o Art. 3 da Lei nº 10.893/2004.

política tarifária proposta pela ANTAQ no atual regime concorrencial de protecionismo e de uma possível liberalização do mercado de cabotagem. Esta política altera a estrutura de preços relativos na economia e, conseqüentemente, há uma realocação dos recursos nas interdependências setoriais no Brasil. A distribuição e a intensidade destes efeitos no sistema produtivo dependem das relações diretas e indiretas relacionadas ao uso do transporte de cabotagem no Brasil. E segundo, averiguar os efeitos desta política tarifária considerando características distintas do sistema produtivo brasileiro: quando ele é composto majoritariamente por setores “diferenciados” ou por setores “homogêneos”. Em suma, este trabalho procura responder a um problema aplicado para a economia brasileira: *quais seriam os impactos projetados da política de redução do AFRMM em 2013 nas operações domésticas de cabotagem até 2025 para diferentes regimes concorrenciais e quando diferentes hipóteses são atribuídas para alguns setores do sistema produtivo?*

O tratamento desse problema requer uma metodologia que considere, de maneira sistemática, as relações intersetoriais, assim como o detalhamento dos serviços de transporte e os fenômenos de retornos crescentes de escala e competição imperfeita. Diante disso, este trabalho utiliza o modelo *brazilian imperfect market and transport (BIM-T)*, um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) dinâmico capaz de lidar com algumas formas de imperfeições de mercado, como retornos crescentes de escala e competição imperfeita, em muitos setores da economia (Betarelli Junior, 2013).

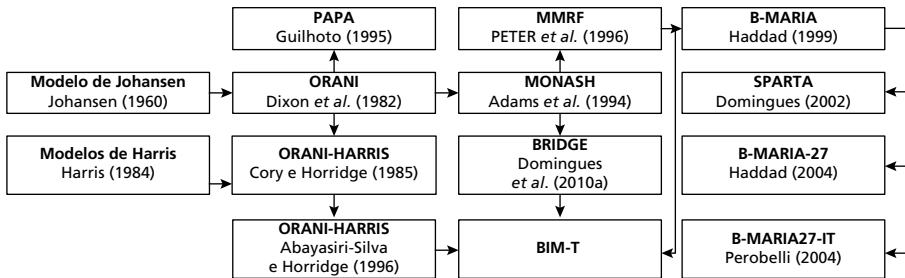
2 ESTRUTURA TEÓRICA DO MODELO BIM-T

O BIM-T é um modelo dinâmico recursivo de equilíbrio geral computável do tipo Johansen (1960), em que a estrutura matemática representa-se por um conjunto de equações linearizadas, e as soluções são alcançadas na forma de taxa de crescimento. Acompanha, pois, a tradição australiana de modelagem em equilíbrio geral. Encontra-se bem consolidada no Brasil, visto que modelos como PAPA (Guilhoto, 1995); TERM-BR (Ferreira Filho, 1997); B-MARIA (Haddad, 1999) e suas extensões; EFES (Haddad e Domingues, 2001); SPARTA (Domingues, 2002); e BRIDGE (Domingues *et al.*, 2010), derivaram de modelos desenvolvidos para a economia australiana. Alguns destes trabalhos influenciaram o processo de especificação e implementação do modelo BIM-T. A figura 1 apresenta o desenvolvimento histórico do referido modelo e os principais modelos EGC da Austrália e do Brasil.⁴

4. Para um conjunto maior de referências nacionais e internacionais em EGC, consultar trabalhos como Guilhoto (1995), Haddad (1999, 2004), Domingues (2002), Almeida (2003), Perobelli (2004) e Hasegawa (2003).

FIGURA 1

Principais modelos e desenvolvimento histórico do modelo BIM-T



Elaboração dos autores.

Johansen (1960) foi o primeiro autor a desenvolver um método numérico de solução para um sistema de equilíbrio geral Arrow-Debreu (1954), o qual satisfaz a lei de Walras com firmas que minimizam custos (ou maximizam lucros) e as famílias, que maximizam utilidades. No equilíbrio geral Arrow-Debreu, a tecnologia de produção apresenta retornos constantes de escala; produtores obtêm somente lucro econômico zero e os mercados exibem estrutura de concorrência perfeita. Na década de 1970, teve o desenvolvimento do modelo Orani (Dixon e Rimmer, 2002; Horridge, 2000); e nos anos 1990 surgiram os modelos inter-regionais e dinâmicos. Destaca-se o modelo na versão dinâmica, representado pelo modelo Monash (Adams *et al.*, 1994).

Os mecanismos intertemporais dos modelos da família Monash se baseiam em uma abordagem dinâmica recursiva. Para viabilizar o método de soluções recursivas, tais modelos partem da hipótese de expectativas estáticas – ou adaptativas – (Dixon e Rimmer, 2002), de maneira que a solução de cada ano dependa do ano corrente e dos anos anteriores (Dixon e Rimmer, 2002; Domingues *et al.*, 2010; Hasegawa, 2003). Neste sentido, a calibragem é feita apenas em um período inicial, cujas informações são suficientes para averiguar as repercussões econômicas de suposições adotadas sobre as variáveis endógenas, ao longo de um intervalo temporal.

O modelo BIM-T também deriva de uma modelagem com expectativas estáticas (dinâmica recursiva). A sua especificação é similar a do modelo Bridge, de Domingues *et al.* (2010). Entretanto, a utilização dos mecanismos intertemporais da tradição australiana Monash – Orani (Dixon *et al.*, 1982) do tipo Johansen não significa dizer que o modelo BIM-T acompanha estritamente as hipóteses da estrutura competitiva de Arrow-Debreu, pois como pode ser visualizado na figura 1, também existe uma herança dos modelos EGC do tipo Harris (1984).

Esse último autor questionou a relevância das análises de política feitas em modelos construídos sobre a estrutura competitiva de Arrow-Debreu. Sugeriu que suposições como retornos constantes de escala e o comportamento “tomador

de preços” das firmas são características que as economias raramente possuem (Mercenier, 1995). Influenciado pelo debate na área de Organização Industrial (OI)⁵ e nas Novas Teoria do Comércio Internacional (NTCI) nos anos 1980 – por exemplo, Krugman (1979,1980) e Helpman (1981) –, quando já existia o interesse por estudos de mercados imperfeitos, economia de escala, barreiras de entrada, diferenciação de produtos e outros aspectos da estrutura industrial, Harris se propôs a demonstrar que era possível construir um modelo de equilíbrio geral empírico que levasse em conta um comportamento estratégico de fixação de preços e economia interna de escala em nível da firma.

Baseado no trabalho de Harris (1984), o modelo de Cory e Horridge (1985) desenvolveu-se sobre a estrutura teórica do modelo Orani, considerando três novas especificações: *i*) a diferenciação da estrutura de mercado; *ii*) a diferenciação da tecnologia de produção; e *iii*) as preferências por variedade (*love of variety*). Em seu modelo, Cory e Horridge (1985) adotam a hipótese de livre entrada e saída nos mercados, a qual assegura que cada setor obtenha lucro econômico zero e o equilíbrio de longo prazo seja mantido. Já o modelo de Abayasiri-Silva e Horridge (1996), uma extensão do modelo de Cory e Horridge, diferencia o comportamento maximizador das firmas entre curto e longo prazo. Como em Harris (1984), este modelo parte da hipótese de que, no curto prazo, o número de firmas em certo mercado não varia, gerando lucro econômico positivo ao setor. No longo prazo, por seu turno, o número de firmas se ajusta para assegurar lucro econômico zero, conforme Lerner (1934).

No modelo BIM-T incorpora-se a modelagem de retornos crescentes de escala de produção, mercados imperfeitos e preferências por variedade dos modelos EGC nos moldes de Harris, descritos acima. Isto confere ao modelo BIM-T a capacidade e a flexibilidade de lidar com diferentes hipóteses para a análise de política. Não obstante, a conciliação entre os modelos do tipo Monash e daqueles no estilo Harris gera uma implicação adicional: nos modelos supracitados à *la* Harris, o mecanismo de entrada e saída das firmas se distingue entre curto e longo prazos, em uma análise de estática comparativa. O modelo BIM-T insere um mecanismo temporal de entrada e saída de firmas nos mercados, em resposta às variações dos lucros econômicos observadas no setor.

BIM-T também diferencia os modais de transporte em dois tipos de mercados: o mercado de fretes (transporte de carga) e o mercado de passageiros,⁶ ampliando a capacidade de análise sobre questões de transporte no Brasil. Para ambos incorpora-se uma modelagem, permitindo as substituições entre modais de transporte – como o modelo TERM-CDP, de Domingues *et al.* (2007); a versão de 2008 do MMRF, de Peter *et al.* (1996); e o modelo EPPA, de Babiker *et al.* (2001), derivado do GTAP-E, de Hertel e Tsigas (1999).

5. Destacam-se três trabalhos em OI no final dos anos 1970: Lancaster (1975); Spence (1976); e Dixit e Stiglitz (1977).

6. Como em Bröcker (2002); Knaap e Oosterhaven (2011); Mayeres and Proost (2004); e Steining *et al.* (2007).

2.1 Principais especificações

O modelo BIM-T apresenta uma estrutura teórica similar a do modelo Orani do estilo Harris, porém adaptada ao modelo Monash. Pretende-se, pois, apresentar a estrutura do modelo BIM-T com as principais modificações já introduzidas.

Supondo uma economia aberta, composta por N_j setores, $j = 1, \dots, N_j$, e que produzem N_c bens, $c = 1, \dots, N_c$. Dentro desses dois conjuntos, existem os N_{jj} setores que produzem mais de um bem (N_{jc}) e aqueles (N_{uj}) que produzem um produto único (N_{uc}). Para produzir os N_c bens ($= N_{jc} \cup N_{uc}$) na economia, os N_j setores ($= N_{jj} \cup N_{uj}$) utilizam os N_c insumos intermediários de origem doméstica e importada ($s = D$ e M), bem como os N_p fatores de produção: trabalho, capital e terra ($p = L, K$ e T). O modelo também reconhece mais cinco usuários, entre os quais compõem a demanda final: os N_j investidores produtivos; as N_H famílias; o consumidor estrangeiro; o governo; e a variação de estoque, que acompanha a variação de produção dos N_c bens.

A estrutura central do modelo EGC é composta por blocos de equações que determinam relações de oferta e demanda derivadas de hipóteses de otimização (minimização de custos; maximização de utilidade). Entretanto, o tipo de competição que prevalece em cada mercado dependerá se o setor produz bens homogêneos ou diferenciados (Bröcker e Mercenier, 2011). Os produtores de bens homogêneos apresentam um comportamento otimizador da microeconomia neoclássica. Ou seja, estes agentes minimizam os custos, produzindo os bens a partir de uma tecnologia de retornos constantes de escala em um ambiente de mercados competitivos. Deste modo, eles são assumidos para serem tomadores de preços de tal maneira que os preços do produtor sejam iguais aos custos marginais e, conseqüentemente, os lucros normais sejam sustentados.

Por outro lado, quando as N_F firmas dentro de um setor produzem bens diferenciados, elas tendem a exercer algum poder de mercado e fixar os preços por *markup* sobre os custos marginais. Setores diferenciados revelam, também, retornos crescentes de escala de produção. Diante disto, as condições de equilíbrio de mercado não necessariamente serão verificadas para esses bens, pois dependerão das suposições atribuídas para as variações do número de firmas dentro do setor. Ou seja, perante as novas hipóteses de tecnologia de produção e de regras de precificação com taxas de *markup* incorporadas no modelo, as condições de equilíbrio de mercado serão satisfeitas se a mudança do número de firmas for suficiente para manter lucro econômico zero. Caso contrário, tais hipóteses podem afetar o equilíbrio geral.

As modificações baseadas nos modelos de Cory e Horridge (1985) e Abayasiri-Silva e Horridge (1996, 1999) possibilitam atribuir novas hipóteses de tecnologia de produção e regras de precificação para os N_{uj} setores do modelo. Em ambos os casos é adotada a hipótese de firma representativa e com tamanhos idênticos.⁷ As N_F firmas do setor j produzem variedades únicas do bem c .

7. As assimetrias entre firmas sempre foram um tema complexo para a avaliação de estruturas industriais, seja do ponto de vista empírico, seja do ponto de vista teórico (De Negri *et al.*, 2011).

2.2 Estrutura-padrão da tecnologia de produção

No modelo BIM-T, cada setor pode produzir mais de um produto, utilizando insumos domésticos e importados, trabalho, capital, terra e outros custos. A hipótese multiproduto do modelo pode ser tratada a partir de uma série de suposições de separabilidade (insumo-produto) que reduz a necessidade de parâmetros, ou seja, implica a seguinte função de produção genérica para alguns setores:

$$H(I) = Z = G(O) \quad (1)$$

em que Z é o nível de atividade setorial, I é um composto de insumos combinados no processo produtivo e O é um composto de bens produzidos pelo setor. Estes estão conectados pelo nível de atividade setorial (Z). A função $H(\cdot)$ é quebrada por uma seqüência de estrutura aninhada. Nessa estrutura, dividida em dois níveis, os setores escolhem a combinação de insumos intermediários e fatores primários, os quais minimizam os custos de produção para o nível de produto (Z) (figura 2). No primeiro nível, não existe nenhuma substituição entre diferentes tipos de insumos intermediários ou entre estes e fatores primários (função Leontief). No segundo nível desta hierarquia, é adotada uma especificação constant elasticity of substitution (CES) dentro dos dois tipos de compostos: na composição do fator primário há substituição imperfeita via preço entre capital, trabalho e terra; e na composição dos insumos também há substituição imperfeita via preços entre produto doméstico e importado, por meio de funções de elasticidade de substituição constante (CES). A especificação CES para as demandas de insumos intermediários na forma percentual é definida como:

$$x_1^{Dcj} = z^j - \sigma_1^c S^M (p_1^{Dc} - p_1^{Mc}) \quad (2)$$

$$x_1^{Mcj} = z^j - \sigma_1^c S^D (p_1^{Dc} - p_1^{Mc}) \quad (3)$$

em que x_1^{Dcj} e x_1^{Mcj} são as mudanças nas demandas de c domésticas e importadas por algum setor, e p_1^{Dc} e p_1^{Mc} são as mudanças nos preços de c domésticas (D) e importadas (M). As participações S^D e S^M são aquelas de cada origem no dispêndio total com c , e σ_1^c é a elasticidade de substituição (Armington, 1969) entre c doméstica e importada.

2.3 Demanda final

De maneira similar aos produtores de bens, os investidores r combinam os insumos i ($\in N_I = N_C$) que minimizam os custos para formar Y^r unidades de capital, sujeitos a uma tecnologia dada. Como na estrutura de produção corrente (figura 2), na criação de capital assume-se que a substituição pode efetivar-se apenas entre as origens de insumos (isto é, entre domésticos e importados), não havendo, portanto, quaisquer efeitos de substituição entre os insumos. No primeiro nível, uma função de Leontief garante

que a composição entre os N_I insumos seja fixa. No segundo nível da hierarquia, uma função CES é novamente utilizada na combinação entre os insumos domésticos e os importados. Diferentemente da tecnologia de produção, nenhum fator primário é usado diretamente como insumo na formação do capital. Tal uso é reconhecido via insumos nos setores relacionados à formação bruta de capital fixo.

Por sua vez, a demanda das N_H famílias representativas, classificadas por classes de renda *per capita*, é derivada a partir de um problema de maximização de uma função de utilidade não homotética Stone-Geary (Peter *et al.*, 1996; Stone, 1954) sujeita a uma restrição orçamentária. Conforme Peter *et al.* (1996), para analisar a função utilidade Stone-Geary, é útil dividir o consumo total de cada composto de *commodity* em dois componentes: subsistência e de luxo (ou supernumerário). Nessa divisão, é reservada uma parcela fixa do gasto em subsistência e uma parcela residual em “gasto de luxo”, o que permite que variações na renda causem diferentes mudanças no consumo dos produtos. Daí, seu caráter não homotético.

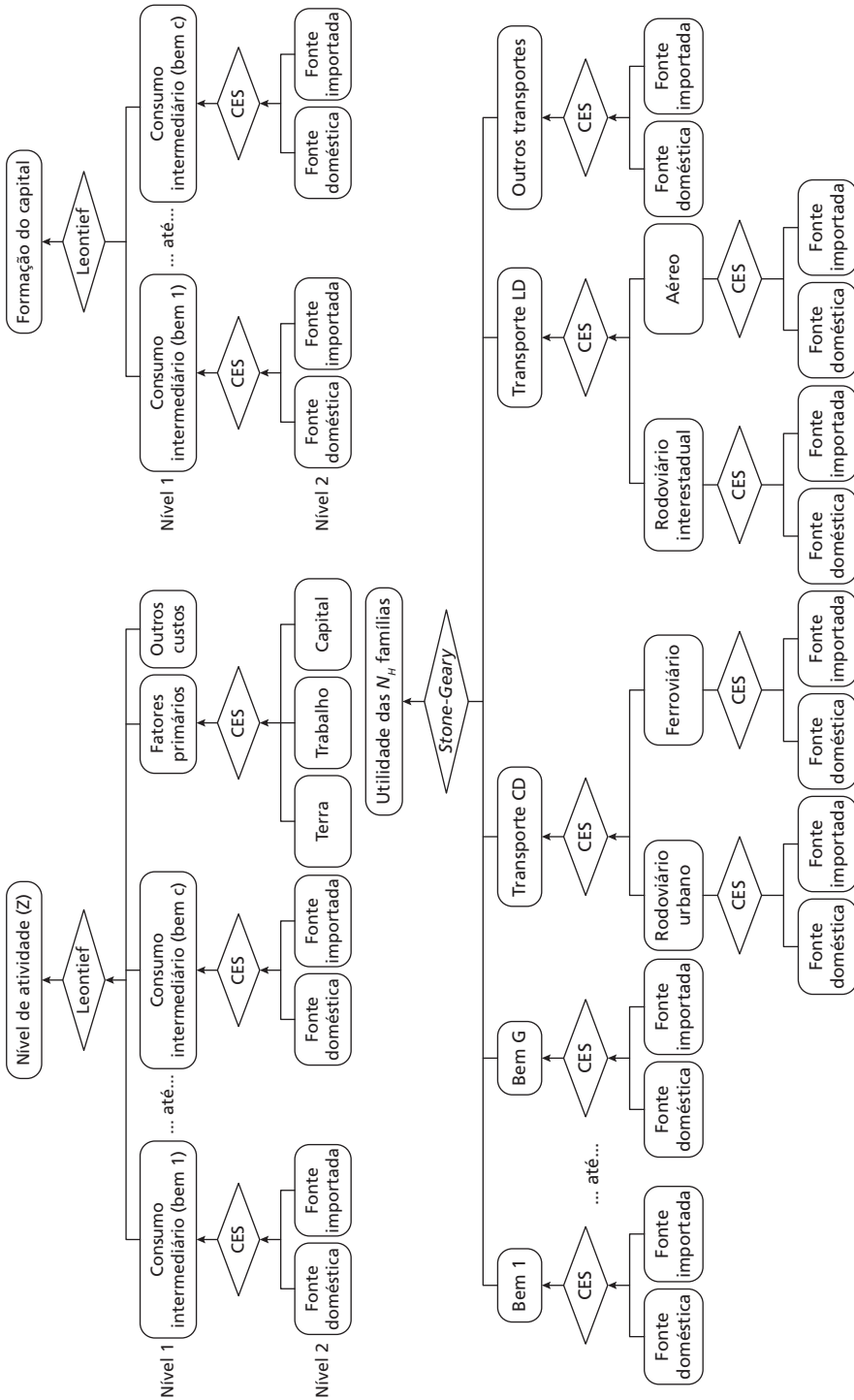
As preferências das N_H famílias são descritas por uma função de utilidade aninhada. No primeiro nível da hierarquia, os compostos das N_C *commodities* são agregados por uma função Stone-Geary, ao invés de uma função Leontief, levando a um sistema linear de gastos (LES). Cada N_C composto é definido por uma forma funcional CES, permitindo a substituição imperfeita entre os bens domésticos e importados.

Além disso, inspirado nos modelos EGC de Babiker *et al.* (2001), Berg (2007) e Steininger *et al.* (2007), na figura 2 os efeitos de substituição (CES) também são tratados para duas categorias de compra de transporte: transporte de longa distância (LD) e de curta distância (CD). No composto (CD), os efeitos de substituição ocorrem entre transportes regulares urbanos de passageiros: rodoviário e ferroviário (ou metroferroviário). De acordo com Carvalho e Pereira (2012), as subvenções obtidas pelo transporte metroviário acabam induzindo a substituição de demanda entre esses modos de transporte. Já no composto (LD), há substituição imperfeita (CES) entre o transporte aéreo doméstico e o transporte rodoviário interestadual de passageiros, em virtude da maior competição entre esses modais diante da nova política de flexibilização promovida pelo governo⁸ ou pelas práticas de políticas *low cost – low fare* por parte das companhias aéreas no Brasil (Brasil, 2007b).

Os demais usuários de demanda final são tratados como segue. A demanda do governo e as variações de estoque não apresentam um comportamento de substituição. A demanda externa de cada bem variará inversamente ao preço médio em moeda externa das exportações, via uma curva de demanda com elasticidade constante.

8. Para mais detalhes sobre o processo de desregulamentação do transporte aéreo de passageiro, veja Oliveira *et al.* (2011), Zimmermann e Oliveira (2012) e Castro Junior (2011).

FIGURA 2
Estrutura de demanda de insumos, de investimentos e das famílias

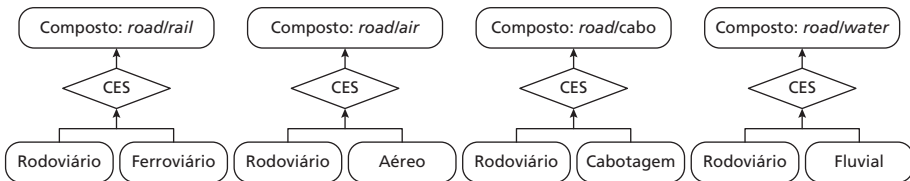


2.4 Demandas por serviços de margens

Certas *commodities*, no modelo, podem ser usadas como margens. Os elementos típicos de margens são relacionados ao comércio por atacado e varejo e diversos fretes de transporte, como rodoviários, ferroviários, aéreos, de cabotagem, de navegação interior e outros. Por hipótese, assume-se que todas as demandas de margens se associam à produção doméstica das N_K *commodities* que prestam esse tipo de serviço, ou seja, comércio e transporte. As equações de demanda por N_K margens são proporcionais e associadas aos fluxos de bens utilizados pelos setores produtivos, investidores, famílias e exportações. Baseada no modelo MMRF e TERM-CDP, a substituição entre os fretes rodoviários e os fretes dos demais modais é modelada por uma CES, cuja especificação permite, por exemplo, analisar prováveis efeitos de variações de tarifas sobre cada produto transportado (figura 3).

FIGURA 3

Efeito substituição na demanda por margens de transporte



Elaboração dos autores.

Admite-se que o grau de substituição se diferencia por produtos e por compostos pares de modais, porém ele é indiferente por usuários de margens. Além disso, conforme os resultados alcançados por Castro (2003), o transporte rodoviário e sua relação concorrencial com os demais modais estão expressos na formação dos preços.

2.5 Modificações para os setores diferenciados

As três estruturas hierarquizadas visualizadas na figura 2 são padrão para os produtos classificados como homogêneos no modelo e as propriedades da função CES contidas na estrutura de produção (demanda de insumos) implicam a existência de retornos constantes de escala de produção (Dixon *et al.*, 1982). Entretanto, para alguns setores diferenciados ($\in N_{vj}$), um novo tratamento de tecnologia de produção é introduzido de maneira que economias de escala sejam incorporadas ao modelo. Além disso, como existe um número de variedades em cada produto diferenciado ($\in N_{vc}$), um estágio adicional na estrutura das demandas do modelo é também embutido.

Economia de escala na tecnologia de produção

Desde o estudo de Harris (1984), é comum encontrar na literatura a especificação de economias de escalas para os modelos de equilíbrio geral na forma de uma função de custo

unitário monotonicamente decrescente em relação ao produto, quando uma parcela de custo fixo é calibrada (por exemplo, Cory e Horridge [1985]; Abayasiri-Silva e Horridge [1996, 1999]; e Bröcker e Mercenier [2011]). Esta solução proposta é considerada relativamente simples: supõe-se que os custos marginais são regidos pela função CES, porém parte dos insumos é comprometida para a produção, de tal forma que os custos propiciados sejam cobertos independentemente do nível de atividade (Francois, 1998). O modelo BIM-T segue esta especificação. Tomando como ponto de partida a função de produção de (1) de N_{Uj} do modelo, tem-se:

$$Z = H(I) \tag{4}$$

A função $H(\cdot)$ é homotética e homogênea de grau 1. A homogeneidade da função de produção implica que o custo unitário de produção e a proporção dos insumos são dependentes do preço dos insumos e insensíveis ao nível do produto (Cory e Horridge, 1985; Abayasiri-Silva e Horridge, 1996). A equação (4) é reformulada levando em conta uma parcela fixa de insumos para atender à produção em nível da firma, ou seja:

$$Z_F = H(I) = H_F(I) - F_C \tag{5}$$

em que Z_F é a produção da firma e F_C corresponde ao custo fixo (real) de produção, o qual é invariável em nível de atividade. Na firma representativa, admite-se que o custo fixo é incorrido anualmente e seu valor é tratado como custo recorrente ao invés de irrecuperável. Na equação (5), a função $H_F(\cdot)$ representa um escalar múltiplo da função original [$H(\cdot)$], isto é, $H_F(I) = \lambda[H(I)]$. Diante disto, a parcela fixa dá origem a uma função de custo unitário:

$$U = \frac{C_F}{Z_F} = (F_C + Z_F) = \frac{M_C(P_V^j)}{Z_F} \tag{6}$$

em que $M_C(\cdot)$ é uma função dual de $H_F(\cdot)$ e mostra o custo marginal de produzir uma unidade de produto em determinados preços de insumos; e P_V^j é um vetor de preços dos insumos, sendo definido exclusivamente pelo mercado (exógeno ao produtor), o que confere à firma a hipótese de “tomadora de preços” dos insumos. A formulação da equação (6) assegura que se o produto por firma aumenta constantemente, o custo unitário decresce para um nível mínimo, o qual se torna igual ao custo marginal. Assume-se, portanto, que o nível mínimo de custo é o custo marginal. Perante a hipótese da simetria relacionada à firma representativa, a função de custo unitário em termos da produção setorial pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$U = \frac{(NFFC + Z)}{Z} M_C(P_V^j) \tag{7}$$

Assim, conforme (7), observou-se que o total de custo fixo setorial é diretamente relacionado ao número de firmas no próprio setor.⁹ Já o total de custo variável é proporcional ao nível de produção. Conseqüentemente, o total do custo unitário por setor, ao qual se incorporam ambos os componentes, fixos e variáveis, é uma função decrescente do produto e crescente ao número de firmas (Cory e Horridge, 1985).

Da mesma maneira que em Abayasiri-Silva e Horridge (1996), a suposição na especificação de economias de escala denota que, em dado nível de preço, o componente fixo e variável do total de insumos requer a mesma proporção de fatores primários e insumos intermediários, sendo esta proporção somente uma função dos preços relativos e invariante com a produção. A ideia contida nesta suposição é que, além do capital, outros insumos estão relacionados ao custo fixo (Abayasiri-Silva e Horridge, 1996).

Vale ressaltar que a presença de economias internas à firma, quando o custo médio excede o custo marginal, provoca inconsistência com a estrutura de mercado perfeitamente competitivo, pois a determinação de preço pelo custo marginal resultaria em lucros negativos. Conseqüentemente, é necessário combinar a hipótese de economias internas de escala com uma estrutura de mercado que permita à firma ter algum poder de mercado capaz de fixar o preço acima do custo marginal (Abayasiri-Silva e Horridge, 1996; Helpman e Krugman, 1985).

Gosto pela variedade

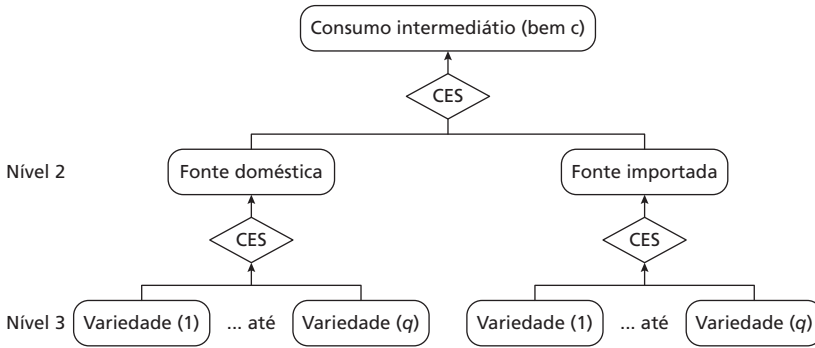
A existência de produtos diferenciados em um modelo de equilíbrio geral requer uma estrutura de preferência nas demandas de cada mercado¹⁰ que capture alguns (poucos) elementos associados a esta diferenciação de produtos. Um modo de introduzir as preferências por produtos diferenciados dos usuários especificados em modelos EGC é adotar a abordagem “gosto pela variedade” (*love of variety*) de OI baseada em Spence (1976) e Dixit e Stiglitz (1977). Nesta abordagem, a diferença de produto possui uma interpretação peculiar como preferências por diversificação por parte dos demandantes: demanda de insumos intermediários, de investimentos e das famílias. Ou melhor, diz que a diferença do produto pode ser compreendida como consumidores diferentes, usando variedades diferentes; cada demandante escolhe uma determinada variedade (Lemos, 2008). Isso fornece o grau de poder de mercado às firmas (Abayasiri-Silva e Horridge, 1996).

Assim, assume-se que os diferentes usuários especificados (demanda de insumos, de investimento e das famílias) no modelo EGC agem racionalmente na escolha de um composto de variedades para a demanda de um determinado produto diferenciado. As variedades são substitutas imperfeitas entre si, e o grau de substituição entre elas é igual. A figura 4 apresenta o terceiro nível inserido na genérica demanda de insumos intermediários.

9. Dada a suposição de simetria, todas as firmas em cada setor j têm a mesma proporção de custo fixo.

10. Ver Helpman e Krugman (1985, c. 6) para mais detalhes.

FIGURA 4
Preferência genérica por variedade



Elaboração dos autores.

A mudança percentual na demanda da variedade q de um insumo doméstico é determinada como:

$$x_1^{Dcjg} = x_1^{Dcj} - \gamma(p_1^{Dcq} - p_1^{Dc}) \quad (8)$$

em que x_1^{Dcjg} é o total de demanda da q -ésima variedade doméstica do bem c pelo setor j ; p_1^{Dcq} é o preço da q -ésima variedade doméstica do insumo c ; e γ é a elasticidade de substituição entre as variedades. A variável p_1^{Dc} é o preço médio cobrado pelas N_F firmas domésticas do insumo c e representa:

$$p_1^{Dc} = \frac{1}{N_F^c} \sum_{k=1}^{N_F^c} p_1^{Dck} \quad (9)$$

na qual $1 / N_F^c = S^{Dcj}$ é a participação da k -ésima variedade doméstica (firma) na demanda do bem j doméstico por setor j , levando em conta que todas as firmas são idênticas.

A assimetria da suposição de firma representativa assegura que, *ex-ante*, todas as firmas produzem uma determinada *commodity*, cobrando o mesmo preço, ou seja, $x_1^{Dcjg} = x_1^{Dcj}$ e $p_1^{Dcq} = p_1^{Dc}$ (Abayasiri-Silva e Horridge, 1996; Cory e Horridge, 1985). A forma funcional CES adotada para as variedades no modelo implica que a subutilidade simétrica obtida de um insumo doméstico é positivamente relacionada ao número de variedades domésticas.

$$u_c(X_1^{Dcj}) = u_c(X_1^{Dcj1}, X_1^{Dcj2}, \dots, X_1^{Dcjg}) = \left(\sum_{k=1}^{N_F^c} (X^{Dcjk})^\beta \right)^{\frac{1}{\beta}} \quad (10)$$

Porém, $X^{Dck} = X_1^{Dcj} / N_F^c$; e, desse modo:

$$u(X_1^{Dcj}) = (N_F^c (X_1^{Dcj} / N_F^c)^\beta)^{\frac{1}{\beta}} = X_1^{Dcj} (N_F^c)^{\frac{(1-\beta)}{\beta}} = X_1^{Dcj} (N_F^c)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (11)$$

em que N_F^c é o número de variedades domésticas do produto diferenciado c ; γ é a de substituição entre pares de variedades; e $\beta = (\gamma - 1) / \gamma$ com $0 < \beta < 1$. Na equação (11), o grau de substituição entre os pares de variedades é invariante com o nível de consumo das próprias variedades. Se N_F^c variedades são disponíveis para os setores j a um mesmo preço p_1^{Dc} , qualquer que seja o nível de dispêndio alocado para o produto c , é ótimo comprar variedades em iguais quantidades (Helpman e Krugman, 1985). Desta maneira, para acomodar a relação entre a subutilidade e N_F^c , modificaram-se as equações (2) e (3), substituindo x_1^{Dcj} pela definição $x_1^{Dcj} + n_F^c [1 / (1 - \gamma)]$ e cada p_1^{Dc} por $p_1^{Dc} - n_F^c [1 / (1 - \gamma)]$:

$$x_1^{Dcj} + n_F^c [1 / (1 - \gamma)] = z^j - \sigma_1^c S^M(p_1^{Dc} - n_F^c [1 / (1 - \gamma)] - p_1^{Mc}) \quad (12)$$

$$x_1^{Mc} = z^j - \sigma_1^c S^D(p_1^{Dc} - n_F^c [1 / (1 - \gamma)] - p_1^{Mc}) \quad (13)$$

Essa transformação foi feita por Abayasiri-Silva e Horridge (1996), com base nas equações de demanda de Helpman e Krugman (1985, p.181). Além disso, o número de variedades internacionais (importação) tem sido assumido como constante nessas equações.

Regras de precificação em mercados imperfeitos

O modelo BIM-T usa uma modelagem de formação de preço em mercados imperfeitos. Assim como em Harris (1984) e nos modelos EGC australianos derivados deste estudo (isto é, Abayasiri-Silva e Horridge, 1996 e Cory e Horridge, 1985), é especificada a regra de *markup*¹¹ ótimo ou índice de Lerner (1934). Formalmente, o índice de Lerner é obtido a partir do seguinte problema de maximização de lucro:

$$\text{Max } \Pi^c(Z_F^c) = P_0^{Dc}(Z^c)Z^c - M_C^c Z_F^c - F_C^c \quad (14)$$

em que $\Pi(\cdot)$ é o lucro das firmas; $P_0^{Dc}(Z)$ é o preço de mercado em equilíbrio; e $Z = N_F^c Z_F^c$ é a produção setorial. Resolvendo o problema de maximização de lucro com respeito a Z_F^c , rende a regra de preço de Lerner:

$$\frac{P_0^{Dc}(Z^c) - M_C^c}{P_0^{Dc}(Z^c)} = \left(\frac{1}{E^c} \right) = IL \quad (15)$$

em que $P_0^{Dc}(Z)$ é o preço de mercado em equilíbrio; $Z = N_F^c Z_F^c$ é a produção setorial; e $-E^c = \frac{P_0^{Dc}(Z^c)}{Z_F^c} \frac{\partial Z_F^c}{\partial P_0^{Dc}(Z^c)}$, que é a elasticidade percebida de demanda.

11. *Markup* é um termo usado para indicar o quanto o preço do produto está acima do seu custo de produção.

Na equação (15), o tamanho do *markup* é inversamente relacionado à elasticidade de demanda que cada firma no setor percebe para seus produtos diferenciados. Neste caso, ao invés da suposição de tomadores de preço em um mercado competitivo, as firmas fixam seus preços levando em conta uma parcela de *markup*. Pode-se reescrever a equação (15) na seguinte forma percentual:¹²

$$p_0^{Dc} = m_C^c + [\varepsilon^c / (1 - E^c)] \quad (16)$$

em que p_0^{Dc} , m_C^c e ε^c são as mudanças percentuais de $P_0^{Dc}(\cdot)$, m_C^c e E^c , respectivamente. Assim, mudanças no *markup* sobre o custo marginal são proporcionais às mudanças na elasticidade percebida de demanda. Embora cada firma tenha vários mercados com elasticidades de demanda diferentes, exclui-se a possibilidade de preço discriminatório. Se assume que cada firma enfrenta uma curva de demanda total. Deste modo, a elasticidade percebida total de demanda para a variedade da *commodity* resulta em uma média ponderada das elasticidades encontradas de vários mercados:

$$E^c = \sum_{u=1}^{N_U} S^{uc} E^{uc} \quad (17)$$

em que S^{uc} é a participação do mercado u no total de vendas. Os valores de u representam o mercado do consumo intermediário (os N_{Uj} setores) de investimentos, do consumo das famílias e demais usuários finais. Assim, a mudança percentual da equação (17) pode ser descrita como:

$$\varepsilon^c = \sum_{u=1}^{N_U} \frac{S^{uc} E^{uc}}{E^c} (\varepsilon^{uc} + x_T^{uc} - x_0^{Dc}) \quad (18)$$

em que x_0^{Dc} é a mudança percentual no total da produção do bem c ($\in N_{UC} \mid N_{UC} = N_{Uj} \rightarrow x_0^{Dc} = z^j$); e x_T^{uc} é a mudança percentual do mercado u e *commodity* c . Como forma genérica para os demais mercados individuais, pode-se realizar uma breve derivação das elasticidades percebidas das demandas intermediárias. Deste modo, substituindo a equação (2) e a (9) na equação (8), tem-se a equação genérica:

$$x_1^{Dcj} = z^j - \sigma_1^c S^M \left(\sum_{k=1}^{N_C} \frac{p_1^{Dck}}{N_F^c} - p_1^{Mc} \right) - \gamma \left(p_1^{Dcj} - \sum_{k=1}^{N_C} \frac{p_1^{Dck}}{N_F^c} \right) \quad (19)$$

Para encontrar a elasticidade percebida de demanda intermediária, supõem-se que as condutas das firmas têm por base o experimento de Bertrand-Nash. Ou melhor, considerou-se o efeito da mudança do preço cobrado para cada setor j sob a suposição de que a firma rival manterá o preço constante¹³ e inexistirão quaisquer efeitos negativos sobre o nível de produção (z^j) frente às mudanças dos preços das variedades

12. Para mais detalhes da demonstração matemática, ver Betarelli Junior (2013).

13. Alternativamente, na suposição de Cournot (1838), as firmas rivais manteriam sua produção constante. Isto implicaria algum ajustamento de preços pelos rivais.

do insumo c (Abayasiri-Silva e Horridge, 1996; Cory e Horridge, 1985). Deste modo, as firmas somente levam em conta os efeitos de substituição entre a variedade e aquelas de outras firmas, assim como entre os domésticos e importados equivalentes. De posse destas considerações hipotéticas, a elasticidade percebida (como um valor positivo) é o coeficiente sobre p_1^{Dcq} da equação (19), ou seja:

$$E_1^{c_j} = \frac{\sigma_1^c S^M}{N_F^c} + \gamma \left(1 - \frac{1}{N_F^c} \right) = - \frac{x_1^{Dcjq}}{P_F^{Dcq}} \quad (20)$$

A forma percentual da equação (20) pode ser escrita como:

$$\varepsilon_1^{c_j} N_F^c E_1^{c_j} = \sigma_1^c S^M S^M + (\gamma - \sigma_1^c S^M) n_F^c \quad (21)$$

A equação (21) fornece uma relação entre a mudança na elasticidade de demanda percebida no mercado intermediário pelos produtores do insumo c ($\varepsilon_1^{c_j}$), nas mudanças no número de firmas (n_F^c) e na participação das importações no próprio mercado (s^M). Deste modo, entrada e saída de firmas no mercado e as mudanças de s^{Mc} influenciam a percepção de cada firma com respeito às elasticidades de demanda dos seus produtos e, conseqüentemente, sobre os *markups*. Este aspecto é central dentro do modelo BIM-T.

Para o propósito computacional, contudo, a estratégia é rearranjar a equação (21) de tal maneira que a variável s^M seja eliminada, conforme Cory e Horridge (1985):

$$\varepsilon_1^{c_j} N_F^c E_1^{c_j} = S^M S^D \sigma_1^c (\sigma_1^c - 1) (p_1^{Dc} - p_1^{Mc}) + (\gamma - \sigma_1^c S^M) n_F^c \quad (22)$$

Existe um mecanismo retroalimentador (*feedback*) na abordagem de formação de preço. A formação de preço pela fixação de um *markup* pode induzir à mudança do número de firmas, alterando a elasticidade percebida de demanda que, conseqüentemente, influencia o *markup* de cada firma sobre o custo marginal. Deste modo, a entrada e a saída das firmas no mercado afetam o nível de *markup* e, por conseguinte, o nível de lucro econômico.

2.6 Mecanismos intertemporais do modelo

Acumulação de capital e alocação dos investimentos

No modelo, o estoque de capital se acumula conforme a seguinte equação-padrão:

$$K_t^j = (1 - D^j) K_t^j + Y_t^j \quad (23)$$

Assim, a quantidade criada de estoque de capital físico em cada setor j (K_t^j) (ou investidor ν) no final do período t é função do estoque de capital depreciado $[(1 - D^j) K_t^j]$ no início do ano t e do fluxo de investimento (Y_t^j) ao longo do ano t . O termo D^j é a taxa de depreciação no setor j , tratado como um parâmetro exógeno no modelo. Por manipulação algébrica da equação (23), é possível mostrar que a taxa bruta de crescimento do capital pode ser definida como $\dot{Y}^j / K^j = [(K_t^j / K^j) - 1] + D^j$.

A abordagem teórica do modelo trata a razão entre o investimento e o estoque de capital ($G^j = Y^j / K^j > 0$) como sendo positivamente relacionada com a taxa bruta esperada de retorno (E_t^j) sobre o investimento na indústria j no final do período, isto é, $G^j = \psi_G(E_t^j; R_{normal}^j; G_{TEND}^j; U^j)$. Admite-se também que cada indústria tem uma taxa de retorno de longo prazo (R_{normal}^j). Se inexistir diferença entre a taxa normal de retorno (R_{normal}^j) e a esperada do final do ano (E_t^j), a taxa bruta de crescimento do capital (G^j) será o seu próprio crescimento tendencial na economia (G_{TEND}^j). Desta maneira, a taxa de crescimento do capital no setor j (G^j) será superior ao respectivo crescimento tendencial (G_{TEND}^j) se, somente se, a taxa esperada de retorno (E_t^j) ultrapassar a taxa normal de retorno do investidor. Assim sendo, ψ_G representa uma função na forma logística:

$$G^j = \frac{U^j G_{TEND}^j (M^j)^{\alpha^j}}{U^j - 1 + (M^j)^{\alpha^j}} \quad (24)$$

Na equação (24), $M^j = E_t^j / R_{normal}^j$, ou seja, mede-se a relação entre a taxa esperada e a de retorno no setor j , a qual R_{normal}^j é mantida como exógena no modelo; U^j representa um termo exógeno, de forma que limita um valor máximo para a taxa bruta de crescimento do capital: $G^j = U^j G_{TEND}^j = G_{max}^j$; e α^j é um parâmetro de elasticidade do investimento.

Além disso, a taxa esperada de retorno (E_t^j), no final do período t , é uma função crescente em relação à taxa atual de retorno ($R^j = Q^j / P^j$). Existe um mecanismo de ajustamento parcial embutido nesta função que garante a convergência de R^j para R^j ao longo do tempo. Este mecanismo está representado abaixo:

$$\Delta E^j = \beta(E^j + R^j + \Delta R^j) \quad (25)$$

em que o termo β é um parâmetro de convergência que atende à condição: $0 < \beta < 1$.

Ajustamento defasado no mercado de trabalho

O ajustamento defasado no mercado de trabalho reconhece variáveis como salário real (WR), emprego corrente total (L) e emprego tendencial (L_{TEND}). Como indicado na equação (26), pode-se assumir que a projeção do desvio proporcional do salário real no ano t [$(WR_t / WR) - 1$] é função do desvio na taxa de emprego total no ano anterior [$(L / L_{TEND}) - 1$] mais um múltiplo positivo da proporção do emprego total no ano atual ($(L_t / L_{TEND,t}) - 1$).

$$\left(\frac{WR_t}{WR} - 1 \right) = \tau \left[\left(\frac{L}{L_{TEND}} - 1 \right) + \left(\frac{L}{L_{TEND,t}} - 1 \right) \right] \quad (26)$$

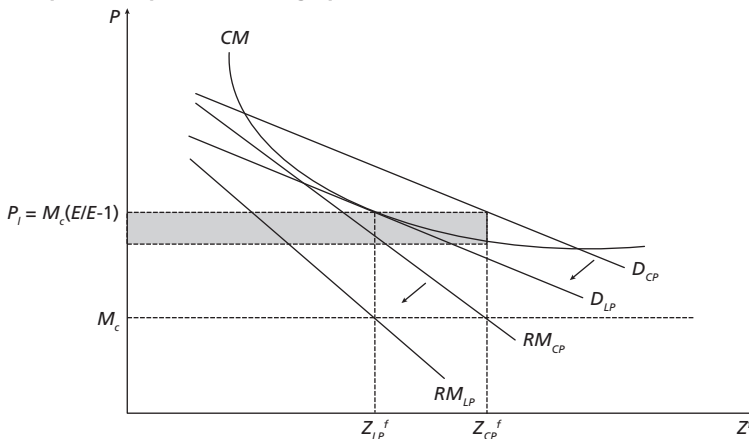
Assim, no mecanismo de ajuste, quando o nível de emprego exceder Δx em relação ao emprego tendencial da economia no período t , o salário real aumentará em $\tau \Delta x$. Como existe uma relação negativa entre emprego e salário real no mercado de trabalho, o aumento de $\tau \Delta x$ ajustará o nível de emprego em períodos posteriores até convergir para o nível tendencial.

Mecanismo intertemporal de entrada e saída das firmas no mercado

No modelo de Abayasiri-Silva e Horridge (1996), como cada firma fixa os seus preços de produção, o ajustamento no número de firmas é preciso para eliminar lucros econômicos não nulos. Tal aspecto implica um deslocamento da tecnologia de produção do setor, como uma resposta da parcela de custo fixo por unidade de produto. O mecanismo do preço de *markup* de Lerner é apresentado na figura 5.

No curto prazo, diante do formato da curva de custo médio (CM) e do nível de demanda agregada (D_{CP}) gerada pelo mercado, a combinação de preço ótimo e a quantidade ótima produzem lucros normais excessivos à firma (a área realçada), sendo o preço cobrado por cada firma de $M_c(E/E-1)$. Tais sobrelucros atrairão novas firmas no mercado e, conseqüentemente, a participação de mercado da firma típica reduzirá (D_{LP}). No longo prazo, as firmas passam a obter lucros normais pela posição da curva D_{LP} . Nesse equilíbrio, o preço e a quantidade de produção de cada firma será tal que a curva de custo médio total (CM) interceptará a curva de demanda agregada (D_{LP}), mantendo a condição de maximização, isto é, a igualdade entre a receita marginal (RM_{LP}) e o custo marginal (M_c). Tal circunstância cessa o crescimento do número de firmas de maneira que lucros normais são observados nos mercados. A partir destas especificações, o modelo BIM-T apresenta uma inovação, pois insere um mecanismo intertemporal para que os deslocamentos observados na figura 5 sejam tratados em uma trajetória de ajustamento. Entretanto, da mesma forma que Abayasiri-Silva e Horridge (1996), essa modelagem está restrita a hipótese de que as firmas apresentam um comportamento estratégico constante. Isto porque as elasticidades de demanda percebida das empresas nos mercados não são funções das expectativas estratégicas entre as empresas.

FIGURA 5
Curto prazo e equilíbrio de longo prazo de Lerner



O mecanismo de entrada e saída das firmas reconhece três variáveis: número de firmas (N_F^c), lucro econômico corrente ($PROFIT^c$) e lucro econômico tendencial ($PROFIT_{TEND}^c$). O lucro econômico tendencial é tratado como lucros normais.

$$\left(\frac{N_{F,t}^c}{N_F^c} - 1 \right) = \eta^c \left[\left(\frac{PROFIT^c}{PROFIT_{TEND}^c} - 1 \right) + \left(\frac{PROFIT_t^c}{PROFIT_{TEND,t}^c} - 1 \right) \right] \quad (27)$$

Assim, conforme a equação (27), os desvios proporcionais do número de firmas de um setor no ano t [$(N_{F,t}^c / N_F^c) - 1$] dependem do desvio na taxa do lucro econômico no ano anterior [$(PROFIT^c / PROFIT_{TEND}^c) - 1$] mais um múltiplo positivo da proporção do sobrelucro no ano atual [$(PROFIT_t^c / PROFIT_{TEND,t}^c) - 1$]. Deste modo, o número de firmas variará a uma velocidade definida pela elasticidade (η^c)¹⁴ até a convergência dos sobrelucros para lucros normais em cada setor diferenciado ($PROFIT_{TEND}^c$).

A principal limitação desta especificação reside na inexistência de um tratamento diferenciado entre o fluxo de entrada e saída das firmas no mercado. Além disso, é importante salientar que existe um processo cumulativo de sobrelucros para cada setor diferenciado, sendo proporcionalmente maior aqueles setores com alto grau de rigidez de entrada e saída de mercado. Entretanto, neste processo, distingue-se o que é estoque e fluxo corrente: o estoque consiste em sobrelucros setoriais acumulados ao longo dos anos, ao passo que o fluxo corrente representa o crescimento ou o decréscimo dos sobrelucros vigentes, em relação ao período anterior ($t - 1$).

3 BASE DE DADOS E CALIBRAÇÃO

A estrutura básica da base de dados do modelo BIM-T guarda uma estreita similaridade com a estrutura do modelo Orani, e esta é dependente, sobremaneira, das informações de uma matriz de insumo-produto (I-P) para uma economia a nível nacional. A matriz I-P utilizada é do IBGE para o ano de 2005 (IBGE, 2008a), com um tratamento especial no que tange às desagregações dos serviços de transporte, conforme Betarelli Junior (2013). As desagregações por tipo de serviço de transporte ocorreram sobre o VBP, sobre a estrutura de custo do consumo intermediário, sobre as margens de transporte, sobre a estrutura de venda, tanto para o consumo intermediário quanto para os usuários finais, e sobre o valor adicionado do setor original de transporte de carga e passageiros.

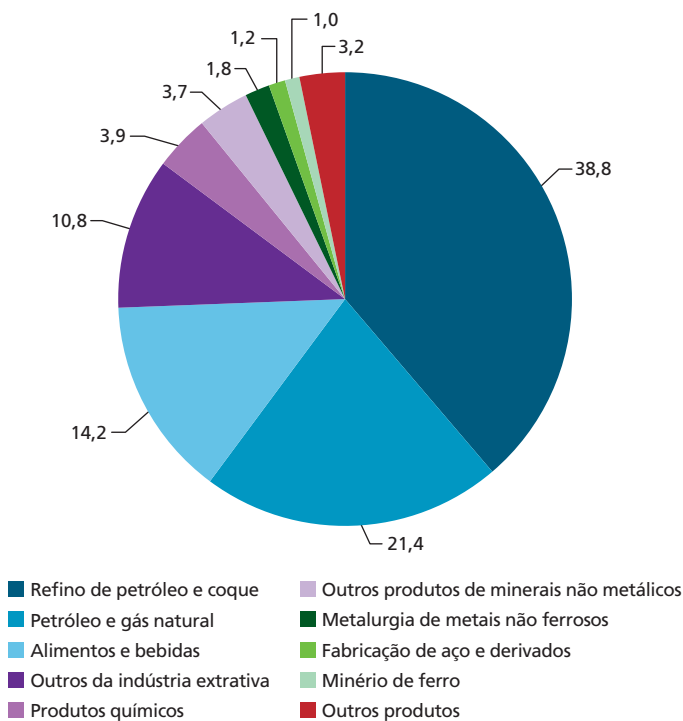
Conforme Betarelli Junior (2013), para as desagregações das margens de transporte, utilizaram-se matrizes de origem e destino disponibilizadas por algumas agências reguladoras de transporte, levando em conta as tarifas

14. É possível estimar essa elasticidade com base nos dados da demografia de empresas do IBGE, que apresenta o fluxo de entrada e saída em alguns mercados.

por toneladas-quilômetro de cada setor. O gráfico 1 apresenta a distribuição estimada das margens de transporte entre as principais modalidades de fretes.

No que tange às margens do transporte de cabotagem, estimadas por Betarelli Junior (2013), pode-se observar que, conforme o gráfico 2, uma concentração em petróleo, gás (20) e refino de petróleo (31), o que denota a forte atuação da Petrobras neste tipo de serviços. Segundo Lacerda (2004), a Petrobras é a maior transportadora marítima de graneis líquidos do país, tanto no longo curso quanto na cabotagem, devido à regulação deste mercado, que provém à empresa o monopólio do transporte de petróleo e seus derivados.

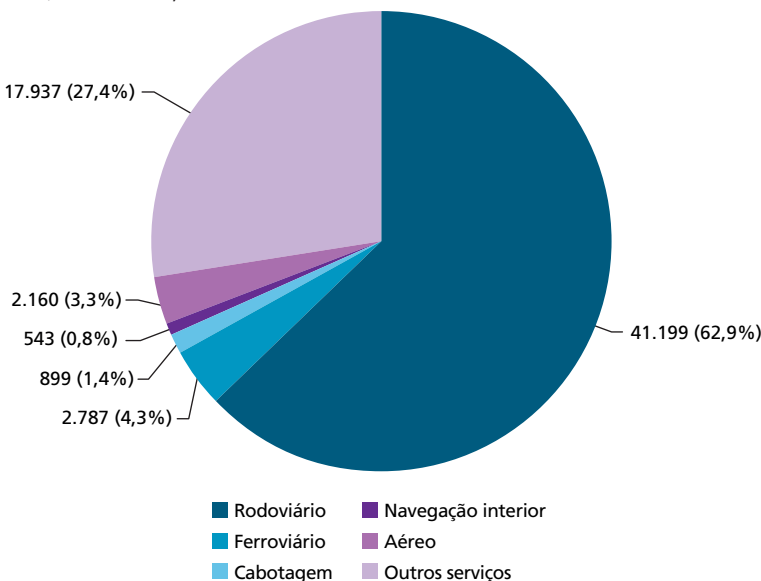
GRÁFICO 1
Distribuição das margens de transporte por modalidades
(Em %)



Fonte: Betarelli Junior (2013).

GRÁFICO 2

Margens do transporte de cabotagem por principais produtos
(Em R\$ milhões e %)



Fonte: Betarelli Junior (2013).

Resumidamente, de acordo com Betarelli Junior (2013), a base de dados do modelo passa a reconhecer 65 setores produtivos, 89 produtos, cinco componentes da demanda final (consumo das famílias, consumo do governo, investimento, exportações e estoques), três elementos de fatores primários (terra, capital e trabalho), sete setores de margens (comércio e seis tipos de transporte de carga), importações por produto para cada um dos 65 setores e cinco componentes da demanda final, um agregado de impostos sobre a produção e um desagregação por tipos de tributos, incidindo sobre fluxos de compras (IPI, ICMS e outros). Os anexos A e B deste artigo apresentam, respectivamente, os setores econômicos e produtos do modelo BIM-T.

O processo de calibragem do modelo BIM-T também está descrito detalhadamente em Betarelli Junior (2013). Podem-se destacar as informações como o número de firmas, a participação do custo fixo em relação ao custo total (CDR) e a elasticidade de substituição entre as variedades. Betarelli Junior (2013) apresenta os procedimentos para a obtenção de tais valores e os critérios de classificação dos setores como diferenciados (tabela 1).

TABELA 1
Valores calibrados dos coeficientes selecionados (ano-base)

| Sigla | CDR | Número de firmas | Elasticidade |
|---------------|------|------------------|--------------|
| PetroleoGas | 0,15 | 80 | 6,58 |
| MinerioFerro | 0,24 | 84 | 4,12 |
| AlimentBebid | 0,11 | 4.444 | 9,09 |
| ProdFumo | 0,22 | 145 | 4,51 |
| ArtVestuario | 0,14 | 35.262 | 7,14 |
| CouroCalcado | 0,11 | 6.518 | 9,09 |
| CelulosPapel | 0,25 | 878 | 4,00 |
| JornRevDisc | 0,11 | 6.447 | 9,09 |
| RefPetroleo | 0,24 | 46 | 4,07 |
| ProdQuimicos | 0,14 | 854 | 7,13 |
| ResinaElasto | 0,13 | 172 | 7,65 |
| ProdFarmac | 0,23 | 1.211 | 4,34 |
| DefAgricolas | 0,19 | 103 | 5,21 |
| PerfumarOut | 0,21 | 2.839 | 4,76 |
| TintasOut | 0,11 | 879 | 9,08 |
| QuimicosDive | 0,18 | 2.056 | 5,55 |
| BorracPlast | 0,12 | 6.602 | 8,33 |
| Cimento | 0,21 | 66 | 4,69 |
| FabAcoDeriv | 0,22 | 302 | 4,53 |
| MetNaoFerros | 0,19 | 1.481 | 5,26 |
| ProdMetal | 0,17 | 6.817 | 5,88 |
| MaqEquipManu | 0,11 | 2.170 | 9,09 |
| Eletrodomest | 0,11 | 315 | 9,06 |
| EsclnInformat | 0,11 | 458 | 9,07 |
| MaqEletriOut | 0,12 | 461 | 8,32 |
| MatEletroOut | 0,19 | 297 | 5,24 |
| ApMedicoOut | 0,19 | 619 | 5,25 |
| AutomUtilita | 0,22 | 45 | 4,44 |
| CaminhOnibus | 0,17 | 16 | 5,56 |
| PecVeicAutom | 0,14 | 1.671 | 7,14 |
| EletrOutUrba | 0,17 | 498 | 5,87 |
| FerrovianoC | 0,20 | 12 | 4,62 |
| CabotagemC | 0,10 | 28 | 9,67 |
| AereoC | 0,11 | 14 | 8,49 |
| AereoDomP | 0,11 | 21 | 8,66 |
| AereoInterP | 0,11 | 10 | 8,27 |
| FinancSeguro | 0,25 | 1.404 | 4,00 |
| EducMercant | 0,29 | 3.186 | 3,45 |
| SaudeMercant | 0,22 | 1.511 | 4,54 |

Fonte: Betarelli Junior (2013).

4 FECHAMENTO DO MODELO E DEFINIÇÃO DE CHOQUES

A definição do fechamento em modelos de equilíbrio geral é um elemento-chave para o processo de solução, uma vez que nele se determina o ambiente econômico da simulação de interesse (Dixon e Rimmer, 2002). Este ambiente é qualificado por um conjunto de hipóteses descritas em um fechamento, isto é, a classificação das variáveis exógenas para uma simulação. Dado que se está utilizando um modelo dinâmico recursivo, podem-se adotar dois distintos fechamentos: um fechamento de cenário e outro fechamento de política.¹⁵ O fechamento de cenário (*baseline*) é definido por variações anuais dos indicadores macroeconômicos observados e projetados para a economia brasileira. Os resultados de políticas (simulações) representam os desvios em relação ao cenário de referência.

Existem basicamente dois fechamentos de cenário: *i*) a “economia heterogênea”; e *ii*) a “economia quase competitiva”. A distinção entre ambos os fechamentos repousa nas diferentes hipóteses atribuídas para os setores do modelo. No fechamento de “economia heterogênea”, os 39 setores da tabela 1 são tratados como diferenciados: uma tecnologia de retorno crescente de escala de produção (I); uma regra de precificação de Lerner (O); e um mecanismo intertemporal de entrada e saída de firmas (T). Por sua vez, no fechamento de uma “economia quase competitiva”, somente o setor de cabotagem é considerado como diferenciado (IOT). Os demais setores, caracteristicamente homogêneos, passam a exibir as hipóteses tradicionais de mercados competitivos, ou melhor: retornos constantes de escala de produção (C); regra de precificação pelo custo marginal (M); e livre entrada e saída de firmas no mercado (L) (assume-se que o número de firmas acompanha as variações do nível de atividade, tornando-se consistente com as curvas de custo unitário no formato “U”).

No cenário de referência das simulações são adotadas as variações anuais do produto interno bruto (PIB) e dos componentes da demanda final, como os gastos do governo, o consumo das famílias, as exportações e os investimentos. Estas informações representam variações reais e se dividem em dois grupos: dados observados e projeções. O primeiro grupo compreende os dados estatísticos entre 2006 e 2011 do sistema de contas nacionais do IBGE e podem também ser obtidos no Ipeadata do Ipea. O segundo grupo representa um cenário macroeconômico projetado, apresentado em Domingues *et al.* (2010b).

Além disso, são aplicadas as mudanças de número de empresas, conforme observado entre 2006 a 2011 (tabela 2). Em 2005, o setor era composto por 28 empresas, de maneira que doze delas representavam mais de 90% do

15. As simulações são operacionalizadas pelo *RunDynam* 3.6, um aplicativo do *Gempack*.

total de tonelagem de porte bruto – TPB¹⁶ (ANTAQ, 2012a). No final de 2011, o mercado de cabotagem revelou 31 empresas atuantes, aumentando sensivelmente a concentração para as doze principais empresas do setor – 97,4% de TPB (ANTAQ, 2010; 2012b). Para o choque do número de empresas no setor aplicaram-se as variações anuais ponderadas pela participação média de 2,7% (TPB), pois os dados indicam que as alterações do número de empresas ocorreram nessa pequena fatia de mercado. Após o ano de 2011, alteraram-se os fechamentos de cenário a fim de ativar o mecanismo intertemporal de entrada e saída das firmas.

O mercado de cabotagem pode ser caracterizado por um conjunto de operações heterogêneas, atendendo mercados distintos. As classificações dos navios seguem as peculiaridades dos produtos transportados, ou seja, no mercado de cabotagem podem-se encontrar as embarcações do tipo petroleiro, graneleiro sólido, cargueiro, porta-contêineres e outros. Assim, as empresas que detêm majoritariamente navios petroleiros não competem com as firmas que possuem embarcações do tipo porta-contêineres. Entretanto, a especificação do modelo BIM-T não diferencia o grau de concorrência por diferentes mercadorias transportadas. Diante desta limitação, as flutuações do número de empresas obtidas nas simulações do modelo devem ser compreendidas como a entrada ou a saída de firmas que alteraram o grau médio de concorrência no referido mercado.

TABELA 2

Variações anuais do número de firmas do setor de cabotagem

| Ano | Número total de empresas | Variação anual (%) | Variação anual ponderada (%) |
|------|--------------------------|--------------------|------------------------------|
| 2005 | 28 | - | - |
| 2006 | 31 | 10,7 | 0,3 |
| 2007 | 32 | 3,2 | 0,1 |
| 2008 | 33 | 3,1 | 0,1 |
| 2009 | 32 | -3,0 | -0,1 |
| 2010 | 32 | 0,0 | 0,0 |
| 2011 | 31 | -3,1 | -0,1 |

Fonte: ANTAQ (2012a).

Conforme mencionado, as simulações de cenário se diferenciam conforme as hipóteses aplicadas para os setores do modelo. Diante dessas diferentes características, é possível captar os efeitos projetados pela redução homogênea de

16. TPB representa a diferença entre o deslocamento bruto e o líquido da embarcação, ou seja, o que pode ser transportado em carga, combustível e equipagem (tripulação) (ANTAQ, 2012a).

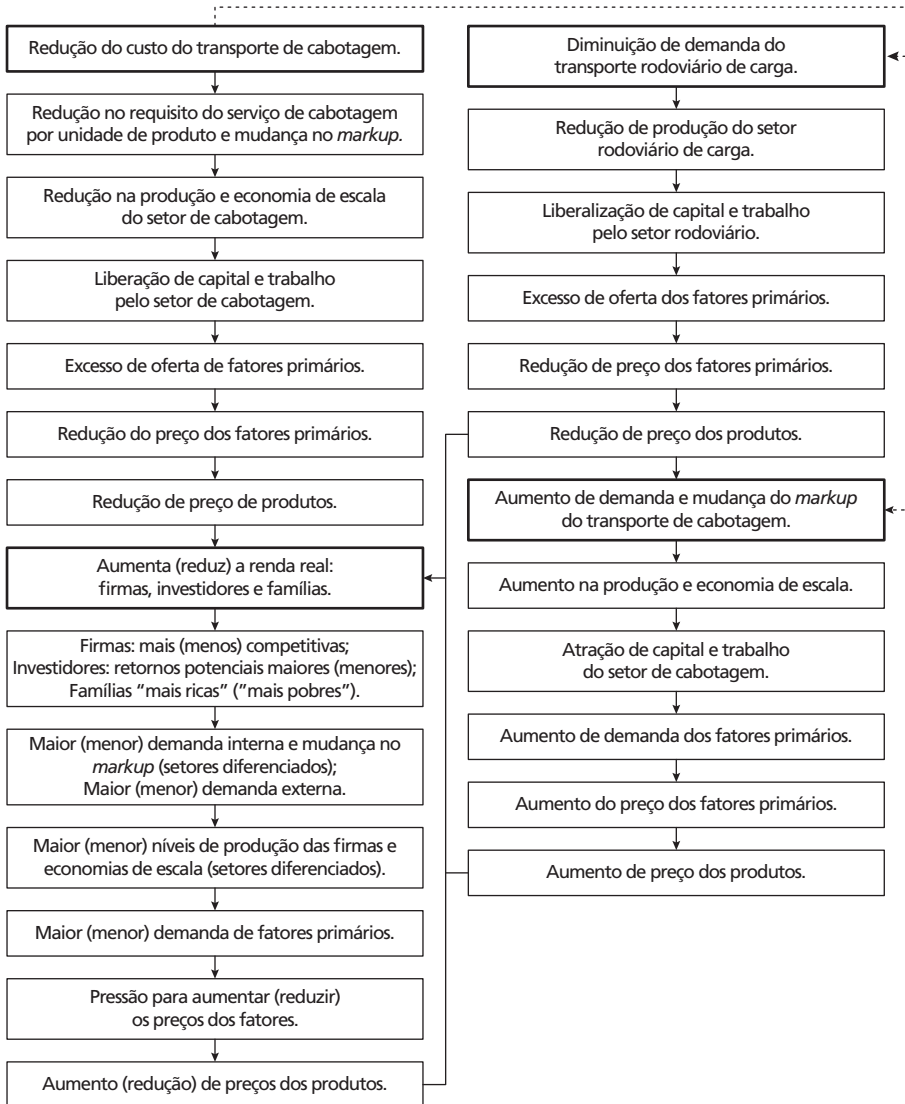
10% sobre as tarifas do transporte de cabotagem para os usuários e produtores. A estratégia é aplicar essa redução tarifária somente sobre os fluxos domésticos que utilizaram o transporte de cabotagem. É uma forma de tratar o subsídio cruzado no transporte de cabotagem, uma vez que na proposta de política tarifária está ausente sobre os fluxos de importação.

A política tarifária está associada a dois ambientes concorrenciais: um vigente e outro contrafactual. O vigente é quando não há nenhuma alteração na forma de concorrência, ou seja, o mercado de cabotagem continua com a política de protecionismo regulada pela ANTAQ. Já o contrafactual é simular uma reforma concorrencial, na qual o mercado passa a ser liberalizado no Brasil no ano de 2013. A liberalização do mercado é representada pela mudança da hipótese do setor de cabotagem, com livre entrada e saída de firmas. Assim, combinando as duas simulações de cenários e as duas simulações de políticas, passou-se a ter quatro experimentos:

- 1) A redução tarifária no mercado protecionista de cabotagem em uma “economia heterogênea”.
- 2) A redução tarifária no mercado liberalizado de cabotagem em uma “economia heterogênea”.
- 3) A redução tarifária no mercado protecionista de cabotagem em uma “economia quase competitiva”.
- 4) A redução tarifária no mercado liberalizado de cabotagem em uma “economia quase competitiva”.

Além disso, vale a pena esboçar os mecanismos de causalidade dessa política tarifária (figura 6). No ano da simulação da política, a queda da tarifa provoca uma redução no uso do serviço ofertado pela atividade de cabotagem, gerando uma queda direta da produção deste setor. Com a diminuição do nível de produção, o setor passa a obter níveis menores de economia de escala e requisitar menos capital e trabalho no seu processo produtivo. Desta maneira, capital e trabalho são liberados para os demais setores na economia, causando um aumento de oferta no mercado dos fatores produtivos. A expansão da oferta no mercado de fatores conduz para uma queda dos salários e do preço da renda do capital. Esta redução de custos é transmitida pelas interdependências setoriais no modelo, induzindo para uma queda generalizada dos custos e preços setoriais. Assim, a partir destes mecanismos, a política de revisão tarifária do setor de cabotagem tende a gerar uma queda geral dos preços da economia, tornando os produtos domésticos mais competitivos. O acréscimo da competitividade impulsiona as exportações, por exemplo. Este resultado é conhecido como efeito-preço.

FIGURA 6
Principais relações causais na simulação básica



Fonte: Adaptado de Haddad (2004) e Santos (2010).

A queda geral dos preços na economia induz o aumento da demanda nos diversos mercados, seja em virtude da expansão da renda real ou da elevação do nível de competitividade da economia. Uma renda real maior estimula a demanda interna. Com os mercados de bens e serviços mais aquecidos, as elasticidades percebidas de alguns setores diferenciados também tendem a

aumentar, principalmente naqueles setores com baixa barreira de entrada e saída de firmas. Como o tamanho do *markup* é inversamente relacionado à elasticidade de demanda que cada firma no setor percebe para seus produtos diferenciados, logo o aumento desta elasticidade implica em uma variação negativa do *markup*.

Nos demais setores da economia, o efeito de expansão de demanda faz com que a produção de bens e serviços aumente, provocando pressão de alta sobre os preços dos fatores primários e, por conseguinte, nos demais mercados do modelo. Assim, os estímulos secundários sobre as atividades englobam o chamado efeito-atividade.

Vale ressaltar que, dada a possibilidade de substituição, a queda da tarifa produz um aumento de demanda do setor de cabotagem em detrimento do transporte rodoviário de carga. Este acréscimo causa um efeito oposto ao anteriormente mencionado, com aumento da produção de cabotagem, da demanda dos fatores primários e dos níveis de preços (efeito-atividade). Por outro lado, diante da queda da demanda do transporte rodoviário de carga, a produção deste setor reduz, liberando um excedente de fatores primários na economia e causando um impacto negativo nos níveis de preço (efeito-preço). Por um motivo de simplificação, a figura 6 não apresenta este efeito de segunda ordem no processo de substituição.

Essa análise dos principais mecanismos de transmissão da política de revisão tarifária do setor de cabotagem no modelo apresenta uma natureza instantânea no ano da sua aplicação, sem considerar os efeitos do cenário-base. Também não está incluso uma análise dos mecanismos intertemporais, os quais fazem parte da solução recursiva e sequencial do modelo. Diante disto, pode-se intuir como são transmitidos os efeitos destas políticas tarifárias intertemporalmente. A resposta depende da intensidade das forças entre o efeito-preço e o efeito-atividade no ano da adoção da política. Se o efeito-atividade for maior que o efeito-preço, então observar-se-á inicialmente um acréscimo do investimento. A renda do capital (q^j) tende a elevar, afetando positivamente a variação percentual da taxa de retorno atual (r^j) e, por conseguinte, a taxa esperada de retorno (e^j). O aumento do investimento se torna operacional no ano posterior, provocando a expansão do estoque de capital. A expansão do estoque de capital provoca uma queda no preço do próprio fator primário que, posteriormente, reduz a taxa de retorno atual (r^j) e a taxa esperada de retorno (e^j). A diminuição de ambas as taxas gera um efeito negativo na variação dos investimentos no período seguinte. A sequência deste processo é o contínuo arrefecimento das variações dos investimentos e do capital até a convergência ao cenário-base.

No mercado de trabalho, o crescimento inicial do emprego, provocado pelo efeito-atividade, afeta positivamente o salário real no período seguinte. A expansão do salário real, que representa um aumento de custo por unidade produzida, reduz a demanda por trabalho na economia. Esse efeito negativo fará com que o crescimento do salário real no período posterior perca força, influenciando, conseqüentemente, a demanda no mercado de trabalho. No final deste processo haverá uma convergência do salário real e o nível de emprego para o cenário-base.

Por fim, no mecanismo intertemporal de entrada e saída das firmas, o efeito-atividade, o qual representa a expansão de demanda e oferta na economia, tende a impulsionar a entrada de firmas nos setores diferenciados, pois, em geral, variações positivas do lucro econômico são observadas. Pelo lado da oferta, a expansão dos níveis de produção impulsiona as diversas economias de escala dos setores diferenciados. As economias de escala permitem às empresas atender a demanda aquecida utilizando relativamente menos insumos e fatores primários. Embora as variações da demanda de fatores primários e de insumos possam crescer, elas serão menores do que as variações positivas de produção induzidas pelo aquecimento da economia. Assim, as firmas dos setores diferenciados passam a produzir mais com menor custo por unidade produzida (queda do custo médio de produção).

Associado a esse aspecto, o crescimento de demanda dos bens e serviços diferenciados aumentam as elasticidades percebidas individuais. Se a soma entre o aumento destas elasticidades e o acréscimo da procura dos bens e serviços for superior à expansão da produção, então o *markup* dos setores se reduzirá. A queda do *markup* ocorre porque as curvas de demanda total dos setores diferenciados passam a ser mais elásticas, implicando na redução do poder de monopólio.

As variações do lucro econômico surgem da combinação entre as mudanças das economias de escalas de produção e as alterações dos *markups* nos setores diferenciados. Se o efeito líquido dessa combinação for positivo, então ocorrerão aumentos nos lucros econômicos dos setores em questão. Diante disto, pelo mecanismo intertemporal de entrada e saída, as variações positivas dos lucros econômicos atrairão a entrada de firmas no setor. Os aumentos iniciais do número de firmas elevarão os custos médios de produção no período seguinte, provocando um arrefecimento do crescimento das economias de escala.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1 Resultados macroeconômicos

A tabela 3 resume os principais impactos sobre os indicadores macroeconômicos da redução homogênea da tarifa no setor de cabotagem. A política tende a elevar

a taxa de crescimento do PIB acima do cenário-base da economia em todos os experimentos realizados. Os impactos positivos são significativos tanto no ano da aplicação da política quanto no longo prazo (2025). Pode-se notar que no ambiente de protecionismo, o impacto de longo prazo sobre o PIB é 0,008% em uma “economia heterogênea” e 0,0076% em uma “economia quase competitiva”. Quando também a reforma concorrencial é levada em conta, o efeito relativo sobre o PIB em 2025 aumenta 19,5% em uma “economia heterogênea” e 65% em uma “economia quase competitiva” (tabela 4). Como esperado, quando uma economia se aproxima de uma economia caracteristicamente neoclássica, uma política de liberalização de mercado tende a gerar resultados maiores.

A diferença de efeito sobre o investimento é o principal motivo pelo qual o efeito sobre o PIB da política de liberalização exibe uma discrepância de 31% entre os dois tipos de economia. Tais impactos são explicados pelo pressuposto de movimento defasado do capital. A política tarifária do setor de cabotagem faz a rentabilidade do capital elevar, impulsionando para o aumento dos investimentos. No final se verifica a expansão do estoque de capital, o que acaba favorecendo as atividades dos setores intensivos em capital, porém também induzindo a queda da renda deste fator primário. Com a liberalização do mercado de cabotagem, o efeito-preço na economia é ainda mais intenso, provocando um maior crescimento da rentabilidade do capital e dos investimentos. Por exemplo, em uma “economia quase competitiva” a liberalização do mercado faz com que o investimento registre um efeito de 46,9% relativamente superior em 2025 (tabela 4).

TABELA 3
Impacto sobre os principais agregados econômicos (desvio acumulado em relação ao cenário-base)

| Variáveis | Unidade (var.) | (A) | | (B) | | (C) | | (D) | |
|----------------------|----------------|---------------|--------|---------------|--------|---------------|--------|---------------|--------|
| | | Experimento 1 | | Experimento 2 | | Experimento 3 | | Experimento 4 | |
| | | 2013 | 2025 | 2013 | 2025 | 2013 | 2025 | 2013 | 2025 |
| PIB | % | 0,011 | 0,008 | 0,011 | 0,010 | 0,011 | 0,008 | 0,011 | 0,013 |
| Investimento | % | 0,011 | 0,005 | 0,011 | 0,013 | 0,012 | 0,003 | 0,012 | 0,019 |
| Consumo das famílias | % | 0,011 | 0,009 | 0,011 | 0,011 | 0,011 | 0,009 | 0,011 | 0,015 |
| Exportações | % | 0,016 | 0,010 | 0,016 | 0,007 | 0,013 | 0,009 | 0,013 | 0,007 |
| Importações | % | -0,004 | -0,004 | -0,004 | 0,001 | -0,001 | -0,005 | -0,001 | 0,004 |
| Emprego agregado | % | 0,007 | 0,001 | 0,007 | 0,002 | 0,007 | -0,001 | 0,007 | 0,003 |
| Salário real | % | 0,004 | 0,015 | 0,004 | 0,019 | 0,005 | 0,018 | 0,005 | 0,024 |
| Estoque de capital | % | 0,000 | 0,011 | 0,000 | 0,013 | 0,000 | 0,012 | 0,000 | 0,019 |
| Deflator do PIB | % | -0,009 | -0,003 | -0,009 | 0,002 | -0,006 | -0,002 | -0,006 | 0,003 |
| Salário nominal | % | -0,004 | 0,012 | -0,004 | 0,020 | -0,001 | 0,015 | -0,001 | 0,025 |
| Renda do capital | % | 0,009 | -0,015 | 0,009 | -0,007 | 0,014 | -0,008 | 0,014 | -0,001 |
| Lucro econômico | R\$ milhões | 36,5 | -15,1 | 37,1 | -119,5 | -10,3 | -22,6 | -11,3 | -165,3 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quando levada em conta a redução tarifária no mercado protecionista de cabotagem, o impacto sobre o PIB em uma “economia quase competitiva” é praticamente 6% menor ao de uma “economia heterogênea” no ano de 2013. Da mesma forma que no estudo anterior, neste artigo também observou-se o papel da hipótese da tecnologia de produção. Como nos setores diferenciados o custo unitário é declinante com o aumento da produção, logo eles pressionam relativamente menos à demanda de fatores primários e insumos, o que acaba resultando em uma menor pressão de alta dos preços na economia. Neste sentido, os setores diferenciados expandem suas produções em uma escala maior e ainda com níveis de custos relativamente menores aos de uma “economia quase competitiva”.

TABELA 4
Diferenças de efeitos diante das hipóteses atribuídas: indicadores selecionados
(Em %)

| Variáveis | Efeito da reforma concorrencial: liberalização versus protecionismo | | | | Efeito das características da economia: quase competitiva versus heterogênea | | | |
|----------------------|--|-------|-------|-------|---|--------|-------|-------|
| | (B/A) | | (D/C) | | (C/A) | | (D/B) | |
| | 2013 | 2025 | 2013 | 2025 | 2013 | 2025 | 2013 | 2025 |
| PIB | -0,2 | 19,5 | 0,2 | 65,3 | -5,8 | -5,3 | -5,5 | 31,0 |
| Investimento | -0,7 | 156,0 | 0,6 | 589,2 | 8,6 | -45,4 | 10,1 | 46,9 |
| Consumo das famílias | -0,3 | 27,0 | 0,3 | 67,4 | -3,8 | -0,9 | -3,3 | 30,6 |
| Exportações | 0,3 | -32,7 | -0,5 | -19,8 | -17,4 | -7,4 | -18,0 | 10,4 |
| Importações | -1,3 | 126,0 | 8,6 | 185,7 | 78,5 | -10,5 | 80,6 | 263,4 |
| Emprego agregado | -0,3 | 126,3 | 0,4 | 395,5 | -2,7 | -215,8 | -2,0 | 51,2 |
| Salário real | -0,2 | 26,2 | 0,6 | 32,8 | 8,1 | 17,5 | 9,1 | 23,7 |
| Estoque de capital | 0,0 | 22,9 | -10,0 | 61,1 | 66,7 | 10,3 | 50,0 | 44,5 |
| Deflator do PIB | -0,4 | 183,2 | 1,2 | 278,8 | 32,7 | 45,9 | 33,8 | 16,4 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com a liberalização, o efeito de longo prazo sobre o PIB de uma “economia quase competitiva” é superior ao efeito de uma “economia heterogênea”. Na atual política de protecionismo isto não acontece. Conforme a tabela 3, o efeito sobre o PIB em uma “economia quase competitiva” é 5,3% inferior a uma “economia heterogênea”. Pela mesma razão anteriormente mencionada, a diferença de 5,3% se deve à hipótese de retornos crescentes de escala de produção, a qual permite os setores diferenciados produzirem em maior escala com menos insumos e fatores primários. O arrefecimento desta diferença em relação ao ano de 2013 reflete os movimentos dos custos de produção (salário e renda do capital), decorrentes dos mecanismos intertemporais no modelo.

Os impactos positivos gerados pelos experimentos no mercado de cabotagem se refletem também sobre o emprego agregado da economia. Os efeitos sobre o emprego agregado em uma “economia heterogênea” são relativamente maiores

aos observados em uma “economia quase competitiva”. Isto denota que, embora os setores diferenciados aumentem sua produção usando relativamente menos insumos e fatores primários, ainda assim a demanda por trabalho é superior à demanda dos setores homogêneos de uma “economia quase competitiva”, os quais apresentam retornos constantes de escala. Assim, os efeitos de escala, existentes nos experimentos em uma “economia heterogênea”, impulsionam uma maior demanda relativa de emprego. Pode-se ainda notar os impactos sobre o emprego agregado em virtude dos ajustes no salário real ao longo dos anos. Entretanto, cabe ressaltar que, dado o mecanismo recursivo do mercado de trabalho, a diferença existente entre os tipos de economia tende a zero, o que torna este resultado pouco relevante se avaliado com mais períodos.

As exportações, por sua vez, registram impactos positivos de curto e longo prazos em todos os experimentos realizados no setor de cabotagem. As suas trajetórias respondem aos movimentos declinantes dos custos de produção na economia sobre os níveis de preço das exportações. Neste sentido, o efeito-preço da política tarifária do setor de cabotagem, ao elevar a competitividade da economia, estimula as exportações. A política de liberalização do mercado de cabotagem, como decorrência do estímulo à atividade no ano de 2013, promove a alta relativa dos preços das exportações.

A política tarifária em um mercado protecionista de cabotagem, ao elevar a competitividade da economia, desestimula a demanda por bens importados. Ao aplicar a redução tarifária somente sobre o fluxo doméstico transportado por cabotagem, induz a substituição de demanda em favor aos bens produzidos domesticamente. Desta maneira, diante da possibilidade de substituição entre bens domésticos e importados na especificação do modelo, o subsídio cruzado da política tarifária do setor de cabotagem beneficia a balança comercial.

5.2 Resultados setoriais

A tabela 5 traz os impactos projetados da redução tarifária no setor de cabotagem. Como esperado, no ano da simulação da política tarifária as reduções dos custos de transporte tendem a provocar uma diminuição no uso dos serviços de cabotagem, causando uma queda direta da atividade deste setor. Esta redução de atividade também faz o setor demandar menos capital e trabalho, pressionando para baixo os preços dos fatores primários. A perda da rentabilidade do capital causa um desvio negativo nas taxas de retorno e, conseqüentemente, sobre o investimento do setor ao longo dos anos. Por outro lado, como o setor passa a requisitar menos insumos e fatores primários no seu processo produtivo, a parcela de custo fixo decai, o que acaba provocando a redução do custo médio.

A queda dos requisitos pelos serviços de cabotagem faz a elasticidade da demanda diminuir. Esse deslocamento negativo da curva de demanda estimula levemente o aumento do *markup*, apesar de ter sido verificada uma redução do preço de mercado. Como decorrência da contração da atividade do setor de cabotagem, o lucro econômico passa a registrar um desvio negativo em relação ao seu cenário-base. Nas duas hipóteses, “quase competitiva” e “heterogênea”, o impacto negativo sobre o lucro econômico estimula uma pequena saída de firmas no mercado em 2013 (-0,02%). Essa pequena redução faz com que haja a necessidade de 0,002% a mais da oferta de cabotagem para fornecer aos seus usuários a mesma satisfação que eles detinham inicialmente.

TABELA 5
Efeitos projetados sobre o setor de cabotagem

| Indicadores | Unidade (var.) | Experimento 1 | | Experimento 2 | | Experimento 3 | | Experimento 4 | |
|---------------------------|----------------|---------------|-------|---------------|--------|---------------|-------|---------------|--------|
| | | 2013 | 2025 | 2013 | 2025 | 2013 | 2025 | 2013 | 2025 |
| Produção | % | -3,50 | -4,96 | -3,48 | -6,84 | -3,57 | -5,18 | -3,60 | -7,41 |
| Efeito escala | % | -0,29 | -0,26 | -0,26 | -3,14 | -0,28 | -0,23 | -0,32 | -3,47 |
| Custo médio | % | -2,86 | -0,04 | -2,90 | 2,93 | -2,91 | -0,07 | -2,85 | 3,25 |
| Elasticidade de demanda | % | -0,03 | -0,03 | -0,04 | 1,26 | -0,04 | -0,04 | -0,02 | 1,51 |
| <i>Markup</i> | % | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -0,12 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -0,13 |
| Custo marginal | % | -3,14 | -0,30 | -3,15 | -0,30 | -3,18 | -0,29 | -3,17 | -0,33 |
| Número de firmas | % | -0,02 | -0,38 | -0,38 | 48,43 | -0,02 | -0,39 | 0,52 | 65,68 |
| Preferência por variedade | % | 0,00 | -0,02 | -0,03 | 3,52 | 0,00 | -0,01 | 0,04 | 4,18 |
| Preço de mercado | % | -3,14 | -0,30 | -3,15 | -0,42 | -3,18 | -0,29 | -3,17 | -0,46 |
| Capital | % | 0,00 | -4,41 | 0,00 | -3,51 | 0,00 | -4,64 | 0,00 | -3,72 |
| Rentabilidade do capital | % | -13,72 | -1,37 | -13,76 | -1,36 | -14,22 | -1,47 | -14,17 | -1,64 |
| Trabalho | % | -8,88 | -5,24 | -8,90 | -4,35 | -9,21 | -5,54 | -9,18 | -4,73 |
| Salário nominal | % | 0,00 | 0,01 | 0,00 | 0,02 | 0,00 | 0,02 | 0,00 | 0,02 |
| Investimento | % | -15,19 | -5,94 | -15,23 | -4,54 | -15,26 | -6,55 | -15,20 | -5,51 |
| Taxa de retorno | % | -13,72 | -1,37 | -13,76 | -1,37 | -14,22 | -1,47 | -14,17 | -1,65 |
| Taxa esperada de retorno | % | -4,72 | -0,44 | -4,73 | -0,29 | -4,86 | -0,47 | -4,84 | -0,47 |
| Lucro econômico | R\$ milhões | -9,5 | -21,0 | -8,7 | -141,2 | -10,3 | -23,5 | -11,4 | -166,2 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Pode-se observar que os impactos iniciais sobre o setor de cabotagem são sensivelmente piores¹⁷ em uma “economia quase competitiva” quando

17. O efeito negativo da atividade do setor de cabotagem em uma “economia quase competitiva” é maior se comparado ao de uma “economia heterogênea”.

comparados aos de uma “economia heterogênea”. A razão dessa pequena diferença se deve pela maior reação das atividades dos setores homogêneos às quedas dos níveis de preço, pois como eles apresentam retornos constantes de escala, as variações das suas produções são mais sensíveis às oscilações dos custos dos insumos e fatores primários. Essa reação acaba provocando um efeito positivo sobre a atividade econômica, induzindo a alta dos preços e custos de produção. Logo, o crescimento dos custos de produção passa a ser relativamente maior ao de uma “economia heterogênea”.

Considerando-se apenas o ambiente concorrencial vigente (protecionista), pode-se observar que a leve redução do número de firmas, provocada pela trajetória declinante do lucro econômico, não é capaz de reverter o crescimento do custo médio em 2025. A política de liberalização promove uma entrada substancial de firmas no setor de cabotagem. Diante da hipótese de livre entrada e saída de firmas, esse aumento induz a elevação do custo médio do setor, o que, conseqüentemente, impacta negativamente no resultado do lucro econômico. A queda da produção do setor de cabotagem alimenta o efeito-preço na economia, estimulando a atividade dos demais setores do sistema produtivo e, posteriormente, acrescentando os custos de produção.

Em uma “economia quase competitiva”, a liberalização do mercado parece gerar um efeito de longo prazo relativamente maior sobre o número de firmas, pois essa variável atinge um desvio acumulado de 66%. Isso faz com que o custo médio aumente para 3,25% e o lucro econômico registre uma variação acumulada de R\$ -166 milhões (isto é, -4,26% sobre o VBP do setor no mesmo ano). Além disso, é interessante notar que o grande crescimento do número de firmas no setor de cabotagem torna positiva a elasticidade da demanda e, por conseqüência, pressiona levemente para baixo o *markup* do setor.

Os principais impactos de longo prazo da política tarifária do setor de cabotagem sobre os demais setores estão representados na tabela 6. Pode-se observar que os principais demandantes das operações de cabotagem no Brasil são também os mais beneficiados com a política. Uma vez que o transporte de granéis líquidos é a principal operação de cabotagem, o setor de petróleo e gás e de refino de petróleo exibem efeitos de longo prazo proeminentes. Juntos, estes dois setores representam cerca de 60% do uso total das margens produzidas pela cabotagem. Além disso, estes setores são intensivos em capital e possuem (no modelo) um número pequeno de firmas, uma baixa elasticidade de substituição entre as variedades e uma alta parcela de custo fixo. Estas características fazem com que ambos os setores sejam mais dependentes das oscilações da renda e oferta de capital, assim como suas empresas detenham um significativo poder de mercado.

TABELA 6
Principais resultados intersetoriais da política tarifária (2025)

| Produtos | Experimento 1 | | | Experimento 2 ¹ | | | Experimento 3 | Experimento 4 | |
|--------------------------|---------------|------------------|------------------------------|----------------------------|------------------|-----------------|-----------------------|-----------------------|--------|
| | Produção | Número de firmas | Lucro econômico ¹ | Produção | Número de firmas | Lucro econômico | Produção ² | Produção ² | |
| | % | % | R\$ milhões | % | % | R\$ milhões | % | % | |
| Os dez mais beneficiados | PetroleoGas | 0,069 | 0,012 | 5,988 | 0,085 | 0,012 | 7,652 | 0,066 | 0,088 |
| | RefPetroleo | 0,027 | 0,027 | 1,944 | 0,035 | 0,030 | 2,211 | 0,026 | 0,038 |
| | RodoP_OUT | 0,018 | - | 0,000 | 0,023 | - | 0,000 | 0,018 | 0,028 |
| | RodoP_IM | 0,018 | - | 0,000 | 0,023 | - | 0,000 | 0,019 | 0,030 |
| | OutIndExtrat | 0,018 | 0,018 | 0,000 | 0,017 | 0,017 | 0,000 | 0,019 | 0,022 |
| | RodoP_RU | 0,018 | - | 0,000 | 0,023 | - | 0,000 | 0,019 | 0,029 |
| | RodoP_IE | 0,014 | - | 0,000 | 0,017 | - | 0,000 | 0,014 | 0,022 |
| | AereoDomP | 0,013 | 0,002 | 0,131 | 0,020 | 0,003 | 0,312 | 0,013 | 0,024 |
| | RodoP_INT | 0,013 | - | 0,000 | 0,015 | - | 0,000 | 0,013 | 0,019 |
| | ProdQuimicos | 0,011 | 0,013 | 0,440 | 0,010 | 0,008 | 0,392 | 0,011 | 0,014 |
| Os dez mais prejudicados | RodoviarioC | -0,040 | 0,040 | 0,000 | -0,038 | -0,038 | 0,000 | -0,044 | -0,038 |
| | OutAtivSevC | -0,026 | - | 0,000 | -0,016 | - | 0,000 | -0,030 | -0,015 |
| | CaminhOnibus | -0,018 | 0,015 | 0,775 | -0,013 | -0,010 | -0,518 | -0,028 | -0,016 |
| | OutAtivSevP | -0,005 | - | 0,000 | -0,001 | - | 0,000 | -0,006 | 0,001 |
| | OutTrArmaz | -0,004 | - | 0,000 | 0,000 | - | 0,000 | -0,006 | 0,003 |
| | ServManutRep | -0,003 | 0,003 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | -0,005 | 0,001 |
| | NavInteriorC | -0,002 | 0,002 | 0,000 | -0,002 | -0,002 | 0,000 | -0,003 | 0,000 |
| | PecVeicAutom | -0,001 | 0,001 | 0,137 | -0,002 | -0,001 | 0,154 | -0,003 | 0,000 |
| | OutEqTransp | 0,000 | 0,000 | 0,000 | -0,001 | -0,001 | 0,000 | -0,002 | -0,001 |
| | EducPublica | 0,000 | - | 0,000 | 0,000 | - | 0,000 | 0,000 | 0,000 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: ¹ Os valores zerados denotam que os setores são homogêneos.

² Os demais indicadores, por suposição, exibem valores nulos.

Conforme a tabela 6, a política tarifária, com a manutenção da política de protecionismo no setor de cabotagem, tende a provocar um crescimento acumulado sobre a produção de petróleo e gás de aproximadamente 0,07% no ano de 2025. Já sobre o nível de atividade do setor de refino de petróleo, o desvio acumulado é de 0,03%. A expansão da produção confere aos setores a possibilidade de ampliar as economias de escala de produção, o que, conseqüentemente, estimula o aumento dos níveis de lucro econômico nos referidos setores diferenciados. No setor de petróleo e gás há um crescimento de R\$ 6 milhões de lucro econômico, enquanto na atividade de refino de petróleo o acréscimo foi de R\$ 1,94 milhão.

Sob a mesma hipótese, a liberalização do mercado de cabotagem, ao impulsionar ainda mais o efeito-preço advindo do transporte de cabotagem, faz os seus dois principais demandantes expandirem mais as suas atividades. No caso do petróleo e gás, a política de liberalização incrementa 22% em seu efeito, apesar deste continuar pequeno (0,085%). Para o setor de refino de petróleo, o ganho de impacto é de 27% com a política de liberalização em uma “economia heterogênea” (de 0,027% para 0,035%).

Contudo, o efeito de longo prazo sobre a atividade de petróleo e gás e de refino de petróleo em uma “economia quase competitiva” é levemente maior se confrontado ao de uma “economia heterogênea”. Como em uma “economia quase competitiva” as pressões que os setores homogêneos exercem sobre os mercados de insumos e de fatores de produção são proporcionais ao comportamento de suas atividades, logo impulsionam mais a alta dos preços. A expansão dos custos de produção faz o setor de cabotagem enfrentar maiores dificuldades para o aumento de sua produção, o que leva a um efeito-preço maior, o qual acaba sendo transmitido para todo o sistema produtivo de forma mais intensa,¹⁸ estimulando as atividades dos setores homogêneos.

De acordo com a tabela 6, os setores intensivos em capital e mais vinculados com a formação bruta de capital físico (FBCF) também exibem maiores impactos sobre a produção, ainda que pequenos. Tais impactos podem ser explicados tanto em virtude do efeito direto das reduções tarifárias, quanto pelos efeitos positivos sobre o estoque de capital e o investimento. Por exemplo, o setor de outros da indústria extrativa (*OutIndExtrat*), além de representar 10,7% do total das margens de cabotagem, é relacionado diretamente com a FBCF e é beneficiado com os experimentos no setor de cabotagem.

Alguns setores são negativamente afetados devido ao efeito de substituição. De acordo com tabela 6, o transporte rodoviário de carga é o que mais perde com essa política, isso porque este modal é o principal concorrente do transporte de cabotagem. Perante o processo de substituição, a política tarifária promove a queda da demanda do modal rodoviário em favor da demanda do transporte de cabotagem, mas o efeito é pequeno em magnitude. Os efeitos de substituição de longo prazo sobre alguns modais de transporte de carga sinalizam repercussões negativas nos demais serviços e setores vinculados ao transporte.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo, além de analisar os impactos econômicos (2013-2025) da política tarifária proposta pela ANTAQ de uma possível liberalização do mercado de cabotagem sobre a atividade econômica, visou explorar as propriedades do modelo, especialmente em relação às hipóteses atribuídas para certos setores. O mecanismo intertemporal de entrada e saída de firmas do modelo BIM-T permitiu analisar os efeitos entre uma política de protecionismo e liberalização no mercado de cabotagem, o que demonstrou o papel do número de firmas sobre o sistema produtivo brasileiro.

18. Como discutido, a intensidade é maior nos setores homogêneos, que são tomadores de preços e exibem uma tecnologia de produção com retornos constantes de escala.

A principal conclusão alcançada segue a de Bröcker (1998), ou seja, a incorporação de mercados imperfeitos e retornos crescentes de escala tendem a tornar os efeitos econômicos de uma política de transporte diferentes daqueles observados em “economia quase competitiva”, não podendo antecipar se eles serão maiores ou menores. Ou melhor, a política tarifária, avaliada isoladamente, mostrou que o desvio de longo prazo da taxa de crescimento do PIB tende a ser maior em um modelo de “economia heterogênea”. Quando esta política foi associada com a de liberalização do próprio mercado, os efeitos sobre o PIB entre os tipos de economia foram inversos. Ou seja, uma vez considerada a política de liberalização do mercado de cabotagem, o impacto projetado de longo prazo sobre o PIB em uma “economia quase competitiva” foi maior do que de uma “economia heterogênea”.

De modo geral, os resultados projetados foram os esperados tanto do ponto de vista macroeconômico quanto setorial. A política tarifária no atual ambiente protecionista parece contribuir para a expansão da atividade econômica e para a redução dos preços internos e dos custos de produção na economia. A combinação dessa política tarifária com uma liberalização do mercado de cabotagem traria maior estímulo para a atividade econômica. Diante disto, a principal conclusão que se alcança é que, quando uma economia se aproxima às características neoclássicas, uma política de liberalização de mercado parece gerar efeitos positivos e maiores para a economia como um todo. Entretanto, os prováveis efeitos positivos gerados para a economia brasileira em todos os experimentos foram acompanhados, em contrapartida, pela compressão do setor de cabotagem. Essa queda do nível de atividade do setor foi ainda maior com a política de liberalização, pois a curva de demanda total passou a ser dividida com mais empresas concorrentes, o que acarretou na ampliação do custo médio, na própria redução de oferta do serviço e na diminuição do poder de mercado. Do ponto de vista da análise intersetorial, as reduções dos custos de transporte das navegações de cabotagem beneficiaram os seus principais demandantes, o setor de petróleo e gás e de refino de petróleo. Já o transporte rodoviário de carga novamente foi mais penalizado com a política de redução tarifária, isto porque este modal é o principal concorrente do transporte de cabotagem.

Do ponto de vista da estratégia de política para o mercado de cabotagem, a proposta do subsídio cruzado da ANTAQ, o qual elimina ou suspende o AFRMM sobre as operações domésticas de cabotagem, parece ser uma medida interessante para elevar, mesmo que modestamente, a taxa de crescimento do PIB, e que tende a beneficiar majoritariamente seus principais demandantes no uso deste transporte ao longo da costa marítima brasileira. Os resultados projetados da política de liberalização podem auxiliar os planejadores da ANTAQ caso essa reforma concorrencial viesse acompanhada de novas medidas de regulação com intuito de controlar as condutas das firmas atuantes e entrantes no mercado. Talvez, uma forma de restringir e controlar as condutas das empresas no mercado seria a elaboração e a execução de

uma política com tetos tarifários reduzidos sobre os transportes de mercadorias feitos pelas navegações de cabotagem. Como o mercado de cabotagem é caracterizado por um conjunto de operações heterogêneas (isto é, petroleiro, graneleiro sólido, cargueiro, porta-contêineres e outros), atendendo mercados distintos, a política de tetos tarifários poderia seguir essa heterogeneidade.

Vale ressaltar que as projeções do modelo não representam previsões, *stricto sensu*, para ambos os estudos. Os resultados do modelo refletem trajetórias das variáveis endógenas dentro de um arcabouço teórico e aplicado do modelo (sua base de dados). No entanto, como modelos dinâmicos recursivos resolvem uma série de modelos estáticos, um para cada ano, eles ainda carregam a chamada “questão do efeito estático” (Haddad, 2004). Além disso, o modelo BIM-T, ao inserir formas de imperfeições às análises de políticas econômicas, considerou um número maior de parâmetros e coeficientes. Apesar disto, acredita-se que uma análise mais “qualitativa” dos resultados obtidos permite sinalizar a direção das trajetórias das variáveis econômicas nos experimentos realizados, o que representa uma importante contribuição deste trabalho.

Os desenvolvimentos metodológicos apresentados neste artigo permitem vislumbrar futuras extensões. A principal extensão metodológica a partir do modelo BIM-T consistirá em construir um modelo EGC multirregional, que permitirá considerar, de forma mais explícita, o papel dos custos de transportes, dos retornos crescentes de escala e dos mercados imperfeitos na realocação dos recursos entre regiões caracteristicamente assimétricas. A compilação dessas formas de imperfeições no âmbito regional implicaria no aumento do número de parâmetros, pois, um mesmo setor, por exemplo, poderia exibir níveis de economias de escala diferentes por região. Seria preciso definir a participação do custo fixo diferenciada por setor e região. Portanto, o caminho da tarefa de analisar os efeitos econômicos advindos das variações dos custos de transporte, das economias de escala e dos mercados imperfeitos em modelos espaciais aplicados é desafiador e difícil, porém necessário para a compreensão da diferenciação das vantagens competitivas entre as regiões e da distribuição espacial das atividades econômicas e dos fatores de produção.

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the objective to discuss the long turn economic impacts of tariff change on domestic operations of the Brazilian cabotage freight sector, between 2013-2025, as well as explore some analytic potential of the dynamic Computable General Equilibrium (CGE) model which captures increasing returns to scale and imperfect markets. The main findings of this application indicated that tariff policies promote positive long turn effects on GDP growth, exports, and investments. The sectorial projections of such policies suggest a negative effects on cabotage sector and positive effects on sectors' production which are intensive in cabotage.

Keywords: cabotage; general equilibrium; market imperfections.

REFERÊNCIAS

- ABAYASIRI-SILVA, K.; HORRIDGE, M. **Economies of scale and imperfect competition in an applied general equilibrium model of the Australian economy**. Melbourne: Centre of Policy Studies and Impact Project, Monash University, 1996. 26 p. (Working Paper Number OP-84).
- _____. **The effects of current fiscal restraint on the Australian economy: an applied general equilibrium analysis with imperfect competition**. Melbourne: Centre of Policy Studies and Impact Project, Monash University, 1999. 24 p. (Working Paper Number OP-91).
- ADAMS, P. D. *et al.* Forecasts for the Australian economy using the monash model. **International Journal of Forecasting**, v. 10, n. 4, p. 557-571, Dec. 1994.
- ANTAQ – AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES AQUAVIÁRIOS. **Diagnóstico da navegação de cabotagem visando à regulação do setor**. In: SEMINÁRIO DOS PROJETOS DO FUNDO AQUAVIÁRIO. Brasília: ANTAQ, 2009. 45 p.
- _____. **Raio-x da frota brasileira na navegação de cabotagem: principais empresas e suas frotas**. Rio de Janeiro: ANTAQ, 2010. 18 p.
- _____. **Panorama aquaviário**. Brasília: ANTAQ, 2011. 154 p.
- _____. **Dados estatísticos**. Brasília: ANTAQ, 2012a.
- _____. **Raio-x da frota brasileira na navegação de cabotagem: principais empresas e suas frotas**. Brasília: ANTAQ, 2012b. 14 p.
- ALMEIDA, E. S. **Um modelo de equilíbrio geral aplicado espacial para planejamento e análise de políticas de transporte**. 2003. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.
- ARMINGTON, P. S. A theory of demand for products distinguished by place of production. **International Monetary Fund Staff Papers**, v. 16, n. 1, p. 159-178, 1969.
- ARROW, K. J.; DEBREU, G. Existence of an equilibrium for a competitive economy. **Econometrica**, v. 22, n. 3, p. 265-290, Jul. 1954.
- BABIKER, M. H. *et al.* **The MIT emissions prediction and policy analysis (EPPA) model: revisions, sensitivities, and comparisons of results**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology (MIT), Feb. 2001. n. 71, 92 p.
- BERG, C. Household transport demand in a CGE-framework. **Environmental and Resource Economics**, v. 37, n. 3, p. 573-597, Jul. 2007.
- BETARELLI JUNIOR, A. A. **Um modelo de equilíbrio geral com retornos crescentes de escala, mercados imperfeitos e barreiras à entrada: aplicações para**

setores regulados de transporte no Brasil. 2013. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, 2013.

BRASIL. Ministério dos Transportes. Plano Nacional de Logística e Transportes (PNLT). **Relatório Executivo**. Brasília: MT, 2007a.

_____. Plano nacional de logística e transportes (PNLT). **Relatório de modelagem da situação e evolução da demanda de transporte de passageiros**. Brasília: Ministério dos Transportes, 2007b. p. 57.

BRÖCKER, J. **Passenger flows in CGE models for transport project evaluation**. 2002.

BRÖCKER, J.; MERCENIER, J. General equilibrium models for transportation economics. In: PALMA, A. *et al.* (Org.). **A handbook of transport economics**. Cheltenham/Northampton: Edward Elgar, 2011. p. 928.

CARVALHO, C. H. R.; PEREIRA, E. H. M. Efeitos da variação da tarifa e da renda da população sobre a demanda de transporte público coletivo urbano no Brasil. **Transportes**, v. 20, n. 1, p. 31-40, 2012.

CASTRO JUNIOR, O. A. Análise comparativa da regulação dos transportes aéreos nos Estados Unidos e Brasil: breves notas. **Journal of Transport Literature**, v. 5, n. 2, p. 163-174, 2011.

CASTRO, N. Formação de preços no transporte de carga. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 1, p. 167-189, abr. 2003.

CHAMBERLIN, E. **The theory of monopolistic competition**. Cambridge: Harvard University, 1933. p. 213.

CORY, P.; HORRIDGE, M. A harris-style miniature version of Orani. **Working Paper Number OP-54**. Melbourne: Centre of Policy Studies and Impact Project, Monash University, 1985. 77 p.

DENEGRI, J. A. *et al.* Empresas líderes na indústria brasileira: recursos, estratégias e inovação. In: DE NEGRI, J. A.; LEMOS, M. B. (Org.). **O núcleo tecnológico da indústria brasileira**. Brasília: Ipea; Finep; ABDI, 2011. p. 11-56.

DIXIT, A. K; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **American Economic Review**, v. 67, n. 3, p. 297-308, June 1977.

DIXON, P. B. *et al.* **Orani: a multisectoral model of the australian economy**. Amsterdam: North-Holland Pub. Co, 1982.

DIXON, P. B.; RIMMER, M. **Dynamic general equilibrium modelling for forecasting and policy: a practical guide and documentation of Monash**. Amsterdam: Elsevier, 2002.

DOMINGUES, E. P. **Dimensão regional e setorial da integração brasileira na área de livre comércio das américas**. 2002. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

DOMINGUES, E. P. *et al.* Redução das desigualdades regionais no Brasil: os impactos de investimentos de transporte rodoviário. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007. **Anais...** Recife, 2007.

DOMINGUES, E. P. *et al.* **Repercussões setoriais e regionais da crise econômica de 2009 no Brasil**: simulações em um modelo de equilíbrio geral computável de dinâmica recursiva. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, 2010. 32 p. (Texto para Discussão, n. 390).

ERSA – EUROPEAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION. **ERSA Congress**. Dortmund: ERSA Congress, 2002. p. 20.

FERREIRA FILHO, J. B. S. Ajuste estrutural e agricultura na década de 80: uma abordagem de equilíbrio geral. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 27, n. 2, p. 397-432, ago. 1997.

FRANCOIS, J. F. Scale economies and imperfect competition in the GTAP model. **Paper 16**. West Lafayette: GTAP Technical Papers, 1998. 22 p.

GEIPOT – EMPRESA BRASILEIRA DE PLANEJAMENTO DE TRANSPORTES. **Política governamental e competitividade da marinha mercante brasileira**. Brasília: GEIPOT, 1999.

GUILHOTO, J. J. M. **Um modelo computável de equilíbrio geral para planejamento e análise de políticas agrícolas (PAPA) na economia brasileira**. Tese (Livre-Docência em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 1995.

HADDAD, E. A. **Regional inequality and structural changes**: lessons from the Brazilian experience. Aldershot: Ashgate, 1999.

_____. **Retornos crescentes, custos de transporte e crescimento regional**. Tese (Livre-Docência em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

HARRIS, R. Applied general equilibrium analysis of small open economies with scale economies and imperfect competition. **The American Economic Review**, v. 74, n. 5, p. 1016-1032, Dec. 1984.

HASEGAWA, M. M. **Políticas públicas na economia brasileira**: uma aplicação do modelo Mibra, um modelo inter-regional aplicado de equilíbrio geral. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

HELPMAN, E. International trade in the presence of product differentiation, economies of scale and monopolistic competition: a Chamberlin-Heckscher-Ohlin approach. **Journal of International Economics**, v. 11, n. 3, p. 305-340, Jan. 1981.

HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. R. **Market structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition, and the international economy**. Cambridge: The MIT Press, 1985.

HERTEL, T. W.; TSIGAS, M. Structure of GTAP. *In*: HERTEL, T. W. (Org.). **Global trade analysis: modeling and applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

HODGSON, J. R. F.; BROOKS, M. R. **Canada's maritime cabotage policy**. Halifax: Dalhousie University, 2004. 82 p. (Working Paper Number OP-93).

HORRIDGE, M. **Orani-g: a general equilibrium model of the Australian economy**. Melbourne: Centre of Policy Studies and Impact Project, Monash University, 2000. 69 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Matriz de insumo-produto Brasil: 2000/2005**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. 57 p. (Contas Nacionais, n. 23).

JOHANSEN, L. **A multisectoral model of economic growth**. Amsterdam: North-Holland Pub. Co, 1960.

KNAAP, T.; OOSTERHAVEN, J. Measuring the welfare effects of infrastructure: a simple spatial equilibrium evaluation of Dutch railway proposals. **Research in Transportation Economics**, v. 31, n. 1, p. 19-28, May 2011.

KRUGMAN, P. R. Increasing returns, monopolistic competition, and international trade. **Journal of International Economics**, v. 9, n. 4, p. 469-479, Feb. 1979.

KRUGMAN, P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. **American Economic Review**, v. 70, n. 5, p. 950-959, Dec. 1980.

LACERDA, S. M. Navegação de cabotagem: regulação ou política industrial? **BNDES Setorial**, n. 19, p. 49-66, mar. 2004.

LANCASTER, K. Socially optimal product differentiation. **American Economic Review**, v. 65, n. 4, p. 567-585, Sept. 1975.

LEMOS, M. B. **A nova geografia econômica: uma leitura crítica**. Tese (Professor Titular) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

LERNER, A. P. The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. **The Review of Economic Studies**, v. 1, n. 3, p. 157-175, June 1934.

MAYERES, I.; PROOST, S. **Testing alternative transport pricing strategies: a CGE analysis for Belgium.** Input-output and general equilibrium – data, modeling and policy analysis. Brussels – input-output and general equilibrium – data, modeling and policy analysis, 2004. p. 15.

MERCENIER, J. Nonuniqueness of solutions in applied general equilibrium models with scale economies and imperfect competition. **Economic Theory**, v. 6, n. 1, p. 161-177, June 1995.

NÓBREGA, E. **Evolução e perspectivas de desenvolvimento da marinha mercante brasileira.** Brasília: Consultoria Legislativa do Senado Federal, 2008. 18 p. (Texto para Discussão, n. 45).

OLIVEIRA, A. V. M.; FERREIRA, N. S.; SALGADO SILVA, L. H. Liberalização econômica do transporte aéreo no Brasil: um estudo empírico dos dez primeiros anos. **Transportes**, v. 19, n. 3, p. 62-74, 2011.

PEROBELLI, F. S. **Análise das interações econômicas entre os estados brasileiros.** Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

PETER, M. W. *et al.* **The theoretical structure of Monash-MRF.** Melbourne: Centre of Policy Studies and Impact Project, Monash University, 1996. 121 p. (Working Paper Number OP-85).

SPENCE, M. Product differentiation and welfare. **American Economic Review**, v. 66, n. 2, p. 407-414, May 1976.

STEININGER, K. W.; FRIEDL, B.; GEBETSROITHER, B. Sustainability impacts of car road pricing: a computable general equilibrium analysis for Austria. **Ecological Economics**, v. 63, n. 1, p. 59-69, June 2007.

STONE, R. Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of british demand. **The Economic Journal**, v. 64, n. 255, p. 511-527, Sept. 1954.

ZIMMERMANN, N.; OLIVEIRA, A. V. M. Liberalização econômica e universalização do acesso no transporte aéreo: é possível conciliar livre mercado com metas sociais e ainda evitar gargalos de infraestrutura. **Journal of Transport Literature**, v. 6, n. 4, p. 82-100, 2012.

(Originais submetidos em setembro de 2013. Última versão recebida em setembro de 2014. Aprovada em setembro de 2014.)

ANEXO A

QUADRO A.1

Relação dos setores econômicos tratados pelo modelo BIM-T

| Cód. | Sigla | Descrição |
|------|--------------|---|
| 1 | AgricultOut | Agric., silvicultura, explor. florestal |
| 2 | PecuariaPesc | Pecuária e pesca |
| 3 | PetroleoGas | Petróleo e gás natural |
| 4 | MinerioFerro | Minério de ferro |
| 5 | OutIndExtrat | Outros da indústria extrativa |
| 6 | AlimentBebid | Alimentos e bebidas |
| 7 | ProdFumo | Produtos do fumo |
| 8 | Texteis | Têxteis |
| 9 | ArtVestuário | Artigos do vestuário e acessórios |
| 10 | CouroCalcado | Artefatos de couro e calçados |
| 11 | ProdMadeira | Prod. madeira – excl. móveis |
| 12 | CelulosPapel | Celulose e produtos de papel |
| 13 | JornRevDisc | Jornais, revistas, discos |
| 14 | RefPetroleo | Refino de petróleo e coque |
| 15 | Alcool | Álcool |
| 16 | ProdQuimicos | Produtos químicos |
| 17 | ResinaElasto | Fab. de resina e elastômeros |
| 18 | ProdFarmac | Produtos farmacêuticos |
| 19 | DefAgricolas | Defensivos agrícolas |
| 20 | PerfumarOut | Perfumaria, higiene e limpeza |
| 21 | TintasOut | Tintas, vernizes, esmaltes e lacas |
| 22 | QuimicosDive | Prod. e prep. químicos diversos |
| 23 | BorracPlast | Artigos de borracha e plástico |
| 24 | Cimento | Cimento |
| 25 | OutPrMNaoMet | Outros minerais não metálicos |
| 26 | FabAcoDeriv | Fabricação de aço e derivados |
| 27 | MetNaoFeros | Metalurgia de metais não ferrosos |
| 28 | ProdMetal | Prod. metal – excl. máq. e equip. |
| 29 | MaqEquipManu | Máq. equip., e manut. e reparos |
| 30 | Eletrodomest | Eletrodomésticos |
| 31 | Esclnformat | Máq. p/ escr. e equip. de inform. |
| 32 | MaqEletriOut | Máq. aparelhos e mat. elétricos |
| 33 | MatEletroOut | Mat. eletrônico e equip. de comum. |
| 34 | ApMedicoOut | Apar./instr. médico-hosp. óptico |
| 35 | AutomUtilita | Automóveis, camionetas e utilitários |
| 36 | CaminhOnibus | Caminhões e ônibus |
| 37 | PecVeicAutom | Peças e acess. para veículos autom. |
| 38 | OutEqTransp | Outros equipamentos de transporte |
| 39 | IndDiversas | Móveis e prod. das ind. diversas |
| 40 | EletrOutUrba | Eletr. e gás, água, esgoto e limp. Urb. |
| 41 | Construcao | Construção |
| 42 | Comercio | Comércio |
| 43 | RodoviarioC | Transp. rodoviário de carga |
| 44 | FerrovianoC | Transp. ferroviário de carga |

(Continua)

(Continuação)

| Cód. | Sigla | Descrição |
|------|--------------|--|
| 45 | CabotagemC | Transp. de cabotagem de carga |
| 46 | NavInteriorC | Transp. de navegação interior de carga |
| 47 | AereoC | Transp. aéreo de carga |
| 48 | RodoviarioP | Transp. rodoviário de pass. |
| 49 | FerrovianoP | Transp. ferroviário de pass. |
| 50 | AquaviarioP | Transp. aquaviário de pass. |
| 51 | AereoDomP | Transp. aéreo doméstico de pass. |
| 52 | AereoInterP | Transp. aéreo internacional de pass. |
| 53 | SvOutTrArmCo | Outros serviços de transp. e amaz. |
| 54 | ServInformac | Serviços de informação |
| 55 | FinancSeguro | Intermediação financeira e seguros |
| 56 | ServmobAlug | Serviços imobiliários e aluguel |
| 57 | ServManutRep | Serviços de manutenção e reparação |
| 58 | ServAlojAlim | Serviços de alojamento e alimentação |
| 59 | ServPrestEmp | Serviços prestados às empresas |
| 60 | EducMercant | Educação mercantil |
| 61 | SaudeMercant | Saúde mercantil |
| 62 | OutrosServic | Outros serviços |
| 63 | EducPublica | Educação pública |
| 64 | SaudePublica | Saúde pública |
| 65 | AdmPubSegSoc | Adm. pública e seguridade social |

Fonte: Betarelli Junior (2013).

ANEXO B**QUADRO B.1****Lista dos produtos considerados no modelo BIM-T**

| Cód. | Sigla | Descrição |
|------|--------------|---|
| 1 | ArrozCasca | Arroz em casca |
| 2 | MilhoGrao | Milho em grão |
| 3 | TrigoCereais | Trigo em grão e outros cereais |
| 4 | CanaAcucar | Cana-de-açúcar |
| 5 | SojaGrao | Soja em grão |
| 6 | OutPSLavoura | Outros prod. e serv. da lavoura |
| 7 | Mandioca | Mandioca |
| 8 | FumoFolha | Fumo em folha |
| 9 | AlgodaoHerba | Algodão herbáceo |
| 10 | FrutasCitric | Frutas cítricas |
| 11 | CafeGrao | Café em grão |
| 12 | ExpFlorSilvi | Prod. expl. florestal e da silvicultura |
| 13 | BovinosOutr | Bovinos e outros animais vivos |
| 14 | LeiteVacaOut | Leite de vaca e de outros animais |
| 15 | SuinosVivos | Suínos vivos |
| 16 | AvesVivas | Aves vivas |
| 17 | OvosAves | Ovos de galinha e de outras aves |
| 18 | PescaAquicul | Pesca e aquicultura |

(Continua)

(Continuação)

| Cód. | Sigla | Descrição |
|------|--------------|--|
| 19 | OutAgriPec | Outros prod. da agric. e pecuária |
| 20 | PetroleoGas | Petróleo e gás natural |
| 21 | MinerioFerro | Minério de ferro |
| 22 | OutIndExtrat | Outros da indústria extrativa |
| 23 | AlimentBebid | Alimentos e bebidas |
| 24 | ProdFumo | Prod. do fumo |
| 25 | Texteis | Têxteis |
| 26 | ArtVestuario | Artigos do vestuário e acessórios |
| 27 | CouroCalçado | Artefatos de couro e calçados |
| 28 | ProdMadeira | Prod. madeira – exclusive móveis |
| 29 | CelulosPapel | Celulose e prod. de papel |
| 30 | JornRevDisc | Jornais, revistas, discos |
| 31 | RefPetroleo | Refino de petróleo e coque |
| 32 | Alcool | Álcool |
| 33 | ProdQuimicos | Prod. químicos |
| 34 | ResinaElasto | Fabr. de resina e elastômeros |
| 35 | ProdFarmac | Prod. farmacêuticos |
| 36 | DefAgricolas | Defensivos agrícolas |
| 37 | PerfumarOut | Perfumaria, higiene e limpeza |
| 38 | TintasOut | Tintas, vernizes, esmaltes e lacas |
| 39 | QuimicosDive | Prod. e predos químicos diversos |
| 40 | BorracPlast | Artigos de borracha e plástico |
| 41 | Cimento | Cimento |
| 42 | OutPrMNaoMet | Outros de min. não metálicos |
| 43 | FabAcoDeriv | Fabricação de aço e derivados |
| 44 | MetNaoFerros | Metalurgia de metais não ferrosos |
| 45 | ProdMetal | Prod. de metal – excl. máq. e equip. |
| 46 | MaqEquipManu | Maq. e equipamentos, manut. e rep. |
| 47 | Eletrodomest | Eletrodomésticos |
| 48 | EsclnFormat | Maq. escritório e equip. de informática |
| 49 | MaqEletriOut | Maq., aparelhos e materiais elétricos |
| 50 | MatEletroOut | Material eletrônico e equip. de comum. |
| 51 | ApMedicoOut | Apar./inst. médico-hospitalar óptico |
| 52 | AutomUtilita | Automóveis, camionetas e utilitários |
| 53 | CaminhOnibus | Caminhões e ônibus |
| 54 | PecVeicAutom | Peças e acessórios de veic. automotores |
| 55 | OutEqTransp | Outros equipamentos de transporte |
| 56 | IndDiversas | Móveis e prod. das indústrias diversas |
| 57 | EletrOutUrba | Eletr. e gás, água, esgoto e limp. urb. |
| 58 | Construcao | Construção |
| 59 | Comercio | Comércio |
| 60 | RodoviarioC | Transp. rodoviário de carga |
| 61 | FerrovianoC | Transp. ferroviário de carga |
| 62 | CabotagemC | Transp. de cabotagem de carga |
| 63 | NavInteriorC | Transp. de navegação interior de carga |
| 64 | AereoC | Transp. aéreo de carga |
| 65 | OutAtivSevC | Ativ. anexas e aux. aos transp. de carga |
| 66 | RodoP_RU | Transp. rod. regular urbano de pass. |

(Continua)

(Continuação)

| Cód. | Sigla | Descrição |
|------|--------------|--------------------------------------|
| 67 | RodoP_IM | Transp. rod. intermunicipal de pass. |
| 68 | RodoP_IE | Transp. rod. interestadual de pass. |
| 69 | RodoP_INT | Transp. rod. internacional de pass. |
| 70 | RodoP_OUT | Outros transp. rodoviário de pass. |
| 71 | FerrovianoP | Transp. ferroviário de pass. |
| 72 | AquaviarioP | Transp. aquaviário de pass. |
| 73 | AereoDomP | Transp. aéreo doméstico de pass. |
| 74 | AereoInterP | Transp. aéreo internacional de pass. |
| 75 | OutAtivSevP | Outros serv. e transp. de pass. |
| 76 | Correio | Correio |
| 77 | OutTrArmaz | Outros serv. de transp. e armazen. |
| 78 | ServInformac | Serv. de informação |
| 79 | FinancSeguro | Intermediação financeira e seguros |
| 80 | ServImobAlug | Serv. imobiliários e aluguel |
| 81 | ServManutRep | Serv. de manutenção e reção |
| 82 | ServAlojAlim | Serv. de alojamento e alimentação |
| 83 | ServPrestEmp | Serv. prestados às empresas |
| 84 | EducMercant | Educação mercantil |
| 85 | SaudeMercant | Saúde mercantil |
| 86 | OutrosServic | Outros serv. |
| 87 | EducPublica | Educação pública |
| 88 | SaudePublica | Saúde pública |
| 89 | AdmPubSegSoc | Adm. pública e seguridade social |

Fonte: Betarelli Junior (2013).

PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

ÍNDICE DO VOLUME 44, 2014

ARTIGOS

UMA ANÁLISE DOS FATORES ASSOCIADOS À FREQUÊNCIA AO ENSINO MÉDIO NA EDUCAÇÃO DE JOVENS E ADULTOS (EJA) NO BRASIL 7

Priscilla Albuquerque Tavares, André Portela Fernandes de Souza e Vladimir Pinheiro Ponczek

ESCORES ROBUSTOS DE EFICIÊNCIA E SEUS DETERMINANTES: O CASO DAS AGÊNCIAS DO BANCO DO BRASIL 37

Maria da Conceição Sampaio de Sousa e João Carlos Félix Souza

RELIGIOSIDADE E DESEMPENHO ESCOLAR: O CASO DE JOVENS BRASILEIROS DA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE 71

Nina Menezes Cunha, Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto e Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

O SETOR SIDERÚRGICO NACIONAL: UMA ANÁLISE INTER-REGIONAL DE INSUMO-PRODUTO PARA O PERÍODO DE 1999 A 2002 117

Vinícius de Azevedo Couto Firme e Cláudio R. F. Vasconcelos

A ENTRADA DA VENEZUELA NO MERCOSUL: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL SOBRE OS IMPACTOS SETORIAIS NO BRASIL 169

Eduardo Urbanski Bueno e Flávio Tosi Feijó

ESTRUTURA SETORIAL DA PRODUÇÃO E DISTRIBUIÇÃO INTERPESSOAL DE RENDA NO NORDESTE EM 2004 213

Fernanda Braga Tavares e Ignácio Tavares de Araújo Júnior

EFEITOS DA CREDIBILIDADE E DA REPUTAÇÃO SOBRE A TAXA SELIC E A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA PARA O INVESTIMENTO AGREGADO PELO CANAL DOS PREÇOS DOS ATIVOS 241

Gabriel Caldas Montes e Caroline Cabral Machado

ESTIMAÇÃO DAS TABELAS AUXILIARES DE IMPOSTOS E MARGENS DA MATRIZ DE INSUMO-PRODUTO COM MÍNIMA PERDA DE INFORMAÇÃO: ALGORITMO RAWs 289

Thiago Sevilhano Martinez

IDENTIFICAÇÃO PARCIAL DO EFEITO DAS ESCOLAS PRIVADAS BRASILEIRAS 337

Leandro Costa e Ronaldo Arraes

MAPEAMENTO E PROJEÇÃO DA DEMANDA POR ENGENHEIROS POR CATEGORIA, SETOR E MICRORREGIÕES BRASILEIRAS 373

Kênia Barreiro de Souza e Edson Paulo Domingues

**ENCADEAMENTOS PRODUTIVOS DO COMPLEXO SUCROALCOOLEIRO
NO BRASIL: A DÉCADA DE 2000 EM UMA NOVA ABORDAGEM
DA MATRIZ INSUMO-PRODUTO 405**

Thiago Moraes Moreira, Pedro Henrique Verges e Luiz Carlos Santana Ribeiro

**UM ESTUDO QUANTITATIVO DOS SUBSÍDIOS IMPLÍCITOS
NAS OPERAÇÕES DE CRÉDITO DO PRONAF 461**

Ricardo Luis Chaves Feijó

**DEMANDA POR PRODUTOS ALIMENTARES NAS
ÁREAS RURAIS E URBANAS DO BRASIL 507**

Ana Luiza Neves de Holanda Barbosa, Tatiane Almeida de Menezes e Bárbara Caballero de Andrade

**DEMANDA POR FRUTAS E HORTALIÇAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE DA INFLUÊNCIA
DOS HÁBITOS DE VIDA, LOCALIZAÇÃO E COMPOSIÇÃO DOMICILIAR 545**

Maria Micheliana da Costa Silva e Alexandre Bragança Coelho

**EFEITOS DE CRESCIMENTO E BEM-ESTAR DA RECOMPOSIÇÃO
DOS INVESTIMENTOS PÚBLICOS NO BRASIL 579**

Arley Rodrigues Bezerra, Ricardo A. de Castro Pereira, Francisco de A. Oliveira Campos e Marcelo de Castro Callado

**EFEITOS DA MOBILIDADE INTERMUNICIPAL SOBRE A DESIGUALDADE
DE RENDA NO BRASIL: UMA ANÁLISE CONTRAFCTUAL 609**

Igor Vieira Procópio, Suzana Quinet de Andrade Bastos e Ricardo da Silva Freguglia

**CARACTERIZAÇÃO E MODIFICAÇÕES NO PADRÃO REGIONAL
DE AGLOMERAÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL NO PERÍODO 2003-2011 635**

João Saboia, Lucia Silva Kubrusly, Amir Coelho Barros

**EFEITOS ECONÔMICOS DA PROPOSTA DE REDUÇÃO TARIFÁRIA SOBRE AS
OPERAÇÕES DOMÉSTICAS DE CABOTAGEM NO BRASIL (2013-2025) 663**

Admir Antonio Betarelli Junior

AUTORES

ANDRADE, Bárbara Caballero de

Demanda por produtos alimentares nas áreas rurais e urbanas do Brasil 507

ARAÚJO JÚNIOR, Ignácio Tavares de

Estrutura setorial da produção e distribuição interpessoal de renda no Nordeste em 2004 213

ARRAES, Ronaldo

Identificação parcial do efeito das escolas privadas brasileiras 337

BARBOSA, Ana Luiza Neves de Holanda

Demanda por produtos alimentares nas áreas rurais e urbanas do Brasil 507

BARROS, Amir Coelho

Caracterização e modificações no padrão regional de aglomeração industrial no Brasil no período 2003-2011 635

BASTOS, Suzana Quinet de Andrade

Efeitos da mobilidade intermunicipal sobre a desigualdade de renda no Brasil: uma análise contrafactual 609

BETARELLI JUNIOR, Admir Antonio

Efeitos econômicos da proposta de redução tarifária sobre as operações domésticas de cabotagem no Brasil (2013-2025) 663

BEZERRA, Arley Rodrigues

Efeitos de crescimento e bem-estar da recomposição dos investimentos públicos no Brasil 579

BUENO, Eduardo Urbanski

A entrada da Venezuela no Mercosul: uma análise de equilíbrio geral computável sobre os impactos setoriais no Brasil 169

CALLADO, Marcelo de Castro

Efeitos de crescimento e bem-estar da recomposição dos investimentos públicos no Brasil 579

CAMPOS, Francisco de A. Oliveira

Efeitos de crescimento e bem-estar da recomposição dos investimentos públicos no Brasil 579

COELHO, Alexandre Bragança

Demanda por frutas e hortaliças no Brasil: Uma análise da influência dos hábitos de vida, localização e composição domiciliar 545

COSTA, Leandro

Identificação parcial do efeito das escolas privadas brasileiras 337

CUNHA, Nina Menezes

Religiosidade e desempenho escolar: o caso de jovens brasileiros da região metropolitana de Belo Horizonte 71

DOMINGUES, Edson Paulo

Mapeamento e projeção da demanda por engenheiros por categoria, setor e microrregiões brasileiras 373

FEIJÓ, Flávio Tosi

A entrada da Venezuela no Mercosul: uma análise de equilíbrio geral computável sobre os impactos setoriais no Brasil 169

FEIJÓ, Ricardo Luis Chaves

Um estudo quantitativo dos subsídios implícitos nas operações de crédito do PRONAF 461

FIRME, Vinícius de Azevedo Couto

O setor siderúrgico nacional: uma análise inter-regional de insumo-produto para o período de 1999 a 2002 117

FREGUGLIA, Ricardo da Silva

Efeitos da mobilidade intermunicipal sobre a desigualdade de renda no Brasil: uma análise contrafactual 609

KUBRUSLY, Lucia Silva

Caracterização e modificações no padrão regional de aglomeração industrial no Brasil no período 2003-2011 635

MACHADO, Caroline Cabral

Efeitos da credibilidade e da reputação sobre a taxa selic e a transmissão da política monetária para o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos 241

MARTINEZ, Thiago Sevilhano

Estimação das tabelas auxiliares de impostos e margens da matriz de insumo-produto com mínima perda de informação: algoritmo Raws 289

MENEZES, Tatiane Almeida de

Demanda por produtos alimentares nas áreas rurais e urbanas do Brasil 507

MONTES, Gabriel Caldas

Efeitos da credibilidade e da reputação sobre a taxa selic e a transmissão da política monetária para o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos 241

MOREIRA, Thiago Moraes

Encadeamentos produtivos do complexo sucroalcooleiro no Brasil: a década de 2000 em uma nova abordagem da matriz insumo-produto 405

OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de

Religiosidade e desempenho escolar: o caso de jovens brasileiros da região metropolitana de Belo Horizonte 71

PEREIRA, Ricardo A. de Castro

Efeitos de crescimento e bem-estar da recomposição dos investimentos públicos no Brasil 579

PONCZEK, Vladimir Pinheiro

Uma análise dos fatores associados à frequência ao ensino médio na Educação de Jovens e Adultos (EJA) no Brasil 7

PROCÓPIO, Igor Vieira

Efeitos da mobilidade intermunicipal sobre a desigualdade de renda no Brasil: uma análise contrafactual 609

RIBEIRO, Luiz Carlos Santana

Encadeamentos produtivos do complexo sucroalcooleiro no Brasil: a década de 2000 em uma nova abordagem da matriz insumo-produto 405

RIOS-NETO, Eduardo Luiz Gonçalves

Religiosidade e desempenho escolar: o caso de jovens brasileiros da região metropolitana de Belo Horizonte 71

SABOIA, João

Caracterização e modificações no padrão regional de aglomeração industrial no Brasil no período 2003-2011 635

SILVA, Maria Micheliana da Costa

Demanda por frutas e hortaliças no Brasil: Uma análise da influência dos hábitos de vida, localização e composição domiciliar 545

SOUSA, Maria da Conceição Sampaio de

Escores robustos de eficiência e seus determinantes: o caso das agências do Banco do Brasil 37

SOUZA, André Portela Fernandes de

Uma análise dos fatores associados à frequência ao ensino médio na Educação de Jovens e Adultos (EJA) no Brasil 7

SOUZA, João Carlos Félix

Escores robustos de eficiência e seus determinantes: o caso das agências do Banco do Brasil 37

SOUZA, Kênia Barreiro de

Mapeamento e projeção da demanda por engenheiros por categoria, setor e microrregiões brasileiras 373

TAVARES, Fernanda Braga

Estrutura setorial da produção e distribuição interpessoal de renda no Nordeste em 2004 213

TAVARES, Priscilla Albuquerque

Uma análise dos fatores associados à frequência ao ensino médio na Educação de Jovens e Adultos (EJA) no Brasil 7

VASCONCELOS, Cláudio R. F.

O setor siderúrgico nacional: uma análise inter-regional de insumo-produto para o período de 1999 a 2002 117

VERGES, Pedro Henrique

Encadeamentos produtivos do complexo sucroalcooleiro no Brasil: a década de 2000 em uma nova abordagem da matriz insumo-produto 405

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/pppe/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.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Ipea

Revisão e editoração

Editorar Multimídia

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than
Portuguese published herein have not been proofread.*

Livraria

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Secretaria de
Assuntos Estratégicos

GOVERNO FEDERAL
BRASIL
PÁTRIA EDUCADORA