

**A RELAÇÃO ENTRE INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO E  
COMÉRCIO INTERNACIONAL NO BRASIL ENTRE 2001 E 2012**

Guilherme Pons Fiorentin  
André Filipe Zago de Azevedo  
Magnus dos Reis

**AVALIAÇÃO DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS MUNICÍPIOS  
BRASILEIROS NA EDUCAÇÃO PÚBLICA**

Bernardo P. Schettini

**ANÁLISE DO EFEITO DO GASTO SOCIAL DOS GOVERNOS FEDERAL,  
ESTADUAL E MUNICIPAL SOBRE A POBREZA NO BRASIL – 1988 A 2010**

Martha Hanae Hiromoto

**CUSTO ECONÔMICO DA ENERGIA EM MINAS GERAIS: IMPACTOS  
DAS ELEVAÇÕES DE TARIFAS ENTRE 2011 E 2015**

Aline Souza Magalhães  
Kênia Barreiro de Souza  
Terciane Sabadini Carvalho  
Édson Paulo Domingues

**ENSINO PROFISSIONALIZANTE, DESEMPENHO ESCOLAR E INSERÇÃO  
PRODUTIVA: UMA ANÁLISE COM DADOS DO ENEM**

Antônio José Negreiros Araújo  
Flávia Chein  
Cristine Pinto

**IMPACTOS DOS PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA  
BENEFÍCIO DE PRESTAÇÃO CONTINUADA E BOLSA FAMÍLIA SOBRE A  
ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL**

Daiana Inocente da Silva  
Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho



# **pesquisa e planejamento econômico - ppe**

# **ipea**

## Governo Federal

### Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão

**Ministro** Esteves Pedro Colnago Junior

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

#### Presidente

Ernesto Lozardo

#### Diretor de Desenvolvimento Institucional

Rogério Boueri Miranda

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

Alexandre de Ávila Gomide

#### Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

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

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

#### Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

Fabiano Mezadre Pompermayer

#### Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

#### Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Ivan Tiago Machado Oliveira

#### Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Regina Alvarez

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

Mauricio Cortez Reis

#### Coeditores

Marco A.F.H. Cavalcanti

José Gustavo Feres

Daniilo Santa Cruz Coelho

#### Membros

Lauro Ramos (Ipea)

Eduardo Fiuza (Ipea)

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)

Daniel da Mata (Ipea)

Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)

Eduardo Rios Neto (CEDEPLAR-UFMG)

José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)

Marcelo Portugal (UFRGS)

Marco Bonomo (Insper)

Mônica Viegas de Andrade (CEDEPLAR-UFMG)

Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)

Renata Narita (FEA-USP)

Ricardo Paes de Barros (Insper)

Roberto G. Ellery (UnB)

Sergio Firpo (Insper)

Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

#### Secretária Executiva

Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2018

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 do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

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

### **A RELAÇÃO ENTRE INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO E COMÉRCIO INTERNACIONAL NO BRASIL ENTRE 2001 E 2012** 7

Guilherme Pons Fiorentin  
André Filipe Zago de Azevedo  
Magnus dos Reis

### **AVALIAÇÃO DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS NA EDUCAÇÃO PÚBLICA** 37

Bernardo P. Schettini

### **ANÁLISE DO EFEITO DO GASTO SOCIAL DOS GOVERNOS FEDERAL, ESTADUAL E MUNICIPAL SOBRE A POBREZA NO BRASIL – 1988 A 2010** 71

Martha Hanae Hiromoto

### **CUSTO ECONÔMICO DA ENERGIA EM MINAS GERAIS: IMPACTOS DAS ELEVAÇÕES DE TARIFAS ENTRE 2011 E 2015** 103

Aline Souza Magalhães  
Kênia Barreiro de Souza  
Terciane Sabadini Carvalho  
Édson Paulo Domingues

### **ENSINO PROFISSIONALIZANTE, DESEMPENHO ESCOLAR E INSERÇÃO PRODUTIVA: UMA ANÁLISE COM DADOS DO ENEM** 131

Antônio José Negreiros Araújo  
Flávia Chein  
Cristine Pinto

### **IMPACTOS DOS PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA BENEFÍCIO DE PRESTAÇÃO CONTINUADA E BOLSA FAMÍLIA SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL** 161

Daiana Inocente da Silva  
Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho



## CONTENTS

### **THE RELATION BETWEEN TRADE AND FOREIGN DIRECT INVESTMENT IN BRAZIL IN THE PERIOD 2001-2012 7**

Guilherme Pons Fiorentin  
André Filipe Zago de Azevedo  
Magnus dos Reis

### **EVALUATION OF THE TECHNICAL EFFICIENCY OF BRAZILIAN MUNICIPALITIES IN PUBLIC EDUCATION 37**

Bernardo P. Schettini

### **ANALYSIS OF THE EFFECT OF FEDERAL, STATE AND MUNICIPAL SOCIAL SPENDING ON POVERTY IN BRAZIL – 1988 TO 2010 71**

Martha Hanae Hiromoto

### **ECONOMIC COST OF ENERGY IN MINAS GERAIS: IMPACTS OF TARIFF INCREASES BETWEEN 2011 AND 2015 103**

Aline Souza Magalhães  
Kênia Barreiro de Souza  
Terciane Sabadini Carvalho  
Édson Paulo Domingues

### **VOCATIONAL EDUCATION, SCHOOL PERFORMANCE AND PRODUCTIVE INSERTION: AN ANALYSIS WITH ENEM DATA 131**

Antônio José Negreiros Araújo  
Flávia Chein  
Cristine Pinto

### **IMPACTS OF THE INCOME TRANSFER PROGRAMS BENEFÍCIO DE PRESTAÇÃO CONTINUADA AND BOLSA FAMÍLIA ON THE BRAZILIAN ECONOMY: A COMPUTABLE GENERAL EQUILIBRIUM ANALYSIS 161**

Daiana Inocente da Silva  
Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho





# A RELAÇÃO ENTRE INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO E COMÉRCIO INTERNACIONAL NO BRASIL ENTRE 2001 E 2012

Guilherme Pons Fiorentin<sup>1</sup>

André Filipe Zago de Azevedo<sup>2</sup>

Magnus dos Reis<sup>3</sup>

Este trabalho examina o impacto dos influxos de investimentos estrangeiros diretos (IEDs) recebidos pelo Brasil no comércio internacional, buscando identificar se o investimento direto é complementar ou substituto ao comércio. O modelo gravitacional é estimado com a adição de uma variável explicativa para o IED, por meio de painéis estáticos e dinâmicos. A amostra contém dados de vinte países dos quais o Brasil mais importa, durante o período de 2001 a 2012. Os resultados obtidos na estimação de um painel estático vão de encontro aos trabalhos empíricos já encontrados, uma vez que se constata que os influxos de investimento realizado no Brasil não geram um impacto positivo nas importações, mas apenas nas exportações. Analisando os resultados dos parâmetros estimados para a variável IED na arquitetura dinâmica, percebe-se que eles se tornaram contrários a aqueles estimados por efeitos fixos e aos que a literatura vem sugerindo. Assim, o IED deixa de ter impacto contemporâneo positivo sobre as importações e passa a ter um efeito negativo em relação ao período  $t-1$ , sugerindo que o IED e as importações são substitutos. No entanto, o IED estimula as exportações no período contemporâneo, mas apresenta um efeito negativo na primeira defasagem.

**Palavras-chave:** investimento estrangeiro direto; modelo gravitacional; Brasil.

JEL: F14; C23.

## THE RELATION BETWEEN TRADE AND FOREIGN DIRECT INVESTMENT IN BRAZIL IN THE PERIOD 2001-2012

This paper aims to evaluate the impact of Brazilian inward foreign direct investment (FDI) flows on international trade, examining whether the direct investment is complementary or substitute to trade. The gravity model commonly used to determine the flow of trade between countries is estimated with the addition of an explanatory variable for FDI, through static and dynamic panels. The data sample includes statistics from twenty countries with which Brazil imports the most, during the period from 2001 to 2012. The results with a static panel data obtained from Brazil's sample do not corroborate the empirical evidence, since the foreign direct investment inflows do not impact positively on the imports, but only exports. Analyzing the results of the estimated parameters for the FDI variable in a dynamic architecture, it is noticed that they became opposed to those estimated by fixed effects and what the literature is suggesting. Thus, FDI ceases to have a positive impact on contemporary imports and starts to have a negative effect on the period  $t-1$ , suggesting that FDI and imports are substitutes. However, FDI stimulates exports in the contemporary period, but have a negative effect on the first lag.

**Keywords:** foreign direct investment; gravity model; Brazil.

---

1. Bacharel em economia pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). *E-mail:* <guilherme.pfiorentin@gmail.com>.

2. Professor do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE) da Unisinos e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* <aazevedo@unisinos.br>.

3. Doutor em economia aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). *E-mail:* <magnusdosreis@hotmail.com>.

## 1 INTRODUÇÃO

A crescente integração dos mercados e a regionalização da produção, por meio do estabelecimento de cadeias de produção globais, é um fenômeno que ressurgiu durante a segunda onda de globalização, iniciada por volta de 1960. Para Michalet (2004 *apud* Scherer, 2014), o processo de globalização e integração de mercados acontece em três dimensões: *i*) pelo comércio, ocorrendo o deslocamento de bens e serviços; *ii*) pelo investimento estrangeiro direto (IED), por meio do deslocamento da produção entre países; e *iii*) pelo mercado financeiro, com o deslocamento dos capitais. As empresas podem servir a mercados externos por diversos canais: por meio da exportação, pela produção em um país estrangeiro realizando investimento direto e, finalmente, por licenças e contratos com companhias terceiras, habilitando-as a produzir e vender seus produtos (Helpman, Melitz e Yeaple, 2003).

O investimento direto é a forma pela qual as empresas multinacionais (EMNs) transferem a sua produção, em sua totalidade ou parcialmente, para outros países. Ele pode ser realizado por meio de *equity capital*, lucros reinvestidos e empréstimos intercompanhia. Por intermédio da realocação dos processos produtivos e da consequente dispersão de tarefas e atividades, são estabelecidas as cadeias globais de valor (*global value chains*). Conforme dados do World Investment Report, elaborado pela United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD, 2013), cerca de 60% do comércio mundial, em 2012, consistiu em comercialização de bens e serviços intermediários, incorporados ao longo do processo de produção de bens e serviços finais.

Enquanto boa parte da literatura acerca do tema IED busca explicar os motivos pelos quais uma firma decide internacionalizar a sua produção, como o paradigma eclético de Dunning (1981; 1988; 2000) e o ciclo do produto de Vernon (1966), neste artigo analisa-se o investimento direto pela ótica da teoria do comércio internacional. Para tanto, é utilizada uma versão modificada do modelo gravitacional, comumente aplicado ao comércio mundial, no qual o tamanho das economias e a distância entre eles são incorporados à lógica da física.

Alguns autores propõem uma relação de substituição entre o IED e o comércio internacional, como Brainard (1993) em seu “*proximity-concentration trade-off*”. Segundo esse modelo, a decisão de investir em plantas produtivas em outro país – realização do IED – acarretaria queda do fluxo de comércio entre o país investidor e o país receptor do investimento. Contudo, Fontagné (1999) reflete sobre a natureza dessa relação, que não é completamente retratada teoricamente, e afirma que ela deve ser analisada por meio de estudos empíricos. Portanto, para verificar se o IED é complementar ou substituto ao comércio, é preciso realizar um estudo econométrico que avalie como os fluxos de investimento direto impactam o comércio internacional entre países.

Desde o início do século XXI, no Brasil e no resto do mundo, verifica-se um crescimento médio dos influxos de IED e da taxa de comércio internacional acima da taxa de crescimento real do produto interno bruto (PIB). Particularmente para o Brasil, os influxos de IED estão crescendo a taxas elevadas há mais de duas décadas e acima da média mundial, e o comércio internacional também supera as médias de crescimento anuais do mundo. Tendo em vista esse panorama, este trabalho procura estabelecer se há uma relação de substituíbilidade ou de complementariedade entre os influxos de investimento direto, recebidos pelo Brasil entre 2001 e 2012, e o comércio com o resto do mundo.

O trabalho diferencia-se da literatura empírica, que buscou examinar a relação IED e comércio no Brasil, ao utilizar um modelo gravitacional estimado por meio de um painel dinâmico, utilizando o estimador de Blundell e Bond (GMM-SYS), que controla tanto o problema da heterogeneidade quanto o da endogeneidade, comuns em estimações por meio de efeitos fixos em painéis estáticos. A suposição de que o comércio corrente influencia o comércio futuro encontra guarida tanto empírica quanto teórica. A análise gráfica dessas séries de tempo sugere que as importações/exportações correntes tendem a perpetuar-se e/ou influenciar as importações/exportações futuras. Além disso, há certa rigidez nas importações e exportações no curto prazo, devido à existência de contratos comerciais de médio/longo prazo. Por fim, pode existir, em determinados setores, barreiras à entrada e à saída, devido a *sunk costs*.

O artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 analisa a evolução do comércio e do IED, no Brasil e no mundo entre 2001 e 2012. A seção 3 examina a relação entre o investimento direto e o comércio global e o levantamento de trabalhos empíricos que analisem o impacto do IED no comércio internacional. Na seção 4, o modelo gravitacional aplicado ao investimento direto é apresentado, juntamente aos resultados sobre a relação entre o IED e o comércio internacional para o Brasil entre 2001 e 2012. Na seção 5 é realizada a conclusão.

## 2 IED E O COMÉRCIO INTERNACIONAL NO SÉCULO XXI

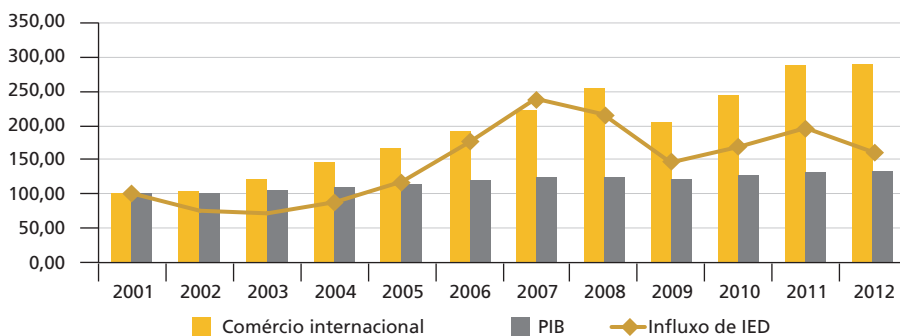
Desde o início do século XXI até o ano de 2012, o PIB mundial e o comércio internacional cresceram constantemente, à exceção de 2009, quando a crise financeira internacional atingiu as grandes economias globais. Considerando os valores nominais das variáveis, o gráfico 1<sup>4</sup> ilustra o crescimento dos fluxos de entrada de IED, do PIB e do comércio internacional para o mundo, tomando como base o ano de 2001. O comércio internacional apresentou a maior variação para o período, com crescimento constante até 2009, quando a crise financeira

---

4. Os dados originais de IED e comércio internacional estão em dólares correntes.

atingiu os mercados globais. Por sua vez, observa-se que os influxos de IED não demonstraram o mesmo dinamismo de crescimento do comércio internacional, apesar da grande expansão dos fluxos mundiais até 2007, ano que antecedeu a crise. Contrastando com as outras duas variáveis, o PIB do mundo manteve uma taxa de crescimento estável, embora mais baixa, durante praticamente todo o período. Considerando a taxa média de crescimento anual, o comércio foi a variável com a maior variação positiva, chegando a 10,17%, seguida pelo IED, que atingiu 4,46% de crescimento e, por fim, o PIB, expandindo-se à taxa de 2,61%.<sup>5</sup>

GRÁFICO 1  
Influxos de IED, comércio internacional e PIB mundial (2001-2012)<sup>1</sup>



Fonte: UNCTAD (2013).

Nota: <sup>1</sup> Número-índice, 2001 = 100.

Desagregando os dados para os continentes do mundo, é possível observar o comportamento das variáveis em cada região. A tabela 1 resume a evolução do PIB, do IED e do comércio internacional pela taxa média de crescimento anual, considerando valores nominais. O continente africano apresentou o maior crescimento do seu PIB, além disso, obteve a maior variação média anual do seu comércio exterior. Em relação ao IED na África, segundo o World Investment Report (2013), os influxos foram direcionados para os setores extrativos em países como Uganda e Moçambique. Ainda, houve um aumento do investimento direto em setores de manufatura e serviços voltados para o mercado consumidor africano.

5. No ano de 2012, os fluxos de comércio internacional e influxos de IED globalmente perfaziam, respectivamente, US\$ 18,6 trilhões (WTO, 2012) e US\$ 1,35 trilhão (UNCTAD, 2012), enquanto o PIB mundial atingiu US\$ 72 trilhões (IMF, 2012).

TABELA 1  
**Taxa de crescimento médio anual (2001-2012)**  
 (Em %)

Taxa de crescimento	África	América	Ásia	Europa	Oceania	Mundo
PIB real	4,79	1,99	4,64	1,21	2,94	2,61
Comércio internacional	13,79	7,74	13,17	8,30	12,75	10,17
Entrada de IED	8,72	8,51	11,15	-3,26	17,01	4,46

Fonte: UNCTAD (2013).

O segundo continente com maior expansão dos fluxos de comércio internacional e IED, durante o período analisado, foi a Ásia. Além de China e Hong Kong, segundo e terceiro colocados no *ranking* de maiores receptores de IED do mundo,<sup>6</sup> no território asiático há três outros países que estão no *top* vinte da lista. São eles: Singapura (8<sup>o</sup>), Índia (15<sup>o</sup>) e Indonésia (17<sup>o</sup>). Países como Camboja, Mianmar, Filipinas e Vietnam, devido às suas vantagens de possuírem mão de obra barata, são hospedeiros de IED visando a atividades trabalho-intensivas.

No tocante à América, a taxa anual média de entrada de IED superou a taxa média de aumento de comércio internacional, e, ainda, verifica-se que o PIB expandiu-se muito pouco durante o período, a uma taxa inferior à média mundial. No caso da América do Sul, os fatores de atratividade para os investidores internacionais são a riqueza em petróleo, gás, metais minerais e a rápida expansão da classe média (UNCTAD, 2013).

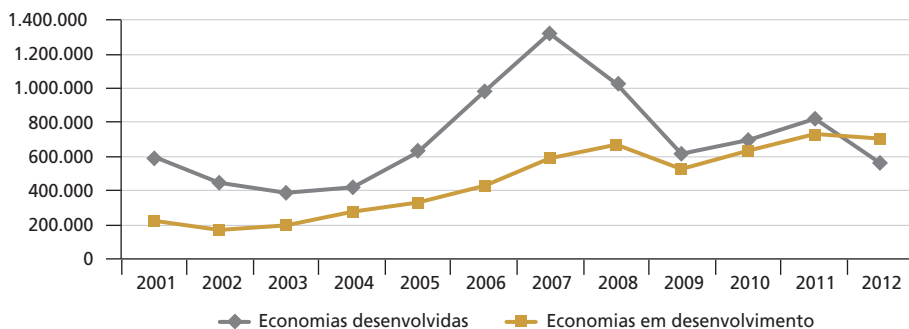
O continente europeu, por sua vez, mostrou uma queda do IED, entre 2001 e 2012, em média, 3,3% ao ano (a.a.). Apesar de a crise financeira global ter contribuído para o arrefecimento dos investimentos entre os países desenvolvidos, desde o início do período os influxos de IED apresentavam variações negativas, com exceção do período 2005-2007, quando houve aumentos significativos dos influxos, seguindo a tendência global. Em relação ao PIB do continente, o crescimento médio anual foi de 1,2%, o pior resultado entre os continentes. O comércio com o resto do mundo cresceu 8,3% a.a., resultado superior ao verificado pela América, mas inferior aos outros três continentes para o mesmo período de tempo.

Como resultado das mudanças de sua alocação desde 2001, os fluxos de entrada de IED apresentaram mudanças mais profundas. No ano de 2012, pela primeira vez na história, os países em desenvolvimento receberam mais fluxos de

6. No *ranking* de 2012, os Estados Unidos aparecem em primeiro lugar, recebendo US\$ 168 bilhões. Em seguida constam China (US\$ 121 bilhões), Hong Kong (US\$ 75 bilhões), Brasil (US\$ 65 bilhões) e, em quinto lugar, as Ilhas Virgens Britânicas (US\$ 65 bilhões). De 2011 para 2012, o Brasil subiu uma posição na classificação geral, apesar do valor absoluto dos influxos ter diminuído cerca de 2%. A lista com os vinte maiores receptores de IED pode ser encontrada no World Investment Report, edição de 2013.

investimento direto do que os países desenvolvidos, atraindo cerca de US\$ 700 bilhões ante US\$ 560 bilhões destinados às nações desenvolvidas. O gráfico 2 compara a evolução dos influxos absorvidos pelos dois grupos de países. Pode-se observar maior estabilidade nos influxos destinados aos países em desenvolvimento ao longo do período, enquanto os países desenvolvidos atingiram um pico em 2007 e, após esse resultado favorável, iniciou-se uma trajetória de queda na recepção de IED.

GRÁFICO 2  
Influxos de IED  
(Em US\$ milhões)



Fonte: UNCTAD (2013).

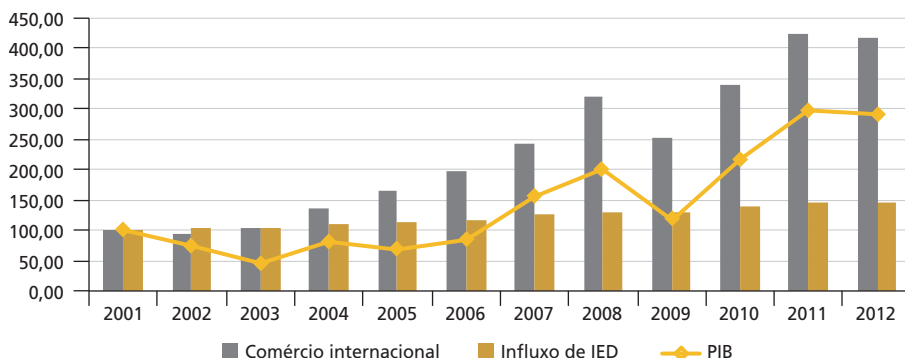
## 2.1 Comércio e IED no Brasil

Desde a década de 1970, o Brasil representava uma relevante localidade de destino para o IED e, para Fernandes e Campos (2008, p. 490), a grande recepção de IED foi determinada pela “orientação para o crescimento econômico e à consolidação de um regime político não-discriminador do capital estrangeiro”. Contudo, durante os anos 1980, o Brasil passou a apresentar um baixo crescimento econômico e restrição ao capital externo, segundo Rodrigues, Neves e Mattos (2012). Sobretudo, o país deixou de receber quantidades significativas de investimento direto devido à falta de credibilidade decorrida do aumento da dívida externa e do descumprimento das obrigações relativas a ela, ao processo de rápida escalada inflacionária e ao esgotamento do modelo de substituição das importações (Fernandes e Campos, 2008).

A partir da década de 1990, a estabilização econômica com o Plano Real, em 1994, permitiu a redução da inflação e da incerteza gerada pelos planos anti-inflacionários anteriores. Além do Plano Real, o Programa Nacional de Desestatização (PND) contribuiu para a entrada de IED por meio de fusões e aquisições de empresas nacionais. O comércio internacional também foi favorecido durante a década; as EMNs contribuíram para o aumento das exportações brasileiras. Entre 1995 e 2000, a participação das EMNs nas exportações aumentou de 46,8% para 60,4% (Lacerda, 2004 *apud* Rodrigues, Neves e Mattos, 2012).

Em 2000, o Brasil era o 11<sup>o</sup> país que mais recebia investimento direto do mundo, mas já em 2012 ocupava a quarta colocação (UNCTAD, 2013). O gráfico 3 faz uma comparação com a evolução da entrada de IED, comércio internacional e PIB no Brasil, sendo 2001 o ano de base fixa. Nota-se que os influxos de IED apresentam certa volatilidade, iniciando o século XXI em queda e recuperando-se a partir de 2004. Como no resto do mundo, os níveis de PIB, comércio internacional e entrada de IED sofreram fortes reduções em 2009, principalmente o investimento direto. As taxas médias anuais de crescimento da entrada de IED, comércio internacional e PIB foram, respectivamente, 10,2%, 13,9% e 3,5%, superando as médias anuais globais em todas as três variáveis. Em 2012, os influxos de IED chegaram a US\$ 65 bilhões, enquanto o comércio internacional movimentou cerca de US\$ 587 bilhões.

GRÁFICO 3  
Influxos de IED, comércio internacional e PIB do Brasil



Fonte: UNCTAD (2013).

A análise do panorama global do IED, do comércio internacional e das suas trajetórias durante o período de tempo preestabelecido fornecem uma contextualização mais ampla para entender os movimentos de bens, serviços e fatores. Notadamente, o aumento da participação das economias em desenvolvimento no recebimento desses fluxos de investimento e comércio aponta para a transição pela qual a economia mundial está passando. Além disso, verifica-se que os países que compõem o grupo BRICS,<sup>7</sup> à exceção da África do Sul, estão listados entre as vinte economias que mais receberam IED em 2012, indicando maior integração dos mercados, em um contexto no qual as políticas que visam à promoção e à liberalização do IED são mais elevadas que as políticas restritivas ao capital estrangeiro (UNCTAD, 2013).

7. BRICS é o acrônimo utilizado para designar as economias em desenvolvimento do Brasil, da Rússia, da Índia, da China e da África do Sul (em inglês, South Africa).

### 3 RELAÇÕES TEÓRICAS E EMPÍRICAS ENTRE IED E COMÉRCIO INTERNACIONAL

A integração dos mercados, por meio do comércio e do IED, não é um fenômeno recente e, na verdade, ocorre em grande escala desde a Revolução Industrial, possibilitando avanços tecnológicos nos meios de transportes, marco que deu início à primeira onda de globalização.<sup>8</sup> Enquanto é vasta a literatura acerca dos fatores determinantes para que uma empresa realize investimentos em outro país,<sup>9</sup> tal fato não é verificado para os estudos sobre o impacto do IED sobre o comércio internacional. Esta seção busca reunir as principais teorias sobre os efeitos do IED no comércio internacional, de modo que fique mais clara a identificação da relação de complementariedade ou substituíbilidade entre ambos.

De modo geral, de acordo com Fontagné (1999), há três óticas para observar a relação entre o IED e o comércio. A primeira refere-se ao país investidor, a segunda ao país receptor do investimento direto, o hospedeiro, e a última aos países terceiros, que podem ser beneficiados pela realização do IED em outro país.

Da perspectiva do país investidor, o IED pode ser visto como substituto ao comércio quando as exportações são substituídas pelas vendas no mercado interno do país receptor. Entretanto, o investimento direto também pode beneficiar as exportações caso ele leve a um maior volume de comércio de bens intermediários e de bens finais complementares entre a matriz e a filial. Para o país receptor, a entrada de investimentos pode alterar a necessidade de importar certo bem, que passa a ser produzido localmente e, portanto, reduz as importações provenientes do país da firma investidora.<sup>10</sup> Contudo, se o país hospedeiro aumentar as importações de insumos e bens intermediários, pode-se verificar que o IED gerou comércio entre os dois países. Por fim, países terceiros (aqueles não envolvidos diretamente na conexão entre país investidor e país hospedeiro) podem ser beneficiados se o país receptor passar a importar os insumos de empresas desse país. Além disso, também é possível que o país receptor passe a exportar parte da sua produção doméstica para o terceiro, substituindo as exportações do país investidor (Fontagné, 1999).

---

8. Ocorreram duas ondas de globalização, *grosso modo*, a primeira entre 1870 e 1914, e a segunda, iniciada em 1960, que continua até o presente. Para mais detalhes sobre as duas ondas de globalização, além de aspectos referentes ao investimento estrangeiro, ao comércio internacional e ao emprego, em ambas as ondas, ver Baldwin e Martin (1999). Rodrik (2011) faz menção às duas ondas e comenta que, especificamente na segunda onda, a globalização tornou-se o objetivo final a ser alcançado, o que ele chama de hiperglobalização.

9. Os determinantes do investimento estrangeiro direto são analisados em detalhes por Vernon (1966), Dunning (1981; 1988; 2000). Calvet (1981) faz uma síntese das teorias do investimento estrangeiro direto e das teorias das firmas multinacionais. Para análises empíricas para os determinantes do IED, ver Amal e Seabra (2007), Lélis (2010) e Nonnenberg e Mendonça (2004).

10. Fontagné (1999) destaca o impacto na produção e no emprego como possíveis resultados negativos decorrentes do deslocamento da produção do mercado doméstico para outro país. Já para o país receptor, o IED pode resultar em melhoria no saldo da conta-corrente, maiores níveis de emprego e de produção doméstica, e *spillovers* positivos que podem melhorar a competitividade, tais como novas tecnologias, treinamento da força de trabalho e melhores práticas de gerenciamento.



Ao passo que as empresas devem decidir entre produzir um determinado tipo de bem no seu país de origem e exportar a produção ou produzir esse mesmo bem no exterior e, portanto, deixar de exportar, espera-se que o IED e o comércio internacional sejam estratégias alternativas (Barlet, 1992 *apud* Fontagné, 1999). Nesse sentido, Brainard (1993) introduz o “*proximity-concentration trade-off*”,<sup>11</sup> que define o IED como substituto ao comércio internacional, isto é, a decisão da firma entre exportar ou investir exclui a outra alternativa.

Conforme Brainard (1993), ao decidir por exportar a produção, a firma tem benefícios, especialmente aqueles ligados à economia de escala, devido ao fato de concentrar a produção em uma única localidade. Contudo, ao optar pelo investimento direto no mercado-alvo, a firma deixa de arcar com custos de transporte, custos com armazenagem do produto, evita danos ao produto durante o transporte e, por fim, é capaz de entregar um serviço de maior qualidade ao consumidor. Ou seja, a decisão da firma de exportar ou produzir em outro país depende da relação entre o custo adicional para exportar e do custo fixo adicional de uma nova planta produtiva. Dessa forma, há um *trade-off* entre custos fixos adicionais (proximidade) e custos variáveis de transporte em cada estágio de produção (concentração).

Os custos de comércio, incluindo as barreiras comerciais, desempenham um papel fundamental na tomada de decisões das empresas. Assim como Brainard (1993; 1997), outros autores destacam a importância desses custos. Segundo Singh e Jun (1995) e Tanaka (2006 *apud* Gao, 2009), há uma relação positiva entre impostos sobre transações internacionais e fluxos de IED, sugerindo que o IED tem o propósito de “*tariff-hopping*”. Isto é, as firmas investiriam para ganhar acesso ao mercado interno e evitar os altos custos de exportação, devido a práticas protecionistas.

Markusen *et al.* (1996) e Markusen (1997) elaboraram um modelo mais abrangente, o qual incorpora o regime de produção dominante em equilíbrio das firmas, e que insere ambos os IEDs horizontais e verticais em um mesmo cenário. No modelo, há dois países, um escasso em trabalho qualificado e outro abundante em trabalho qualificado. Além disso, existem três tipos de empresas: *i*) a multinacional horizontal (firma tipo-m), que realiza IED do tipo horizontal, representa as firmas com duas plantas produtivas, uma em cada país, e uma matriz localizada em um dos países; *ii*) a multinacional vertical (firma tipo-v), a qual realiza IED vertical, possui uma planta produtiva localizada em um país e uma matriz situada em uma nação diferente; e *iii*) a firma nacional (firma tipo-n) que, assim como a multinacional vertical, também possui uma planta produtiva e uma matriz. Porém, a diferença

---

11. É importante frisar que a teoria do “*proximity-concentration trade-off*” refere-se somente ao IED horizontal. Além disso, a hipótese levantada por Brainard (1993) faz um contraponto à hipótese clássica, nomeada pela autora como *factor proportions hypotheses*, segundo a qual as firmas investem verticalmente para tirar proveito da diferença de preços dos fatores entre os países.

entre as duas reside no fato de que ambas, a planta produtiva e a matriz da firma nacional, situam-se na mesma localidade, ou seja, a firma tipo-n opta por não deslocar a produção para o exterior.

A dominância de cada firma, em equilíbrio, depende de três fatores principais: o primeiro é o tamanho relativo dos países, o segundo fator refere-se à dotação relativa de fatores, e o último é atribuído aos custos de transporte. A firma tipo-m irá predominar em um cenário com custos de transporte (comércio) elevados e/ou presença de barreiras comerciais, além de simetria na dotação relativa de fatores e tamanho dos países. Por sua vez, a firma tipo-v é favorecida quando as barreiras ao comércio são poucas e quando os países são assimétricos em tamanho ou na dotação relativa de fatores. As firmas nacionais dominam em dois cenários: *i*) quando os custos de transporte são baixos e os países são similares em tamanho e em dotação relativa de fatores; e *ii*) quando os custos de transporte são moderados e os países são muito diferentes em tamanho.

A partir das conclusões de Markusen (1997), Amity e Wakelin (2003) elaboraram duas hipóteses para a relação entre o IED e o comércio internacional.<sup>12</sup> A hipótese 1 afirma que, quando os países são similares em tamanho e dotação relativa de fatores, e os custos de comércio são moderados ou altos, há um efeito de substituíbilidade entre IED e comércio. De acordo com a hipótese 2, quando os países são diferentes em tamanho e dotação relativa de fatores, e os custos de comércio são baixos, há complementariedade entre IED e comércio. Assim, os autores afirmam que, de modo geral, o IED horizontal substitui o comércio e o IED vertical fomenta o comércio.

Contudo, é necessário apontar que os modelos de Markusen *et al.* (1996), Amity e Wakelin (2003) e Brainard (1993) apresentam dois países, dois fatores de produção e dois setores. Assim, ao adicionar um terceiro país ao modelo e um terceiro processo produtivo, as relações tornam-se multilaterais, mais complexas e difusas. Para Fontagné (1999, p. 14), “se ou não o IED e comércio são complementares, não pode ser determinado teoricamente – a natureza da relação é essencialmente um assunto empírico”.

Dessa forma, Hejazi e Safarian (2001) buscam determinar se, realmente, o estoque de IED é complementar ao comércio internacional. Com uma amostra de dados de 51 países durante treze anos (1982 a 1994), os autores consideram os estoques de investimento direto como *proxy* para a presença das multinacionais

---

12. No estudo de Amity e Wakelin, a variável utilizada é custo do investimento. Com base no estudo de Carr *et al.* (2001, *apud* Amity e Wakelin, 2003), verificou-se que uma queda de 1% no custo do investimento resulta em um aumento de 1% no IED. Portanto, o custo de investimento referido por Amity e Wakelin (2003) é tratado, neste trabalho, simplesmente como IED.

em mercados estrangeiros.<sup>13</sup> Por meio de um modelo gravitacional, são estimadas equações para as exportações e as importações bilaterais norte-americanas. As conclusões a partir deste trabalho empírico revelam que tanto o estoque *inward* quanto o estoque *outward* estimulam as exportações e as importações bilaterais dos Estados Unidos. Para a equação das exportações, o estoque de investimento norte-americano tem um impacto maior na variável dependente do que o estoque de investimento estrangeiro nos Estados Unidos. Entretanto, para a estimação das importações, o estoque *inward* tem maior correlação com as importações do que o estoque *outward*.

Em outro estudo, Anwar e Nguyen (2011) analisam dados para os dezenove principais parceiros comerciais do Vietnã para os anos de 1990 a 2007.<sup>14</sup> Os autores estimam três equações, utilizando o modelo gravitacional com dados em painel por meio de efeitos aleatórios. A primeira equação refere-se aos valores de exportações bilaterais do Vietnã, ao passo que a segunda equação determina os valores das importações bilaterais, enquanto a última equação busca avaliar o impacto do IED nas exportações líquidas (exportações menos importações), em que um coeficiente positivo indicaria que o estoque de IED contribuiria para uma redução no *deficit* comercial do Vietnã. Os autores trabalham apenas com os valores de estoque de IED *inward*, ou seja, buscam avaliar apenas como a entrada de IEDs está impactando o comércio internacional e, portanto, deixam de analisar os investimentos realizados pelo Vietnã no resto do mundo. Assim, os autores constatam que a entrada de IED é complementar ao comércio internacional, tanto para as exportações quanto para as importações. Ainda, da mesma forma que Hejazi e Safarian (2001) e seu estudo sobre os Estados Unidos, é verificado que, também para o caso do Vietnã, o estoque de IED tem contribuição positiva para o saldo da balança comercial do país, uma vez que os coeficientes estimados para os efeitos do IED nas exportações foram superiores aos coeficientes estimados para as importações.

Analisando o impacto do Mercado Comum do Sul (Mercosul) no comércio internacional, juntamente ao impacto do crescimento do IED no comércio internacional na América Latina, Castilho e Zignago (2002) procuram determinar se a criação do Mercosul modificou as estratégias das empresas multinacionais na região e se o IED tem efeito positivo sobre as exportações e importações. De acordo com as autoras, a criação do Mercosul incentivou as empresas a investirem nos países-membros para que obtivessem acesso aos mercados desses países, ou seja, há indícios de que as estratégias das empresas visam, pelo menos em parte, às exportações para os mercados vizinhos.

---

13. Hejazi e Safarian (2001) citam que a crítica de Brainard (1997) sobre os problemas de simultaneidade não é válida quando os estoques de IED refletem a penetração das EMNs em mercados externo, ao invés de indicarem produção no exterior. Ainda, segundo os autores, "não há necessidade teórica de tratar os estoques de investimento e fluxos de comércio simultaneamente, como seria o caso se os estoques de IED fossem uma *proxy* de produção no exterior".

14. Os dezenove principais parceiros comerciais do Vietnã somam 75% do valor total de comércio e aproximadamente 81% do estoque de IED no país (Anwar e Nguyen, 2011).

Utilizando o modelo gravitacional, com *pooled data*, as autoras constroem três equações. A primeira equação é estimada para as importações bilaterais, a segunda para as exportações bilaterais, e a terceira equação gravitacional tem como variável endógena o valor dos influxos de IED e procura determinar o impacto da criação do Mercosul na atração de IED. As três equações são estimadas para dois países: Argentina e Brasil. Para a Argentina, a amostra abrange 29 países e 24 setores, e o período analisado compreendeu os anos de 1990 a 1999. Já para o Brasil, o mesmo período de tempo é utilizado, mas para uma amostra com 49 nações e treze setores. As conclusões do estudo revelam que os influxos de IED para o Brasil e a Argentina são positivamente correlacionados com as importações bilaterais. Contudo, para a equação de exportações bilaterais os coeficientes do investimento são negativamente correlacionados com a variável endógena. Por fim, as equações que determinam os influxos bilaterais de investimento para o Brasil indicam que a integração regional elevou a entrada de IED. Contudo, para a Argentina essa relação é muito fraca ou inexistente.

Esta seção revisou alguns trabalhos empíricos que empregaram o modelo gravitacional para determinar os fluxos de comércio e o impacto que o IED tem sobre eles. De modo geral, as evidências empíricas sugerem uma relação de complementariedade entre o IED e o comércio internacional, em nível agregado. Entretanto, a pesquisa empírica acerca do tema ainda carece de resultados robustos e de análises de dados mais sofisticadas. É verdade que a limitação de dados impõe uma restrição importante para os estudos empíricos e, talvez, seja o motivo da escassez de literatura, especialmente para o Brasil. Entretanto, o avanço da teoria econométrica, com o surgimento de novos instrumentos e métodos, possibilita uma análise mais acurada da relação entre IED e comércio internacional. Nesse sentido, este artigo espera contribuir ao estudar o caso brasileiro durante um período de tempo mais recente e utilizando um painel dinâmico por meio do estimador de Blundell e Bond (GMM-SYS), conforme demonstrado na próxima seção.

## 4 METODOLOGIA E RESULTADOS

Esta seção apresenta a metodologia empregada na análise empírica do impacto dos influxos de IED para o Brasil no comércio internacional do país. Primeiramente, o modelo gravitacional é apresentado e, logo após, são definidas as fontes das variáveis empregadas no estudo, a especificação do modelo e os resultados das estimações obtidas.

### 4.1 O modelo gravitacional

O modelo gravitacional é, usualmente, utilizado nas análises do comércio internacional. Na sua forma mais simples, ele utiliza três conjuntos de variáveis para determinar o volume de comércio entre dois países. As duas primeiras são o tamanho do PIB

dos países, e a terceira é a distância física entre eles. Dessa forma, verifica-se que, quanto maior o tamanho do PIB das duas economias, maior é o volume de comércio entre os dois países, sendo o PIB positivamente correlacionado com o comércio internacional. Entretanto, quanto maior for a distância entre os dois países, menor será o volume de troca entre os dois, ou seja, a distância é negativamente correlacionada com o comércio internacional. O modelo gravitacional básico mais utilizado, conforme Gao (2009), é representado por:

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 F_{ij} + u_{ij}, \quad (1)$$

onde:  $X_{ij}$  refere-se ao volume de comércio entre os países  $i$  (importador) e  $j$  (exportador); a variável  $Y$  corresponde ao PIB nominal de cada país;  $D$  é a distância entre os dois países;  $F_{ij}$  representa outros fatores que podem afetar o volume de comércio entre os países, como acordos regionais de comércio; e  $u_{ij}$  é o erro.

Nesse sentido, Reis, Azevedo e Lélis (2014) apontam que, inicialmente, o modelo era baseado somente nas variáveis básicas mencionadas (o PIB dos países e a distância entre eles). Entretanto, ao longo do tempo, foram adicionadas outras variáveis (área territorial do exportador e importador) e *dummies*<sup>15</sup> para melhorar a assertividade do modelo na determinação dos fluxos de comércio bilaterais. Além de variáveis que representam acordos comerciais, podem ser considerados fatores culturais comuns a duas ou mais nações, como idioma e religião comuns, que possam impactar, de alguma forma, os valores de comércio internacional entre esses países.

## 4.2 Fonte e tratamento de dados

A amostra de dados inclui os vinte principais parceiros comerciais do Brasil que, durante o período analisado de 2001 a 2012, corresponderam a 94% das importações brasileiras, 92% das exportações e 93% dos influxos de IED. A escolha da amostra seguiu a metodologia de Anwar e Nguyen (2011) que, pelo critério de principais parceiros comerciais, utilizaram dados de 19 parceiros. Os dados dos fluxos de comércio bilaterais, tanto para exportações quanto para importações, foram coletados por meio da ferramenta World Integrated Trade Solution (Wits). O tamanho dos países é medido pelo PIB, em dólares, a preços correntes, obtido no Banco Mundial. Os valores dos produtos internos em moeda doméstica são convertidos para dólares pela taxa de câmbio média anual oficial. O PIB reflete o tamanho do mercado de cada país e, de acordo com a teoria do comércio internacional, quanto maior o tamanho dos países maiores são as trocas realizadas por eles com seus parceiros. Portanto, espera-se que o PIB tenha um efeito positivo para determinar os fluxos de comércio internacional.

15. Variáveis *dummies* são, conforme Gujarati e Porter (2011), de natureza qualitativa que assumem valores binários para designar ausência ou presença de determinada característica ou qualidade.

A população do Brasil e dos parceiros, ao longo do período, foi pesquisada no Banco Mundial. A utilização da população ao invés do PIB *per capita* ocorre para evitar uma possível colinearidade com o PIB. O coeficiente estimado para a população do país exportador pode ser negativo ou positivo, dependendo se o país exporta menos quando ele é grande, devido ao efeito absorção, ou se ele exporta mais do que um país pequeno, devido a economias de escala. A mesma situação é verificada para o coeficiente da população do país importador.

Os fluxos bilaterais de IED são compilados pela UNCTAD, com base nas informações disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil. Infelizmente, não estão disponíveis dados de estoque bilateral de IED para a maioria dos anos do período analisado nesse estudo, segundo o próprio Banco Central brasileiro. Portanto, os fluxos – não os estoques de IED – serão utilizados como variável exógena nos modelos. Apesar de boa parte dos trabalhos empíricos trabalharem com estoques de IED, a relação esperada ainda deve ser positiva entre fluxos de investimento direto e o comércio internacional bilateral.

Logo, coeficientes positivos indicam relação de complementariedade entre o investimento estrangeiro e as exportações e as importações bilaterais brasileiras. As exportações do Brasil para o país investidor podem aumentar, pois o IED, além de aumentar o estoque de capital do país, serviria como um mecanismo de difusão de transferência de tecnologia para o país receptor, o que estimularia as suas exportações, como destacam Görg e Greenaway (2004). Contudo, como salienta Fontagné (1999), as importações do país receptor podem aumentar se as subsidiárias forem dependentes de componentes de produção e bens intermediários da matriz. A escolha pelos fluxos de IED na equação tanto de importação quanto de exportação brasileira também se deve ao fato de o Brasil ser, historicamente, um grande receptor de IED, mas não se caracterizar como um investidor significativo entre outros países. O mesmo procedimento foi realizado por Anwar e Nguyen (2011) e Castilho e Zignago (2002), nos quais o recebimento de IED é a variável exógena tanto para importações quanto para exportações.

Como uma *proxy* de custos de comércio, são utilizados dados de distância, em quilômetros, entre as capitais dos países. A fonte desses dados é o Centro de Pesquisa Francês em Economia Internacional.<sup>16</sup> O sinal esperado para as estimações é negativo, uma vez que quanto maior for a distância entre os países maiores são os custos para realizar o comércio. Ainda, é adicionada uma variável *dummy* para verificar o efeito do Mercosul nos fluxos bilaterais de comércio, tendo valor igual a 1 se o país for membro deste bloco, e 0 no caso contrário. Se o coeficiente for positivo, conclui-se que o Mercosul impacta positivamente o comércio.

---

16. Sigla em francês (Cepii), este centro de pesquisa disponibiliza diversas bases de dados, inclusive para a construção de modelos gravitacionais.

### 4.3 Especificação do modelo

Nesta subseção, o modelo gravitacional e a sua aplicação para a análise dos impactos dos IEDs no comércio são abordados. O modelo gravitacional é amplamente empregado em análises empíricas para determinar os valores dos fluxos bilaterais de comércio. Desse modo, é o objetivo deste trabalho empírico apropriar-se do modelo gravitacional e, ainda, adicionar ao modelo uma variável explicativa para o IED para avaliar o impacto dela nas estimações do comércio.

São construídas duas equações, a primeira tem como variável dependente as importações bilaterais brasileiras, e a segunda procura explicar as exportações bilaterais do Brasil. Conforme mencionado anteriormente, o período de análise abrange os anos de 2001 a 2012 e vinte países. Contudo, para as estimações foram utilizados somente as observações para as situações em que os influxos de IED são maiores que zero, reduzindo o número total de observações de 240 para 216, que ainda é uma amostra satisfatória.<sup>17</sup> As equações são as seguintes:

$$M_{jt} = k_0 + k_1 PIB_t + k_2 PIB_{jt} + k_3 Pop_t + k_4 Pop_{jt} + k_5 Dist_j + k_6 IED_{jt} + k_7 D_j + v_{jt}, \quad (2)$$

e

$$X_{jt} = \lambda_0 + \lambda_1 PIB_t + \lambda_2 PIB_{jt} + \lambda_3 Pop_t + \lambda_4 Pop_{jt} + \lambda_5 Dist_j + \lambda_6 IED_{jt} + \lambda_7 D_j + \mu_{jt}, \quad (3)$$

onde:  $j$  refere-se à nação parceira e  $t$  ao tempo. Nas equações (2) e (3), as variáveis explicativas são semelhantes e estão expressas em logaritmo, no tempo  $t$ :  $PIB_t$  é produto interno bruto do Brasil;  $PIB_{jt}$  refere-se ao PIB do parceiro;  $Pop_t$  é a população do Brasil, enquanto  $Pop_{jt}$  mede a população do parceiro; a variável de distância entre o Brasil e o parceiro é  $Dist_j$ ; a variável explicativa mais relevante para este estudo é o influxo de IED do país  $j$  para o Brasil, representado por  $IED_{jt}$ ;  $D_j$  é a variável *dummy* que mede os efeitos do Mercosul; e  $v_{jt}$  e  $\mu_{jt}$  são os termos de erro idiossincrático. A variável dependente na equação (2),  $M_{jt}$  refere-se às importações realizadas pelo Brasil do país parceiro, no tempo  $t$ . Já na equação (3), o termo  $X_{jt}$  indica as exportações, no tempo  $t$ , do Brasil para o parceiro.

17. Embora frequentemente utilizada para a variável dependente, a estratégia de excluir da amostra as observações com valor igual a 0 é antiga, sendo sugerida, pioneiramente, por Brada e Mendez (1985) e Bikker (1987 *apud* Frankel, 1997). Atualmente, o problema é mais bem tratado com a utilização de estimadores específicos, tais como a pseudo máxima verossimilhança de Poisson (PMVP), sugerida por Silva e Tenreiro (2006), e a estimação do modelo em dois estágios (HMR), proposta por Helpman, Melitz e Rubinstein (2008). Porém, ambos lidam com o problema de zeros na variável dependente, que não é o caso deste artigo. A estatística sugere que se os zeros forem distribuídos aleatoriamente na amostra, então essa exclusão não trará problema às estimativas. Intuitivamente, a ideia é que esses valores iguais a zero não são informativos, portanto, eles podem ser descartados. Porém, se os zeros forem resultado da falta de informação (que são erroneamente registradas como zero) ou da decisão dos países em não exportar/importar, o tratamento deve ser outro, visando não incorrer em resultados viesados. Contudo, nem sempre é possível identificar facilmente qual das três hipóteses dá origem a esses zeros. Assim, como o artigo não quer estabelecer comparativos de estimadores e muito menos propor um novo estimador, esse tema não faz parte do objetivo do artigo. Além disso, visto que o número de observações excluídas foi pequeno e por se tratar de uma variável independente, acredita-se que a exclusão não traria maiores problemas para as estimações.



Para obter os coeficientes estimados, expressos diretamente em termos de elasticidade, o que facilita a interpretação dos parâmetros estimados, os dados originais foram transformados para forma *log-linear*. De acordo com Cheng e Wall (2004), há certo consenso da necessidade de estimar o modelo gravitacional em dados em painel para controlar a heterogeneidade. Portanto, será empregado um modelo gravitacional de dados de painel para estimar as regressões com efeito fixo, conforme o formato abaixo:

$$m_{jt} = x_{jt}\beta + \alpha_j + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

onde  $m_{jt}$  é um escalar que representa a variável dependente do modelo;  $x_{jt}$  é um vetor linha de dimensão  $1 \times K$  das variáveis explicativas;  $\beta$  é um vetor  $K \times 1$  dos parâmetros a serem estimados; e  $\varepsilon_{jt}$  é um escalar que representa o erro idiossincrático. De acordo com Reis, Azevedo e Lélis (2014), inclusão do efeito fixo ( $\alpha_j$ ) absorve todas as características observadas e não observadas que são constantes ao longo do tempo, mas que influenciam os fluxos bilaterais. Assim, ele levará em conta inclusive as variáveis observáveis, constantes no tempo, que usualmente são utilizadas na equação gravitacional, tais como a distância entre os países, a extensão da área territorial do importador e do exportador, as *dummies* de fronteira, litoral e idioma em comum, além dos aspectos não observados, como laços históricos, culturais ou políticos, e a possibilidade de os países serem parceiros naturais de comércio, que também são constantes no tempo. Ao levar em conta todas essas características, controla-se a heterogeneidade.

#### 4.4 Resultados

Antes de apresentar os resultados encontrados, alguns testes de especificação são apresentados. Com o objetivo de verificar se era necessário controlar a heterogeneidade bilateral do exportador e do importador, foram realizados os seguintes testes: *i*) de componentes não observados ( $\alpha_j$ ); *ii*) de significância conjunta dos pares de países ( $\alpha_j$ ); e *iii*) de diferença entre esses pares ( $\alpha_j$ ). O teste de componentes não observados, conforme detalhado em Wooldridge (2010, p. 299), testa se a variância do componente não observado é igual a zero. Sua hipótese nula estabelece que  $H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$ , portanto, se a hipótese nula for rejeitada, a arquitetura em dados em painel deve ser escolhida. O teste conjunto de significância dos pares verifica se os efeitos fixos ( $\alpha_j$ ) em conjunto são iguais a zero. Assim, trata-se de um teste *F*.

Já o teste realizado para verificar se há diferença entre os pares foi baseado na proposta de Greene (2008, p. 197). Esse teste apresenta como hipótese nula ( $H_0$ ) que o efeito fixo de cada par de países é o mesmo para todos os pares. Dessa forma, não se rejeitando a hipótese nula em ambos os testes, utilizar-se-ia a estrutura de dados agrupados. Contudo, quando ocorre a rejeição de  $H_0$ , os testes indicam a



necessidade de controlar a heterogeneidade, ou seja, exige-se a utilização de dados em painel. Os três testes rejeitaram fortemente a hipótese nula, conforme pode ser observado na tabela 2, indicando a necessidade de estimar o modelo com dados em painel.

TABELA 2  
Testes para verificar heterogeneidade bilateral

Testes	Importações		Exportações	
	Valor	$p$ -valor	Valor	$p$ -valor
Componente não observado $\alpha_j: \chi^2(1)$	610,12	0,000	525,04	0,000
Significância conjunta dos $\alpha_j: F(19,191)$	62,52	0,000	93,93	0,000
Diferença dos $\alpha_j: F(19,215)$	12,06	0,000	14,52	0,000

Elaboração dos autores.

Sabendo da necessidade de controlar a heterogeneidade e a fim de analisar o impacto do IED nos fluxos de comércio brasileiros, são estimados quatro modelos: dois para controlar os efeitos fixos dos países e os outros dois por meio de efeitos aleatórios. Para determinar se os modelos gravitacionais devem ser estimados por efeitos fixos ou por efeitos aleatórios, faz-se necessário aplicar o teste de Hausman. A hipótese nula ( $H_0$ ) afirma que  $\alpha_j$  não é correlacionado com  $X_{jt}$ , onde  $\alpha_j$  é o efeito não observado do par Brasil e país  $j$  e  $X_{jt}$  são as variáveis explicativas do modelo. Já a hipótese alternativa ( $H_1$ ) afirma que  $\alpha_j$  é correlacionado com  $X_{jt}$ . Sendo assim, não rejeitando a hipótese nula, o estimador de efeitos aleatórios é indicado, enquanto se ela for rejeitada, o estimador de efeitos fixos deve ser utilizado.

Conforme Wooldridge (2010, p. 311), para testar se há autocorrelação serial dos resíduos, estimou-se uma regressão auxiliar em que os resíduos ( $\varepsilon_{ijt}$ ) da equação estimada por efeito fixo, equações (2) e (3), é a variável dependente, e que o regressor é o resíduo defasado ( $\varepsilon_{ijt-1}$ ). Sob  $H_0$ , tem-se que  $Corr(\varepsilon_{ijt}, \varepsilon_{ijt-1}) = -1/(T-1)$ ; logo, neste caso,  $Corr(\varepsilon_{ijt}, \varepsilon_{ijt-1}) = -0,91$ . Para o modelo de importações, obteve-se a estatística do teste  $t$  e o  $p$ -valor iguais a 9,60[0,000]. Já para o modelo de exportações, os resultados encontrados foram os seguintes: 8,61[0,000]. Assim, em ambas as equações, foi detectada a presença de autocorrelação serial dos resíduos.<sup>18</sup>

Contudo, para validade desses resultados é necessário que os regressores sejam estritamente exógenos. Segundo Wooldridge (2010, p. 325), pode-se testar a hipótese de exogeneidade estrita em um contexto de efeito fixo estimando a seguinte equação:

18. Cabe destacar que, para fazer as inferências dos parâmetros estimados, utilizaram-se erros-padrão robustos, obtidos por meio da matriz de covariância robusta, para levar em conta a eventual presença de heterocedasticidade e de autocorrelação serial dos resíduos. Destaca-se ainda que os erros-padrão são assintoticamente válidos na presença de qualquer tipo de heterocedasticidade, incluindo os casos de resíduos homocedásticos.

$$y_{jt} = \alpha_j + x_{jt}\beta + w_{jt+1}\delta + \varepsilon_{jt}, \quad t = 1, 2, \dots, T-1, \quad (5)$$

onde  $y_{jt}$  é a variável dependente;  $\alpha_j$  é o efeito fixo;  $x_{jt}$  é o vetor dos regressores (PIBs, populações e IED);  $w_{jt+1}$  é um subconjunto do vetor  $x_{jt}$  (não incluir as *dummies* de tempo, se houver), ou seja, são as mesmas variáveis de  $x_{jt}$ , porém no tempo  $t+1$ ; e, por fim,  $\varepsilon_{jt}$  é o erro idiossincrático. Para existir exogeneidade estrita, o vetor dos parâmetros  $\delta$  deve ser igual a zero. Portanto, pode-se utilizar o teste de Wald, com matriz de variância/covariância dos resíduos robusta e testar sobre hipótese nula ( $H_0$ ), que  $\delta = 0$ . Assim, para os regressores serem estritamente exógenos, não se deve rejeitar  $H_0$ . A tabela 3 apresenta os resultados dos testes para o modelo de importações e exportações.

TABELA 3  
Testes de exogeneidade

Modelo	Teste de Wald ( $\delta = 0$ )	Estatística do teste e $p$ -valor
Importações	$\chi^2(5)$	16,58[0,000]
Exportações	$\chi^2(5)$	18,86[0,000]

Elaboração dos autores.

Os resultados encontrados sugerem que as estimações feitas por meio de efeitos fixos são inconsistentes, uma vez que em ambas as equações a hipótese nula foi fortemente rejeitada. Assim, os resultados são apresentados na tabela A.1, em apêndice, apenas em caráter informativo. Diante disso, faz-se necessário estimar um novo modelo. Sabendo que há autocorrelação serial dos resíduos nos modelos, pode-se tentar inserir a variável dependente defasada em ambas as equações, constituindo-se, assim, um modelo gravitacional dinâmico. Contudo, o estimador de efeitos fixos deve ser abandonado, uma vez que, se for inserida a variável dependente defasada, o estimador tornar-se-ia inconsistente.

As pesquisas que utilizaram o modelo gravitacional em um painel dinâmico podem ser consideradas ainda muito escassas. Observa-se que a grande diferença entre a arquitetura dinâmica para a estática é que a dinâmica inclui a variável dependente defasada entre os regressores. Bun e Klaasse (2002) e Caporale *et al.* (2009) foram um dos pioneiros a utilizarem um painel dinâmico ao modelo. Os estimadores propostos por Anderson e Hsiao (AH) (1981), Arellano e Bond (GMM-DIF), (1991) e Blundell e Bond (1998) (GMM-SYS) são os mais utilizados para estimar um painel dinâmico. Apesar do pouco uso, a estimação dinâmica da equação gravitacional parece, inicialmente, admissível, principalmente porque uma análise gráfica preliminar dessas séries de tempo sugere que as importações/exportações correntes tendem a perpetuar-se e/ou influenciar as importações/exportações futuras. Além disso, a instalação de grandes empresas em um país estrangeiro, por meio do IED, muitas vezes é um processo lento. Assim, essas empresas podem demorar

alguns anos para estarem aptas a iniciarem as suas atividades no mercado interno desse país estrangeiro. Diante disso, o artigo propõe estimar os seguintes modelos:

$$m_{jt} = \beta_0 + \beta_1 m_{jt-1} + \beta_2 \text{pib}_t + \beta_3 \text{pib}_{jt} + \beta_4 \text{pop}_t + \beta_5 \text{pop}_{jt} + \beta_6 \text{ied}_{jt} + \beta_7 \text{ied}_{jt-1} + \alpha_j + \varepsilon_{jt}, \quad (6)$$

e

$$x_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 x_{jt-1} + \gamma_2 \text{pib}_t + \gamma_3 \text{pib}_{jt} + \gamma_4 \text{pop}_t + \gamma_5 \text{pop}_{jt} + \gamma_6 \text{ied}_{jt} + \gamma_7 \text{ied}_{jt-1} + \theta_j + \omega_{jt}, \quad (7)$$

onde os subscritos  $j$  e  $t$  referem-se, respectivamente, à nação parceira e ao tempo;  $\text{pib}_t$  o PIB do Brasil;  $\text{pib}_{jt}$  o PIB do parceiro  $j$ ;  $\text{pop}_t$  a população do Brasil;  $\text{pop}_{jt}$  a população do parceiro  $j$ ;  $\text{ied}_{jt}$  o influxo de IED do país  $j$  para o Brasil;  $\alpha_j$  e  $\theta_j$  são os efeitos fixos das equações (6) e (7);  $\varepsilon_{jt}$  e  $\omega_{jt}$  são, respectivamente, os erros idiossincráticos das equações referidas e, finalmente,  $m_{jt}$  e  $x_{jt}$  referem-se, respectivamente, às importações realizadas pelo Brasil do país parceiro  $j$  no tempo  $t$  e as exportações do Brasil para o parceiro  $j$  no ano  $t$ .

As hipóteses adotadas nos modelos (6) e (7) são as seguintes:  $E[\alpha_j] = E[\varepsilon_{jt}] = E[\alpha_j \varepsilon_{jt}] = 0$  e  $E[\theta_j] = E[\omega_{jt}] = E[\theta_j \omega_{jt}] = 0$ ,  $\forall j = 1, 2, \dots, N$  e  $\forall j = 1, 2, \dots, T$ . Não obstante,  $E[\varepsilon_{jt} \varepsilon_{js}] = E[\omega_{jt} \omega_{js}] = 0$ ,  $\forall j = 1, 2, \dots, N$  e  $\forall t \neq s$ . Finalmente,  $|\beta_1| < 1$ ,  $|\gamma_1| < 1$  e, como condição inicial,  $E[m_{jt-1} \varepsilon_{jt}] = E[x_{jt-1} \omega_{jt}] = 0$ ,  $\forall j = 1, 2, \dots, N$  e  $\forall t = 1, 2, \dots, T$ .

A presença da variável dependente defasada nas equações (6) e (7), contudo, gera um problema de endogeneidade com o efeito fixo, provocando um viés no painel dinâmico proposto. Além disso, se existir uma variável explicativa endógena no modelo, então haverá também endogeneidade. Portanto, não é possível estimar (6) e (7) por meio de mínimos quadrados ordinários (MQO). O uso de MQO com *dummies* (para controlar o efeito fixo) e *within-groups* geraria estimadores dos parâmetros desejados inconsistentes e o coeficiente da variável dependente defasada seria superestimado, conforme salienta Baltagi (2008).

Visando contornar o problema, as equações (6) e (7) podem ser diferenciadas objetivando extinguir os efeitos fixos  $\alpha_j$  e  $\theta_j$  e, assim, tentar eliminar o problema de endogeneidade. Diferenciando as equações (6) e (7) obtém-se:

$$\Delta m_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \Delta m_{jt-1} + \beta_2 \Delta \text{pib}_t + \beta_3 \Delta \text{pib}_{jt} + \beta_4 \Delta \text{pop}_t + \beta_5 \Delta \text{pop}_{jt} + \beta_6 \Delta \text{ied}_{jt} + \beta_7 \Delta \text{ied}_{jt-1} + \Delta \varepsilon_{jt}, \quad (8)$$

$$\Delta x_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta x_{jt-1} + \gamma_2 \Delta \text{pib}_t + \gamma_3 \Delta \text{pib}_{jt} + \gamma_4 \Delta \text{pop}_t + \gamma_5 \Delta \text{pop}_{jt} + \gamma_6 \Delta \text{ied}_{jt} + \gamma_7 \Delta \text{ied}_{jt-1} + \Delta \omega_{jt}, \quad (9)$$

onde  $\Delta m_{jt} = m_{jt} - m_{jt-1}$ , para qualquer variável  $m_{jt}$ . A definição das variáveis são as mesmas das equações (6) e (7). Muito embora as transformações dos modelos tenham eliminado os efeitos fixos, ainda não seria possível estimá-los por meio de

MQO, visto que  $\Delta m_{jt}$  e  $\Delta \varepsilon_{jt}$  são correlacionados, assim como  $\Delta x_{jt}$  e  $\Delta \omega_{jt}$  também. Portanto, os coeficientes ainda seriam viesados e inconsistentes.

Anderson e Hsiao (1981), possivelmente, foram os pioneiros a sugerir que o modelo fosse diferenciado, para eliminar o efeito fixo e, após, fossem utilizadas as próprias variáveis defasadas como instrumentos para si mesmas, para eliminar o viés e a inconsistência. A partir de então, outros autores buscaram melhorar a eficiência do estimador AH proposto por Anderson e Hsiao (1981).

Nesse sentido, Arellano e Bond (1991) propuseram utilizar o Método dos Momentos Generalizados – Diferença (GMM-DIF). Os autores argumentaram que instrumentos adicionais podem ser obtidos se forem utilizadas as condições de ortogonalidade existentes entre os valores defasados da variável dependente e o termo erro. As hipóteses apresentadas para as equações (6) e (7) implicam que as condições de momentos  $E[w'_{jt} \Delta \varepsilon_{jt}] = 0$  e  $E[z'_{jt} \Delta \omega_{jt}] = 0$  são válidas, sendo que  $w'_{jt}$  e  $z'_{jt}$  são os vetores das variáveis instrumentais utilizadas para corrigir a endogeneidade do modelo.

O estimador GMM-DIF utiliza como instrumentos, para variáveis fracamente exógenas, as variáveis defasadas em um ou mais períodos, e, para variáveis endógenas, as variáveis defasadas em dois ou mais períodos.<sup>19</sup> Contudo, Blundell e Bond (1998) argumentaram que esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Os autores propuseram a estimação de um sistema que combinasse o conjunto de equações em diferenças, equação (8), com o conjunto de equações em nível, modelo (6), dando origem ao Método dos Momentos Generalizados – Sistema (GMM-SYS).<sup>20</sup> Segundo eles, o GMM-DIF produz um estimador não consistente e viesado para painéis com  $t$  pequeno.

Pelos argumentos apresentados anteriormente, optou-se pelo estimador GMM-SYS e consideraram-se como regressores estritamente exógenos as variáveis PIB e população, tanto para o Brasil quanto para a nação parceira. Assim, essas variáveis não requerem nenhum tipo de tratamento especial, e elas são usadas como instrumentos para si mesmas. Como endógenas, consideraram-se a variável dependente defasada e o IED, e, nesse caso, deve-se utilizar como instrumentos, para a equação em nível, as variáveis defasadas em primeira diferença, e, para equação em diferença, as variáveis defasadas em nível.<sup>21</sup>

19. Para uma revisão mais profunda de exogeneidade e endogeneidade de variáveis, ver Hendry (1995).

20. O mesmo vale para as equações (7) e (9).

21. Dessa forma, os instrumentos da equação em nível foram definidos da seguinte forma: para o IED,  $l = [\Delta ied_{jt-3}, \Delta ied_{jt-4}, \Delta ied_{jt-5}, \dots, \Delta ied_{j1}]$ , e, para a variável dependente defasada,  $w = [\Delta m_{jt-2}, \Delta m_{jt-3}, \Delta m_{jt-4}, \dots, \Delta m_{j1}]$ . Contudo, os instrumentos da equação em diferença são: para o IED,  $Z = [ied_{jt-3}, ied_{jt-4}, ied_{jt-5}, \dots, ied_{j1}]$ , e, para a variável dependente defasada, os instrumentos válidos são:  $H = [m_{jt-2}, m_{jt-3}, m_{jt-4}, \dots, m_{j1}]$ . A mesma lógica foi utilizada para construir os instrumentos do modelo de exportações.

Salienta-se que o estimador de Blundell e Bond (GMM-SYS) controla tanto o problema da heterogeneidade quanto o da endogeneidade, que foram identificados nos testes constantes nas tabelas 2 e 3. Os resultados encontrados por este estimador foram dispostos na tabela 4 e, para fazer as inferências dos parâmetros estimados, utilizaram-se erros-padrão robustos, conforme o método de Windmeijer (2005), que evita que as variâncias estimadas subestimem as verdadeiras variâncias em amostra finita.

**TABELA 4**  
**Resultados das estimações para importações e exportações bilaterais com estimador de Blundell e Bond (GMM-SYS)**

Importações			Exportações		
Variáveis	Coefficiente	$\sigma$	Variáveis	Coefficiente	$\sigma$
$m_{ijt-1}$	0,7362	0,0787*	$X_{ijt-1}$	0,9379	0,0518*
$piib_{it}$	0,3424	0,0681*	$piib_{it}$	0,0355	0,0426
$piib_{jt}$	0,0097	0,0505	$piib_{jt}$	0,0089	0,0259
$pop_{it}$	-0,3174	0,0707*	$pop_{it}$	0,0119	0,0399
$pop_{jt}$	0,1400	0,0416*	$pop_{jt}$	0,0276	0,0392
$ied_{jt}$	0,0031	0,0195	$ied_{jt}$	0,0333	0,0156**
$ied_{jt-1}$	-0,0233	0,0113**	$ied_{jt-1}$	-0,0573	0,0193*
Número de observações		184	Número de observações		184
Teste de Wald: $\chi^2$ (7)		746777,83[0,000]	Teste de Wald: $\chi^2$ (7)		2540000,00[0,000]
Teste de autocorrelação dos resíduos			Teste de autocorrelação dos resíduos		
AR(1)	-3,01[0,003]		AR(1)	-2,67[0,008]	
AR(2)	1,73[0,084]		AR(2)	-1,62[0,106]	
Teste de sobreidentificação dos instrumentos			Teste de sobreidentificação dos instrumentos		
Teste Hansen: $\chi^2$ (7)		15,19[1,000]	Teste Hansen: $\chi^2$ (7)		12,25[1,000]
Teste de Hansen para exogeneidade dos subconjuntos de instrumentos			Teste de Hansen para exogeneidade dos subconjuntos de instrumentos		
Excluindo o grupo <sup>†</sup> : $\chi^2$ (94)	16,05[1,000]		Excluindo o grupo <sup>†</sup> : $\chi^2$ (94)	10,55[1,000]	
Diferença <sup>†</sup> : $\chi^2$ (4)	-0,86[1,000]		Diferença <sup>†</sup> : $\chi^2$ (4)	1,69[0,792]	
Excluindo o grupo <sup>##</sup> : $\chi^2$ (80)	15,19[1,000]		Excluindo o grupo <sup>##</sup> : $\chi^2$ (80)	11,54[1,000]	
Diferença <sup>##</sup> : $\chi^2$ (18)	0,00[1,000]		Diferença <sup>##</sup> : $\chi^2$ (18)	0,71[1,000]	

Elaboração dos autores com base no *software* Stata.

Obs.: 1. <sup>†</sup> Teste para as variáveis estritamente exógenas e <sup>##</sup> teste para as variáveis endógenas.

2. \* e \*\* denotam significância no nível de 1% e 5%, respectivamente.

Antes de apresentar os resultados, destaca-se que, para obter estimações consistentes, é necessário que os instrumentos sejam válidos e que os resíduos apresentem um comportamento característico neste tipo de estimação. O teste de autocorrelação serial dos resíduos apresenta como hipótese nula que os resíduos

não são autocorrelacionados. Diante disso, deve-se testar as correlações de primeira e segunda ordens dos resíduos e, para que eles não sejam autocorrelacionados, é necessário rejeitar a hipótese nula do teste AR(1) e não rejeitar  $H_0$  no teste AR(2). Considerando um nível de confiança de 95%, rejeita-se  $H_0$  no teste AR(1) e não se rejeita  $H_0$  no teste AR(2), considerando as duas regressões, concluindo-se, assim, que os resíduos não são autocorrelacionados.

No que diz respeito aos testes de validade dos instrumentos, o primeiro teste realizado é o teste de Hansen de sobreidentificação dos instrumentos. A hipótese nula é que as condições do momento populacional são válidas. Considerando um nível de significância de 5%, não se rejeita  $H_0$ ; logo, as condições de momento são válidas. Finalmente, os testes para exogeneidade dos instrumentos, que apresentam com  $H_0$  que os instrumentos são exógenos, também foram realizados, tanto para as variáveis estritamente exógenas quanto para a variável dependente defasada e para o IED. Para ambos os modelos, não foi possível rejeitar  $H_0$ , sugerindo que os instrumentos são exógenos.

Analisando os resultados dos parâmetros estimados para a variável IED na arquitetura dinâmica, percebe-se que eles se tornaram contrários àqueles estimados por efeitos fixos e aos que a literatura vem sugerindo. Assim, são duas as possíveis fontes para a diferença dos resultados: *i*) a questão da endogeneidade, pode não ter sido tratada; e *ii*) os artigos que estimam o modelo gravitacional em painel estático ignoram um aspecto potencialmente importante do comércio, a dinâmica.

A suposição de que as importações/exportações do período corrente tendem a influenciar as importações/exportações futuras pode ser justificada por vários argumentos. Inicialmente, uma análise gráfica preliminar dessas séries de tempo sugere que as importações/exportações correntes tendem a perpetuar-se e/ou influenciar as importações/exportações futuras; portanto, é possível que a inserção da variável dependente defasada nos respectivos modelos ajude a explicar o comportamento futuro dessas séries. Outro argumento utilizado é a existência de certa rigidez nas importações e exportações no curto prazo, devido à existência de contratos comerciais de médio/longo prazo. Além disso, podem existir, em determinados setores, barreiras à entrada e à saída, devido a *sunk costs*.<sup>22</sup> Em razão desses aspectos, adotou-se a hipótese de que o volume de comércio passado pode afetar o comércio atual. Ignorar essas fontes pode levar a parâmetros inconsistentes, principalmente a hipótese de exogeneidade estrita dos regressores, como é o caso do modelo estimado por efeitos fixos.

---

22. Como exemplo, considere uma empresa doméstica que exporta um grande volume de produtos a um país parceiro. Essa empresa exportadora pode necessitar de centros de distribuição e serviços no país parceiro. Pensando nisso, a empresa exportadora decide investir em depósitos e meios de transporte no país parceiro, o que acaba gerando barreiras à entrada e à saída devido a esses *sunk costs*.

Os resultados encontrados para a variável dependente defasada corroboram os argumentos acima e justificam a estimação do modelo gravitacional de forma dinâmica, visto que tanto para as importações quanto para exportações os coeficientes foram positivos e significativos a um nível de confiança de 99%.

No que diz respeito à variável de interesse e comparando a estimação de efeitos fixos, o IED deixa de ter impacto contemporâneo positivo sobre as importações e passa a ter um efeito negativo em relação ao período  $t-1$ , revelando, assim, que o IED e as importações são substitutos para o período examinado. No entanto, e também ao contrário do observado na estimação por efeitos fixos, o IED passa a estimular as exportações no período contemporâneo, mas apresenta um efeito negativo em primeira defasagem.

Em relação à literatura internacional, Anwar e Nguyen (2011) estimam que o estoque de IED *inward*, caso se eleve em 1%, resultaria em um aumento das importações de 0,23%, no caso do Vietnã. Em sua análise, Hejazi e Safarian (2001) constatam que o coeficiente do estoque *inward* de investimento direto nos Estados Unidos é positivo e significativo (0,139), associando a entrada desse tipo de investimento ao aumento das importações. Ainda direcionado para os Estados Unidos e os estoques de IED, Clausing (2000) analisa a relação entre vendas líquidas de subsidiárias estrangeiras e importações, e mostra, por meio de dados em painel com efeitos fixos, que 1% de aumento na entrada de IED levaria a um acréscimo de 0,07% nas importações norte-americanas.

Finalmente, os resultados encontrados neste trabalho também se opõem aos encontrados por Castilho e Zignago (2002), que estimaram o impacto dos influxos do IED nas importações e exportações brasileiras e argentinas. Para o Brasil, as autoras estimaram um coeficiente positivo (0,05) para as importações, e negativo (-0,01) para as exportações, concluindo que os influxos de investimento fomentam as importações, mas substituem as exportações. Assim, este estudo aponta para a direção oposta e sugere que se deve ter cuidado com o problema de endogeneidade, visto que os resultados mudaram completamente quando o problema é tratado, e que o comércio e o IED têm uma dinâmica que não deve ser ignorada.

Além disso, a diferença entre os resultados aqui encontrados e a literatura brasileira sobre o tema pode estar relacionada ao perfil do IED que ingressou no país no período mais recente. No período de 1995 a 2000, Fernandes e Campos (2008) distinguiram os setores nacionais que receberam IED em quatro grupos: *i) resource seeking*; *ii) market seeking*; *iii) market seeking* com forte orientação externa; e, por fim, *iv) market seeking* com forte orientação interna. Resumidamente, o estudo conclui que os setores com maior capacidade de exportar e maior volume de comércio, notadamente *i) e iii)*, são aqueles que menos estavam recebendo investimentos externos durante o espaço de tempo observado. Contudo, de acordo

com dados do Censo de capitais estrangeiros no país, percebe-se a recuperação da atração de IED nos setores classificados por Fernandes e Campos (2008) como aqueles com maior capacidade exportadora. Especificamente, o Censo de 2012 aponta que o estoque de IED no Brasil perfaz 12% do total investido nos setores de agricultura, pecuária e extrativa mineral, contra 2% de investimentos realizados até o ano de 2000. Ademais, em 2012, do total do estoque, a indústria havia recebido 43%, ao passo que, em 2000, esse valor era de 34%.

Portanto, observa-se que, após os anos 2000, setores com maior capacidade exportadora e maior volume de comércio passaram a receber mais investimentos estrangeiros, com destaque para os setores de alimentos e bebidas, extração de petróleo e gás natural, extração de minerais, veículos automotores e metalurgia. Dessa forma, pode-se justificar os resultados distintos daqueles encontrados em trabalhos anteriores pelo aumento da importância dessas atividades, citadas acima, na composição do total de estoque recebido pelo Brasil ao longo do século XXI.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O comércio internacional e o IED comumente são vistos como atividades substitutas por diversos agentes da economia. De fato, algumas teorias propõem que, ao optarem por produzir no exterior, as firmas naturalmente deixariam de exportar certo bem, o que acarretaria efeitos negativos para a economia doméstica, como queda na produção, no emprego e piora no saldo das transações correntes. Entretanto, conforme demonstrado neste estudo, de 2001 a 2012, o comércio internacional mundial vem crescendo a taxas médias anuais de dois dígitos, e os influxos de IED também crescem a taxas elevadas (acima do PIB mundial). O objetivo geral deste artigo foi avaliar, empiricamente, o impacto do investimento direto no comércio internacional brasileiro. Para tanto, foram construídos dois modelos gravitacionais, usando exportações e importações bilaterais como variáveis dependentes, e, além das variáveis explicativas tradicionais, os influxos de IED foram adicionados para determinar se a relação entre IED é complementar ou substituta.

Inicialmente, foram estimados modelos gravitacionais de efeitos fixos para determinar as exportações bilaterais e as importações bilaterais. Contudo, para validade desses resultados é necessário que os regressores sejam estritamente exógenos. Os resultados encontrados sugerem que as estimações feitas por meio de efeitos fixos são inconsistentes, uma vez que em ambas as equações a hipótese nula de exogeneidade foi fortemente rejeitada. Diante disso, faz-se necessário estimar um novo modelo, no qual foi inserida a variável dependente defasada em ambas as equações, constituindo-se, assim, um modelo gravitacional dinâmico. Os resultados mostraram que o IED deixa de ter impacto contemporâneo positivo sobre as importações e passaria a ter um efeito negativo em relação ao período  $t-1$ ,



ou seja, eles seriam substitutos para o período examinado. No entanto, e também ao contrário do observado na estimação por efeitos fixos, o IED passa a estimular as exportações no período contemporâneo, sendo complementares, mas apresentam um efeito negativo em primeira defasagem.

Os resultados encontrados nesse estudo contrariam resultados de vários trabalhos, que encontraram uma relação positiva entre IED e importações. Tal diferença pode ser atribuída ao espaço temporal empregado nas análises, pois, em um período mais recente, nota-se maior relevância das somas investidas em atividades com características mais exportadoras e que apresentam volume de comércio superior do que aquelas atividades do setor de serviços, comumente voltadas ao mercado interno brasileiro. Além disso, o uso do modelo gravitacional dinâmico sugere que se deve ter cuidado com o problema de endogeneidade observado em painéis estáticos, visto que os resultados mudaram completamente quando o problema é tratado, e que o comércio e o IED têm uma dinâmica que não deve ser ignorada.

Para futuros estudos, seria interessante analisar a influência da entrada de IED de forma mais desagregada e, preferencialmente, somente para os setores da indústria, que é a atividade que produz os bens comercializáveis, capturados nas estatísticas de fluxos de comércio bilateral. Desse modo, seria possível identificar em quais setores o investimento está sendo complementar ou substituto ao comércio internacional e propiciar um estudo que possa guiar futuras estratégias para maior inserção do Brasil nas cadeias globais de valor.

## REFERÊNCIAS

- AMAL, M.; SEABRA, F. Determinantes do investimento direto externo (IDE) na América Latina: uma perspectiva institucional. **Economia**, Brasília, v. 8, n. 2, p. 231-247, maio/ago. 2007.
- AMITI, M.; WAKELIN, K. Investment liberalization and international trade. **Journal of International Economics**, v. 61, p. 101-126, Oct. 2003.
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Estimation of dynamic models with error components. **Journal of the American Statistical Association**, v. 76, n. 375, p. 598-606, Sept. 1981.
- ANWAR, S.; NGUYEN, L. P. Foreign direct investment and trade: the case of Vietnam. **Research in International Business and Finance**, v. 20, n. 2, p. 39-52, Apr. 2011.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.

BALDWIN, R. E.; MARTIN, P. **Two waves of globalization: superficial similarities, fundamental differences.** Cambridge: NBER, 1999. (NBER Working Paper Series, n. 6905).

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data.** 4th ed. New York: John Wiley and Sons, 2008.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, Nov. 1998.

BRAINARD, L. S. **A simple theory of multinational corporations and trade with a trade-off between proximity and concentration.** Cambridge: NBER, 1993. (NBER Working Paper Series, n. 4269).

\_\_\_\_\_. An empirical assessment of the proximity-concentration trade-off between multinational sales and trade. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 87, n. 4, p. 520-544, Sept. 1997.

BUN, M. J. G.; KLAASSEN, F. J. G. M. **The importance of dynamics in panel gravity models of trade.** The Netherlands: Universiteit van Amsterdam, 2002. (Discussion Paper, n. 2002/18).

CALVET, A. L. A synthesis of foreign direct investment theories and theories of the multinational firm. **Journal of International Business Studies**, v. 12, n. 1, p. 43-59, 1981.

CAPORALE, G. M. *et al.* **Trade specialization and economic convergence: evidence from two Eastern European countries.** Berlin: DIW Berlin, 2009. (DIW Berlin Discussion Paper, n. 875).

CASTILHO, M.; ZIGNAGO, S. **FDI, trade and integration in Mercosur.** Munich: MPRA, Nov. 2002. (MPRA n. 43886).

CHENG, H.; WALL, H. J. **Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration.** St. Louis: Federal Reserve Bank of St. Louis, 2004. (Working Paper, n. 1999-010).

CLAUSING, K. A. Does multinational activity displace trade? **Economic Inquiry**, Malden, v. 38, n. 2, p. 190-205, Apr. 2000.

DUNNING, J. H. Explaining the international direct investment position of countries: towards a dynamic or developmental approach. **Review of World Economic**, v. 117, n. 1, p. 30-64, 1981.

\_\_\_\_\_. The eclectic paradigm of international production: a restatement and some possible extensions. **Journal of International Business Studies**, v. 19, n. 1, p. 1-31, 1988.

\_\_\_\_\_. The eclectic paradigm as an envelope for economic and business theories of MNE activity. **International Business Review**, v. 9, n. 2, p. 163-190, 2000.

FERNANDES, E. A.; CAMPOS, A. C. Investimento direto estrangeiro e o desempenho das exportações brasileiras. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 3, p. 490-509, jul.-set./2008.

FONTAGNÉ, L. **Foreign direct investment and international trade: complements or substitutes?** Paris: OECD, 1999. (OECD Science, Technology and Industry Working Papers, n. 1999/3).

FRANKEL, F. **Regional Trading in the World Economic System**. Washington: Institute for International Economics, 1997.

GAO, S. **The Predictive Capacity of the Gravity Model of Trade on Foreign Direct Investment**. 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia da Universidade de Uppsala, Uppsala, 2009.

GÖRG, H.; GREENAWAY, D. Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment? **The World Bank Research Observer**, v. 19, n. 2, p. 171-197, 2004.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 6th ed. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2008.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011.

HEJAZI, W.; SAFARIAN, A. E. The complementarity between U.S. foreign direct investment stock and trade. **Atlantic Economic Journal**, Atlanta, v. 29, n. 4, p. 420-437, Dec. 2001.

HELPMAN, E.; MELITZ, M.; RUBINSTEIN, Y. Estimating trade flows: trading partners and trading volumes. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 123, n. 2, p. 441-487, 2008.

HELPMAN, E.; MELITZ, M.; YEAPLE, S. R. **Export versus FDI**. Cambridge: NBER, 2003. (NBER Working Paper Series, n. 9439).

HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Coordinated Direct Investment Survey (CDIS)**. Washington: IMF, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/43Goa2>>. Acesso em: 12 jun. 2014.

LÉLIS, M. T. C. **O Movimento Recente do Investimento Espanhol na América Latina: condicionantes macroeconômicos**. 2010. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010.

MARKUSEN, J. **Trade versus Investment Liberalization**. Cambridge: NBER, 1997. (NBER Working Paper Series, n. 6231).

MARKUSEN, J. *et al.* **A unified treatment of horizontal direct investment, vertical direct investment, and the pattern of trade in goods and services**. Cambridge: NBER, 1996. (NBER Working Paper Series, n. 5696).

NONNENBERG, M. J. B.; MENDONÇA, M. J. C. **Determinantes dos investimentos diretos externos em países em desenvolvimento**. Brasília: Ipea, 2004. (Texto para Discussão, n. 1016).

REIS, M.; AZEVEDO, A. F. Z.; LÉLIS, M. T. C. Os Efeitos do Novo Regionalismo sobre o Comércio. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 2, p. 351-381, jun. 2014.

RODRIGUES, L.; NEVES, M. C. R.; MATTOS, L. B. Relações entre crescimento econômico, exportações e investimento direto estrangeiro no Brasil. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 30, n. 58, p. 149-166, set. 2012.

RODRIK, D. **The globalization paradox: democracy and the future of the world economy**. New York: W.W. Norton & Company Inc., 2011.

SCHERER, A. L. F. A globalização do capital e a lógica da localização da empresa multinacional contemporânea. In: SCHERER, A. L. F. *et al.* (Orgs.). **RS no Cenário Mundial**. 1. ed. Porto Alegre: FEE, 2014. p. 9-32.

SILVA, J. M. C. S.; TENREYO, S. The log of gravity. **Review of Economics and Statistics**, v. 4, n. 88, p. 641-658, 2006.

SINGH, H.; JUN, K. W. **Some New Evidence on Determinants of Foreign Direct Investment in Developing Countries**. Washington: World Bank, 1995. (World Bank Policy Research Working Paper, n. 1531).

UNCTAD – UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT. **Home**. Geneva: UNCTAD, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/t2dapu>>. Acesso em: 14 jun. 2014.

\_\_\_\_\_. **World Investment Report 2013**. New York; Geneva: UNCTAD, 2013.

VERNON, R. International Investment and International Trade in the Product Cycle. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 80, n. 2, p. 190-207, May 1966.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient twostep GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, n. 1, p. 25-51, 2005.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2nd ed. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press, 2010.

WTO – WORLD TRADE ORGANIZATION. **Trade and foreign direct investment**. Switzerland: WTO, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/rkPn2M>>. Acesso em: 9 jun. 2014.

#### **BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Censo de Capitais Estrangeiros**. Brasília: BCB, [s.d]a. Disponível em: <<https://goo.gl/Atjv7c>>. Acesso em: 14 jun. 2014.

\_\_\_\_\_. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Brasília: BCB, [s.d]b. Disponível em: <<https://goo.gl/1o9hG1>>. Acesso em: 12 jun. 2014.

CEPII – CENTRE D’ETUDES PROSPECTIVES ET D’INFORMATIONS INTERNATIONALES. **Home**. [s.l.]: [s.d.]. Disponível em: <<https://goo.gl/DqZQFT>>. Acesso em: 23 jul. 2014.

WORLD BANK. **Indicators Economy & Growth**. Washington: World Bank, [s.d.]. Disponível em: <<https://goo.gl/gwQiXx>>. Acesso em: 15 jun. 2014.

## APÊNDICE

TABELA A.1

## Resultados das estimações para importações e exportações bilaterais

Variável independente	Equações efeitos fixos		Equações efeitos aleatórios	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	84,372** (30,429)	-53,70 (42,891)	65,134* (21,702)	-59,889 (38,350)
Log PIB <sub>it</sub>	0,923* (0,121)	0,126 (0,178)	0,922* (0,106)	0,145 (0,171)
Log PIB <sub>jt</sub>	0,560*** (0,323)	1,054* (0,201)	0,478*** (0,251)	0,937* (0,178)
Log Pop <sub>it</sub>	-3,342** (1,552)	3,318 (2,370)	-4,383* (1,231)	3,187 (2,160)
Log Pop <sub>jt</sub>	-2,356 (1,998)	-1,185 (1,810)	0,195 (0,158)	-0,092 (0,136)
Log Dist <sub>it</sub>	- -	- -	-0,344 (0,347)	-0,852** (0,426)
Log IED <sub>jt</sub>	0,053* (0,014)	0,019 (0,016)	0,042** (0,016)	0,0149 (0,345)
Dummy Mercosul	- -	- -	1,159 (0,754)	1,002 (1,024)
R <sup>2</sup> ajustado	0,853	0,837	0,844	0,834
Teste de Wald X <sup>2</sup>	-	-	304,78	1.793,38
Teste F (5,19)	59,82	63,69	-	-
Número de observações	216	216	216	216
Teste de Hausman (importações)	X <sup>2</sup> (3) 12,17	p-valor 0,0068	- -	- -
Teste de Hausman (exportações)	X <sup>2</sup> (5) 31,29	p-valor 0,0000	- -	- -

Elaboração dos autores com base no *software* Stata.

Obs.: 1. Os valores entre parêntesis são os erros-padrão das estimativas.

2. \*, \*\* e \*\*\* denotam significância no nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

# AVALIAÇÃO DA EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS NA EDUCAÇÃO PÚBLICA<sup>1</sup>

Bernardo P. Schettini<sup>2</sup>

Este artigo estima escores de eficiência técnica por meio da análise envoltória de dados (DEA), com o intuito de compreender quais fatores explicam os diferenciais nas taxas de retorno entre os municípios brasileiros no ensino fundamental público. Quatro aspectos do trabalho são dignos de nota: *i)* considera um rol amplo de insumos e produtos; *ii)* abrange municípios de todo o Brasil, diferentemente dos estudos prévios com validade externa incerta; *iii)* analisa cuidadosamente a influência das observações extremas, estima o viés dos escores intrínseco à técnica não paramétrica e obtém coeficientes e erros-padrão no modelo econométrico que apresentam melhores propriedades estatísticas; e *iv)* implementa dois testes de comparação de grupos para compreender a influência de algumas políticas. Cumpre destacar alguns dos resultados novos: *i)* a ineficiência média caiu de 24% para 12% após eliminar as observações mais influentes, mas com a correção do viés chegou-se à estimativa final de 17%, que ainda é bem menor do que nos estudos anteriores; *ii)* a região mais ineficiente na esfera municipal é o Centro-Oeste, o que fica mais claro após levar em consideração a escassez dos insumos não discricionários no Nordeste; e *iii)* a disseminação nas escolas de programas de reforço de aprendizagem e de redução das taxas de abandono ou reprovação, assim como a existência de plano municipal de educação e consócio público na área, está associada a maiores níveis de eficiência técnica.

**Palavras-chave:** eficiência técnica; municípios; ensino fundamental público.

JEL: C14; H75; I22.

## EVALUATION OF THE TECHNICAL EFFICIENCY OF BRAZILIAN MUNICIPALITIES IN PUBLIC EDUCATION

This paper estimates technical efficiency scores using data envelopment analysis (DEA), in order to understand what factors explain the variance in return rates across municipalities in primary public education. Four features of the study are noteworthy: *i)* it considers a wide range of inputs and outputs; *ii)* it includes municipalities from all over Brazil, in contrast to previous estimates with uncertain external validity; *iii)* it carefully examines the influence of extreme observations, estimates the bias intrinsic to the nonparametric method, and obtains coefficients and standard-errors in the econometric model which exhibit better statistical properties; and *iv)* it also implements two group comparison tests to clarify the importance of some policies. Some of the new results are as follows: *i)* the average inefficiency dropped from 24% to 12% after eliminating the most influential data points, but the final estimate is 17% due to the bias correction, which is still much lower than in previous studies; *ii)* the midwest is the most inefficient region at the local level, which is particularly clear after the scarcity of non-discretionary inputs in the northeast is accounted for; and *iii)* the dissemination among schools of programs for tutoring and reduction of dropout or repetition rates, as well as the existence of a municipal plan of education and public consortium in this area, is associated with higher levels of technical efficiency.

**Keywords:** technical efficiency; municipalities; primary public education.

---

1. O autor é grato a dois pareceristas anônimos desta revista pelas suas considerações. Os eventuais erros remanescentes são de sua inteira responsabilidade.

2. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail:* <bernardo.schettini@ipea.gov.br>.

## 1 INTRODUÇÃO

O Plano de Desenvolvimento da Educação (PDE) enxergava a necessidade de aumentar a despesa pública em educação para 7% do produto interno bruto (PIB) (Brasil, 2007). Este percentual aparecia como meta no projeto de lei do Plano Nacional da Educação (PNE) para o período de 2011 a 2020.<sup>3</sup> Durante a tramitação no Congresso, tal parcela foi elevada para 10% do PIB. O plano foi sancionado pela presidente da República em junho de 2014.

Segundo dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), o “investimento direto em educação” era de 4,5% do PIB em 2007 (Maciel, 2012).<sup>4</sup> De acordo com informações extraídas do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação (Siope), que é operacionalizado pelo Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE), o gasto total nas subfunções típicas era de 4,2% do PIB no mesmo ano. Estes valores cresceram, respectivamente, para 5,3% e 4,8% do PIB em 2011. Grande parte dessas despesas é executada pelas prefeituras e suas secretarias de educação (cerca de 45% nos últimos anos, sendo 75% deste total aplicado no ensino fundamental). Deve-se considerar que a capacidade de gestão e planejamento nesta esfera de governo é quase sempre bastante limitada, o que pode levar a muitos desperdícios diante da expansão pretendida nos recursos. De fato, estudos sobre eficiência técnica sugerem haver substancial desperdício de recursos no nível municipal.<sup>5</sup>

Rocha *et al.* (2013), usando a técnica não paramétrica denominada análise envoltória de dados (DEA), estimam que os resultados medidos pelo Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) poderiam ser alcançados com um gasto por aluno cerca de 40% menor. Zoghbi *et al.* (2011) e Rosano-Peña, Albuquerque e Marcio (2012) analisam, respectivamente, os municípios dos estados de São Paulo e de Goiás, tendo encontrado níveis de ineficiência elevados. Ambos também estimam a eficiência do gasto, desconsiderando a variância nos demais insumos disponíveis. No entanto, esses trabalhos examinam a influência de alguns fatores ambientais.<sup>6</sup>

Gasparini e Ramos (2003) desenvolvem um estudo pioneiro usando a técnica DEA para analisar a eficiência do gasto dos estados e do Distrito Federal nos ensinos

3. O projeto de lei do PNE encontra-se disponível em: <<https://goo.gl/mvUw9a>>.

4. Maciel (2012) descreve a metodologia usada pelo Inep no cálculo de indicadores financeiros da área da educação pública. Segundo a terminologia adotada, o “investimento total em educação” é a soma de todos os recursos aplicados pelo setor público (União, estados e municípios), incluindo estimativa da aposentadoria futura do pessoal ativo no setor. O “investimento direto” exclui, além da estimativa da aposentadoria futura, o pagamento de bolsas de estudo, financiamento estudantil e transferências para entidades privadas.

5. As análises empreendidas aqui e na literatura citada apoiam-se no conceito de eficiência técnica. Isso diz respeito à utilização ótima dos insumos em face da tecnologia de produção, mas desconsidera os vetores de preços necessários para analisar a eficiência alocativa, uma vez que eles não se encontram disponíveis no nível municipal ou mesmo estadual.

6. Os fatores ambientais são variáveis que podem afetar os níveis de eficiência técnica, mas que estão fora do controle dos gestores no curto prazo (como renda *per capita*, taxa de pobreza, níveis de instrução e saúde). Eles também são chamados na literatura especializada de insumos não discricionários.



fundamental e médio. Após a mensuração, estimam uma regressão dos escores em alguns fatores ambientais. Este procedimento é conhecido como DEA em dois estágios. Mais recentemente, Zoghbi *et al.* (2009), Alves Junior (2010) e Benegas (2012) adotam métodos distintos para analisar o mesmo fenômeno, bem como consideraram outros insumos além das disponibilidades financeiras. Zoghbi *et al.* (2009) escolhem o envoltório de livre descarte (FDH), que é similar ao método DEA, mas não supõe convexidade. Alves Júnior (2010) combina DEA ao método paramétrico de fronteiras estocásticas (SFA). Por sua vez, Benegas (2012) adota o procedimento *network* DEA, que concebe a produção em duas etapas (abrangência da oferta e efetividade do ensino).

Para alguns autores, as unidades de tomada de decisão relevantes são as instituições de ensino. Delgado e Machado (2007) analisam as escolas dos ensinos fundamental e médio da rede estadual em Minas Gerais usando o procedimento DEA em dois estágios. Como havia muitas escolas no banco de dados, os autores analisam a influência das observações mais extremas, pois técnicas não paramétricas são muito sensíveis a *outliers*. Já Trigo (2010), que analisou a eficiência de escolas de todo o Brasil, opta pelo método SFA. Alguns pesquisadores analisam com maior profundidade o ensino superior. Marinho, Resende e Façanha (1997), por exemplo, usam DEA para estimar a eficiência das universidades federais brasileiras. Posteriormente, Façanha e Marinho (1999) relacionam a eficiência estimada com o modelo de financiamento dessas instituições de ensino à luz das teorias dos contratos e incentivos. Façanha e Marinho (2001) realizam estimativas DEA incluindo instituições de ensino superior do governo e privadas.

Este artigo estima escores de eficiência técnica no ensino fundamental público na esfera municipal do Brasil usando o método DEA. Após a mensuração, é feita uma investigação dos fatores capazes de explicar a variância dos escores entre as unidades tomadoras de decisão consideradas. Esta etapa diferencia os fatores ambientais, que estão fora do controle dos gestores no curto prazo, das políticas escolhidas por estes mesmos gestores. A seguir são elencadas as principais contribuições do trabalho. Alguns dos resultados encontrados são mencionados para ilustrar a importância dos procedimentos adotados.

Em primeiro lugar, o trabalho engloba municípios de todo o Brasil em vez de delimitar as estimações a uma Unidade da Federação (UF) em específico, como na maioria dos estudos anteriores. Isto é importante devido à questão da validade externa. Com efeito, não está claro, em princípio, se as conclusões obtidas com dados de São Paulo ou Goiás são generalizáveis para os municípios do restante do Brasil. Além disto, a distribuição espacial da ineficiência traz algumas indicações importantes, notadamente o fato de que há relativamente muito desperdício entre os municípios do Centro-Oeste, o que fica especialmente claro depois de eliminar a influência dos insumos não discricionários sobre os escores dos municípios do Nordeste.

Segundo, no lugar de analisar apenas a eficiência do gasto, como fazem os três estudos para municípios citados anteriormente, considera-se aqui os insumos trabalho e capital físico que são essenciais nessa área. Os produtos escolhidos buscam captar também as dimensões mais relevantes da produção: proficiência, repetência e abandono. Este aspecto por si só resulta em uma redução considerável da ineficiência estimada, que foi de 24% na primeira etapa do trabalho empírico. Rocha *et al.* (2013), na única investigação conhecida para municípios de todo o Brasil, encontram desperdício médio de quase 50% para retornos variáveis de escala usando o gasto em educação como o único insumo discricionário e o Ideb como produto.

Em terceiro lugar, o presente trabalho faz uma análise cuidadosa da influência das observações mais extremas sobre a fronteira de produção estimada. Na área da educação, apenas Delgado e Machado (2007) observam que escolas com desempenho excepcional podem prejudicar a mensuração pretendida. A técnica adotada aqui é conhecida como *jackstrap* e foi proposta por Sampaio de Sousa e Stošić (2005), sendo adequada para situações em que há muitas unidades tomadoras de decisão. Após eliminar os *outliers*, a ineficiência média cai para próximo de 12%. Mas há mudanças não apenas na média, mas em toda a distribuição.

Em quarto lugar, seguindo Simar e Wilson (2007), são adotadas técnicas de reamostragem apropriadas ao método DEA, visando estimar o viés de subestimação intrínseco aos escores não paramétricos e obter coeficientes e erros-padrão no modelo econométrico que apresentam melhores propriedades em amostras finitas. A ineficiência média ficou próxima a 17% após a correção dos escores. Houve mudanças também na regressão estimada, não cabendo aqui explorar os detalhes.

Em quinto lugar, após eliminar a influência dos fatores ambientais, o trabalho investiga a relação com algumas políticas específicas da área da educação, o que foi feito por meio dos testes F e Kolmogorov-Smirnov de comparação de grupos. Os resultados indicam que a existência de plano municipal de educação e consórcio público na área e a disseminação de programação de programas de reforço de aprendizagem e de redução das taxas de abandono ou reprovação estão associadas a maiores níveis de eficiência.

O presente estudo compreende outras quatro seções. A seção 2 mostra a estratégia empírica adotada. Na seção 3 descrevemos os dados e reportamos as estatísticas descritivas relevantes. Na seção 4 são apresentados os resultados encontrados na pesquisa. Por fim, a seção 5 faz as considerações finais.

## 2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O método adotado é conhecido como “DEA em dois estágios”, uma vez que combina a análise envoltória com modelos de regressão. No que diz respeito ao enfoque empírico adotado, o que diferencia este trabalho dos demais estudos sobre

eficiência na provisão de educação pública pelos municípios é a utilização intensiva de técnicas de amostragem. Os passos descritos na sequência mostram como elas foram usadas para lidar com observações influentes, estimar o viés dos escores de eficiência e viabilizar a inferência estatística.<sup>7</sup>

## 2.1 Método semiparamétrico

As análises de eficiência têm como principal referencial, na área de economia, a teoria da produção. No caso do ensino fundamental, as principais unidades tomadoras de decisão (DMUs) são as prefeituras, uma vez que grande parte das decisões acerca da alocação de recursos orçamentários foge do escopo de atuação das escolas.

O modelo empírico pressupõe que os  $N$  municípios defrontam-se com uma tecnologia comum ( $\Psi$ ). No que se segue, iremos denotar por  $x_n (x_{n1}, \dots, x_{np}) \in \mathbb{R}_+^p$  e  $y_n (y_{n1}, \dots, y_{nq}) \in \mathbb{R}_+^q$  os vetores de insumos e produtos da DMU  $n$  ( $n = 1, \dots, N$ ). Dado isso, o conjunto de possibilidade de produção (CPP) é formado pelos planos  $(x, y)$  factíveis:

$$P = \{(x, y) \in \mathbb{R}_+^{p+q} \mid x \text{ pode produzir } y\}. \quad (1)$$

Essa tecnologia não é observável, mas a técnica DEA possibilita chegar a uma estimativa  $\hat{P}$  a partir dos dados. Para tal, adota o expediente de programação linear matemática, aliado ao princípio da extrapolação mínima.

Segundo tal princípio, a estimativa  $\hat{P}$  é o menor subconjunto no espaço  $\mathbb{R}_+^p \times \mathbb{R}_+^q$  que contém os dados  $(x_n, y_n)$ , para todo  $n$ , e satisfaz certos pressupostos que podem variar de acordo com a aplicação. Entre essas condições de regularidade, as mais comuns são: *i*) o livre descarte de insumos e produtos; *ii*) a convexidade do conjunto de possibilidade de produção; e *iii*) algum tipo de retorno de escala.

A primeira condição significa ser possível produzir menos com mais, isto é,  $(x, y) \in P, x' \geq x$  e  $y' \leq y \Rightarrow (x', y') \in P$ . De acordo com a segunda, combinações convexas de planos de produção são factíveis, ou seja,  $(x, y) \in P, (x', y') \in P, \alpha \in [0, 1] \Rightarrow \alpha \cdot (x, y) + (1 - \alpha) \cdot (x', y') \in P$ . A terceira condição de regularidade atribui  $\gamma$ -retornos de escala à tecnologia de produção, onde  $\gamma = crs$  (retornos constantes de escala),  $drs$  (não crescentes),  $irs$  (não decrescentes) ou  $vrs$  (variáveis) são as hipóteses possíveis.

7. Simar e Wilson (2015) descrevem o estado da arte do campo da mensuração da eficiência técnica por meio de métodos não paramétricos e apresentam as principais soluções disponíveis para endereçar problemas empíricos como os que serão abordados a seguir. Em especial, a estimação de fronteiras de "ordem  $m$ " constitui uma alternativa interessante para lidar com *outliers* que pode ser explorada em trabalhos futuros, conforme indicou um parecerista desta revista. Para mais detalhes sobre este tópico, ver Simar (2003).

A tecnologia que será encontrada é a seguinte (Bogetoft e Otto, 2011):

$$\hat{\mathcal{P}}(\gamma) = \left\{ (x, y) \in \mathbb{R}_+^{p+q} \mid \exists n \in \Lambda^N(\gamma): x \geq \sum_{n=1}^N \lambda_n x_n, y \leq \sum_{n=1}^N \lambda_n y_n \right\}, \quad (2)$$

onde:<sup>8</sup>

$$\Lambda^N(crs) = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^N \mid \sum_{n=1}^N \lambda_n \text{ livre} \right\},$$

$$\Lambda^N(drs) = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^N \mid \sum_{n=1}^N \lambda_n \leq 1 \right\},$$

$$\Lambda^N(irs) = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^N \mid \sum_{n=1}^N \lambda_n \geq 1 \right\},$$

$$\Lambda^N(vrs) = \left\{ \lambda \in \mathbb{R}_+^N \mid \sum_{n=1}^N \lambda_n = 1 \right\}.$$

No que se refere à métrica de eficiência, é bastante usual trabalhar com medidas radiais ao invés de direcionais. Na orientação pelos produtos, que é adotada neste estudo, os índices radiais mensuram a mudança proporcional nos produtos que é factível, considerando os insumos como dados. Especificamente, o índice de Farrell da DMU  $o$  na orientação pelos produtos é dado pelo escalar abaixo (o índice de Shephard é a recíproca deste escalar):

$$\delta_o = \delta(x_o, y_o | \mathcal{P}) = \max\{\delta \in \mathbb{R}_+ \mid (x_o, \delta y_o) \in \mathcal{P}\}. \quad (3)$$

Geometricamente, esse escore de eficiência irá refletir a distância euclidiana paralela aos eixos dos produtos e perpendicular aos eixos dos insumos do ponto  $(x_o, y_o)$  até a fronteira da tecnologia de produção estimada.

8. O CPP mais amplo é o de retornos constantes, pois permite mudanças arbitrárias de escala ( $\sum_{n=1}^N \lambda_n$  livre). A tecnologia de retornos não crescentes permite mudanças radiais somente na direção da origem ( $\sum_{n=1}^N \lambda_n \leq 1$ ). O contrário é válido para a de retornos não decrescentes ( $\sum_{n=1}^N \lambda_n \geq 1$ ). A tecnologia de retornos variáveis envelopa melhor os dados, sendo definida pela intersecção desses dois últimos CPPs ( $\sum_{n=1}^N \lambda_n = 1$ ).

O programa DEA é dado por:

$$\begin{aligned}
 \hat{\delta}_o &= \max_{\delta, \lambda_1, \dots, \lambda_N} \delta \\
 \text{s.t.} \quad x_{oi} &\geq \sum_{n=1}^N \lambda_n x_{ni}, \quad (i = 1, \dots, p) \\
 \delta y_{oj} &\geq \sum_{n=1}^N \lambda_n y_{nj}, \quad (j = 1, \dots, q) \\
 \lambda &\in \Lambda^N(\gamma).
 \end{aligned} \tag{4}$$

Portanto, o problema de otimização descrito envolve, para cada DMU  $o$ , encontrar  $N + 1$  variáveis a partir de uma função objetivo linear e  $p + q + 1$  restrições lineares.

Para examinar os determinantes ambientais dos escores de eficiência e obter um *ranking* livre da influência desses fatores ( $z_n$ ), normalmente são empregados modelos de regressão em uma segunda etapa do procedimento. O ponto de partida deste estudo é a especificação *log*-linear abaixo:

$$\ln \delta_n = z_n \beta + \varepsilon_n, \quad (n = 1, \dots, N), \tag{5}$$

onde  $\beta$  denota o vetor de parâmetros que precisa ser estimado e  $\varepsilon_n$  é um termo de erro *i.i.d.* não correlacionado com  $z_n$ .

Os escores verdadeiros de eficiência  $\delta_n$  não são observáveis, mas sim uma versão  $\hat{\delta}_n$  estimada por meio da técnica DEA, que apresenta certa concentração de valores na fronteira de produção. Como em diversos outros estudos, optou-se pelo modelo Tobit. Dessa forma, temos:

$$\ln \hat{\delta}_n = z_n \beta + \xi_n \geq 0. \quad (n = 1, \dots, N), \tag{6}$$

onde  $\xi_n$  é *n.i.d.* com média 0 e variância  $\sigma_\xi^2$  constante entre as observações, sendo truncada à esquerda no ponto  $-z_n \beta$ .

Esse modelo decompõe a ineficiência em uma parcela que é exógena ( $z_n \beta$ ) e outra parte que reflete o desempenho aleatório da administração local ( $\xi_n$ ). Assim, as estimativas de máxima verossimilhança para  $\beta$  possibilitam chegar nos chamados escores residuais, que representam a ineficiência não correlacionada com fatores ambientais.

Os escores residuais podem ser normalizados da seguinte forma:

$$\tilde{\delta}_n = \exp(\xi_n - \xi_{\min}), \quad (n = 1, \dots, N), \quad (7)$$

onde  $\xi_{\min}$  denota o mínimo de  $\xi_n$  (DMU mais eficiente).

Cumpra observar que o modelo empírico descrito acima pode conduzir a análises equivocadas, uma vez que os escores são bastante sensíveis à presença de *outliers* quando calculados pela técnica DEA. Além disso, os estimadores apresentados não estão livres de viés. Apesar de consistentes, a convergência é muito lenta no modelo não paramétrico. Há também questões relacionadas à eficiência dos estimadores que precisam ser resolvidas. O restante da seção descreve a maneira escolhida para lidar com essas dificuldades práticas.

## 2.2 Outliers

A principal vantagem da técnica da DEA é a flexibilidade na adequação aos dados. A principal fraqueza, entretanto, reside no fato de não levar em consideração perturbações aleatórias nos dados, decorrentes, por exemplo, de erros de mensuração nas variáveis. Na ótica DEA, qualquer desvio em relação à fronteira de produção significa ineficiência.

Esses fatores fazem com que a mensuração pretendida seja sensível à presença de *outliers*, uma vez que a fronteira é constituída por combinações lineares dos pontos extremos da amostra. Sampaio de Sousa e Stošić (2005) propõem uma maneira de encontrar escores robustos a observações influentes, que é atrativa quando a quantidade de DMUs é elevada, pois não depende da inspeção visual dos dados.<sup>9</sup>

Essa técnica é denominada *jackstrap*, pois combina um esquema *jackknife* com a reamostragem estocástica *bootstrap* (o que reduz o custo computacional). Esses expedientes são usados para calcular a influência de cada observação sobre a fronteira de produção.

A alavancagem da DMU  $o$  refere-se ao impacto da sua retirada da amostra sobre a mensuração da eficiência das demais DMUs, podendo ser medida pelo desvio-padrão dos escores antes e depois:

$$\ell_o = \sqrt{\frac{\sum_{n=1; n \neq o}^N (\delta_n^{o^-} - \tilde{\delta}_n)^2}{N - 1}}, \quad (8)$$

9. Sampaio de Sousa e Stošić (2005) exemplificam a utilização dessa técnica em um exercício empírico com dados municipais brasileiros. Santos, Cribari-Neto e Sampaio de Sousa (2007) e Sampaio de Sousa, Cribari-Neto e Stošić (2005) fazem aplicações semelhantes para mensurar a eficiência nas principais áreas de atuação das prefeituras. Delgado e Machado (2007) empregam essa técnica nas suas análises sobre as escolas estaduais de Minas Gerais.

onde  $\{\hat{\delta}_n | n = 1, \dots, N\}$  refere-se aos escores calculados para cada DMU usando todos os dados, enquanto  $\{\hat{\delta}_n^o | n = 1, \dots, N; n \neq o\}$  denota os escores calculados sem a observação da DMU  $o$ .<sup>10</sup>

Os passos relevantes são descritos a seguir (Sampaio de Sousa e Stošić, 2005).

- 1) Selecionar aleatoriamente um subconjunto de  $L$  DMUs e calcular as alavancagens  $\tilde{\ell}_l$ , onde  $l$  assume  $L$  valores distintos sorteados do conjunto  $\{1, \dots, N\}$ , pois não há reposição.
- 2) Repetir o passo anterior  $B$  vezes para calcular as alavancagens  $\tilde{\ell}_{lb}$  ( $b = 1, \dots, B$ ), notando que, para  $B$  grande o suficiente, cada DMU  $l$  será selecionada  $n_l \approx BL/N$  vezes.
- 3) Calcular a média para cada DMU  $l$ :

$$\tilde{\ell}_l = \frac{\sum_{b=1}^{n_l} \tilde{\ell}_{lb}}{n_l}, \quad (9)$$

e a média global das alavancagens:

$$\tilde{\ell} = \frac{\sum_{l=1}^N \tilde{\ell}_l}{N}. \quad (10)$$

É possível atribuir menor chance de selecionar DMUs muito influentes no cálculo de distribuições empíricas via reamostragem, adotando uma função de probabilidade que penaliza a alavancagem elevada. Esses valores possibilitam também identificar e eliminar observações muito influentes para refazer os cálculos via DEA, sendo necessário escolher um valor de limiar.

Além de combinar essas duas ideias, a seguinte função de probabilidade (*heaviside step function*) apresentou os resultados mais satisfatórios nas simulações reportadas pelos autores:

$$P(\tilde{\ell}_o) = \begin{cases} 1, & \tilde{\ell}_o < \tilde{\ell}^* \\ 0, & \tilde{\ell}_o \geq \tilde{\ell}^* \end{cases}, \quad (11)$$

onde  $\tilde{\ell}^* = \tilde{\ell} \log N$  é o valor do limiar (que leva em consideração o tamanho da amostra de dados).

10. Para  $N$  grande, é praticamente proibitivo calcular alavancagens para todas as DMUs, uma vez que isso exigiria resolver  $N \times (N - 1)$  programas lineares.

### 2.3 Viés e imprecisão

A análise econométrica descrita anteriormente – modelo de regressão (6) – pode ser comprometida, pois o estimador de  $\beta$  tende a ser enviesado, além de impreciso, devido aos problemas descritos no que se segue.

É importante notar que, embora a estimativa DEA dos escores seja consistente, a taxa de convergência é muito baixa e depende da dimensionalidade do plano de produção (maldição da dimensionalidade) (Kneip, Park e Simar, 1998):

$$\hat{\delta}_o = \delta_o + O_p \left( N^{-\frac{2}{p+q+1}} \right). \quad (12)$$

As análises descritas anteriormente são válidas assintoticamente. No entanto, três problemas precisam ser considerados para melhorar as propriedades do estimador em amostras finitas.

Em primeiro lugar, os resíduos  $\xi_n$  são serialmente correlacionados. Isso decorre do fato de que os escores DEA dependem das observações de  $(x, y)$  de maneira complexa por intermédio do CPP. Essa estrutura de correlação, que é desconhecida, deve contaminar a distribuição dos resíduos.

Segundo, as variáveis que integram o plano de produção  $(x_n, y_n)$  são correlacionadas com os fatores ambientais no vetor  $z_n$  (caso contrário, não haveria motivação para as análises econométricas). Isso, por sua vez, faz com que os resíduos  $\xi_n$  sejam correlacionados com as variáveis de  $z_n$ .

Em terceiro lugar, os próprios escores são enviesados para baixo (subestimam a real ineficiência), uma vez que o CPP estimado via DEA constitui uma aproximação interior da tecnologia. Esse viés tende a ser maior em regiões esparsas do CPP, pois há menos informação em relação à localização da fronteira. Trata-se de outro canal pelo qual os resíduos  $\xi_n$  podem estar correlacionados com  $(x_n, y_n)$  e, por conseguinte, com  $z_n$ .

Esses problemas podem ser contornados com o auxílio de técnicas de reamostragem. Contudo, chama-se atenção para o fato de que o *bootstrap* usual não se aplica no caso da técnica DEA (Simar e Wilson, 1998).<sup>11</sup>

Simar e Wilson (2007) propõem um algoritmo (que aplica *bootstrap* duas vezes nos dados) para corrigir o viés e aumentar a precisão.

11. Não faz sentido reamostrar  $B$  vezes diretamente  $\hat{\delta}_n$  para calcular os momentos necessários e realizar testes de hipóteses, pois tal procedimento considera que toda a diferença entre os escores é aleatória. Contudo, também não é adequado reamostrar o conjunto  $\mathcal{C}$  e, para cada réplica  $\mathcal{C}^b$ , calcular a tecnologia  $\hat{\mathcal{P}}^b$  e os escores  $\delta_n^b$  ( $n = 1, \dots, N$ ), uma vez que isso irá produzir  $\delta_n^b \leq 1$  sempre que  $(x_n, y_n) \notin \hat{\mathcal{P}}^b$ .



- 1) Usando os dados originais  $P = \{(x_n, y_n); n = 1, \dots, N\}$ , calcular os escores  $\hat{\delta}_n = \hat{\delta}(x_n, y_n | \hat{P})$  ( $n = 1, \dots, N$ ) com base no programa (4).
- 2) Usar o método de máxima verossimilhança para obter estimativas  $\hat{\beta}$  de  $\beta$  e  $\hat{\sigma}_\xi$  de  $\sigma_\xi$  na regressão de  $\ln \hat{\delta}_n$  em  $z_n$  conforme (6), usando as  $M < N$  observações que obtiveram  $\hat{\delta}_n > 1$ .
- 3) Repetir os passos (3.1) a (3.4)  $L_1$  vezes para obter  $N$  conjuntos de estimativas *bootstrap*  $\mathcal{A}_n = \{\hat{\delta}_{nb}^*\}_{b=1}^{L_1}$ .
  - 3.1) Para  $n = 1, \dots, N$ , sortear  $\xi_n$  da distribuição  $N(0, \hat{\sigma}_\xi^2)$  truncada em  $(-z_n \hat{\beta})$ .
  - 3.2) Computar  $\ln \delta_n^* = z_n \hat{\beta} + \xi_n$  ( $n = 1, \dots, N$ ).
  - 3.3) Definir  $x_n^* = x_n, y_n^* = y_n \hat{\delta}_n / \delta_n^*$  ( $n = 1, \dots, N$ ).
  - 3.4) Computar  $\delta_n^* = \delta(x_n, y_n | \hat{P}^*)$  ( $n = 1, \dots, N$ ), onde  $\hat{P}^*$  é obtido de (2) substituindo  $(x, y)$  por  $(x^*, y^*)$ .
- 4) Usando as estimativas em  $\mathcal{A}_n$  e o estimador original  $\hat{\delta}_n$ , calcular o estimador com correção de viés  $\hat{\delta}_n = 2\hat{\delta}_n - \frac{1}{L_1} \sum_{b=1}^{L_1} \delta_{n,b}^*$  ( $n = 1, \dots, N$ ).<sup>12</sup>
- 5) Usar o método da máxima verossimilhança para estimar a regressão de  $\ln \hat{\delta}_n$  em  $z_n$  e obter as estimativas  $(\hat{\beta}, \hat{\sigma}_\xi)$ .
- 6) Repetir os passos (6.1) a (6.3)  $L_2$  vezes para obter um conjunto de estimativas *bootstrap*  $\mathcal{B}_n = \{\hat{\beta}^*, \hat{\sigma}_\xi^*\}_{b=1}^{L_2}$ .
  - 6.1) Para  $n = 1, \dots, N$ , sortear  $\xi_n$  da distribuição  $N(0, \hat{\sigma}_\xi^2)$  truncada em  $(-z_n \hat{\beta})$ .
  - 6.2) Computar  $\ln \delta_n^{**} = z_n \hat{\beta} + \xi_n$  ( $n = 1, \dots, N$ ).
  - 6.3) Usar o método da máxima verossimilhança para estimar a regressão de  $\ln \delta_n^{**}$  em  $z_n$  e obter as estimativas  $(\hat{\beta}, \hat{\sigma}_\xi)$ .
- 7) Usar os valores de *bootstrap* em  $\mathcal{B}$  e as estimativas originais  $\hat{\beta}, \hat{\sigma}_\xi$  para construir intervalos de confiança para cada elemento de  $\beta$  e para  $\sigma_\xi$ .<sup>13</sup>

12. Vale lembrar que viés  $p_n = E_p(\hat{\delta}_n) - \delta_n$ . O estimador *bootstrap* calcula  $\widehat{\text{viés}}_n = \bar{\delta}_n^* - \hat{\delta}_n$ , onde  $\bar{\delta}_n^* = \frac{1}{L_1} \sum_{b=1}^{L_1} \delta_{n,b}^*$  como aproximação para viés  $p_n = E_p(\hat{\delta}_n) - \delta_n$  (Simar e Wilson, 1998). Segue que a eficiência com correção de viés é dada por  $\hat{\delta}_n = \hat{\delta}_n - \widehat{\text{viés}}_n = 2\hat{\delta}_n - \bar{\delta}_n^*$ .

13. Vale ressaltar que, como o passo (1) gera a estimativa  $\hat{\delta}_n$  consistente de  $\delta_n$ , segue que o método de máxima verossimilhança usado no passo (2) produz a estimativa  $\hat{\beta}$  do vetor  $\beta$  que também é consistente. Contudo, a usual taxa de convergência  $\sqrt{n}$  não é verificada. Em face disso, os passos (3) e (4) aplicam o *bootstrap* nesses dados para chegar à estimativa  $\hat{\delta}$  com correção de viés. Finalmente, os passos (5) e (6) executam um *bootstrap* paramétrico no modelo de regressão não linear, enquanto o passo (7) usa os percentis da distribuição empírica para construir intervalos de confiança para os parâmetros relevantes.

### 3 BASE DE DADOS

Esta seção mostra os dados usados nas análises empreendidas. Inicialmente é feita uma breve descrição das variáveis. Na sequência são reportados os resultados da análise de componentes principais. A última parte mostra algumas estatísticas descritivas.

Há duas diferenças principais em relação aos estudos anteriores no tocante aos dados, que devem ser destacadas antes de prosseguir. Primeiro, o presente trabalho considera que as DMUs relevantes são as prefeituras e usa informações dos municípios de todo o Brasil nas estimativas. Este aspecto é importante, sobretudo do ponto de vista da validade externa dos resultados. Em segundo lugar, em vez de estimar a eficiência do gasto apenas, considera um rol amplo de insumos, incluindo medidas de trabalho e capital físico. Da mesma forma, os produtos abrangem as diferentes dimensões da produção na área, incluindo a proficiência dos alunos e a incidência de reprovação e abandono nas escolas.

#### 3.1 Descrição das variáveis

As principais fontes consultadas para a análise de eficiência foram o Inep e o FNDE. As análises de regressão, assim como a comparação de distribuições por intermédio de indicadores de gestão, contaram com dados de outros órgãos, como o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud).

As bases de dados do Inep usadas foram o Censo da Educação Básica (Censo Escolar) e a Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Prova Brasil), que consiste na parte quase censitária do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb), abrangendo as escolas públicas urbanas e rurais do ensino fundamental que tenham pelo menos vinte alunos matriculados nas séries avaliadas. No caso do FNDE, as análises contaram com dados do Siope.

A definição realista do rol de insumos e produtos da educação é relevante para as análises de eficiência.<sup>14</sup> O quadro 1 descreve as variáveis empregadas no estudo. Cabe observar que elas se referem a médias extraídas das escolas cuja dependência administrativa é municipal. Os dados abrangem os anos iniciais do ensino fundamental (primeiro ao quinto), pois os municípios têm atuação prioritária nessas séries.

No que se refere aos produtos, são consideradas três variáveis que captam dimensões distintas da qualidade na área da educação: proficiência em matemática (*nota\_mt*), inverso da taxa de distorção idade-série (*inv\_tx\_distorcao*) e inverso da taxa de abandono (*inv\_tx\_abandono*). No tocante aos insumos, são adotadas *proxies* dos insumos trabalho, capital físico e financeiro, que compõem a função de

---

14. Se o CPP abranger insumos e produtos que importam pouco, isso deve levar à classificação incorreta de DMUs como eficientes em decorrência da ausência de pares para comparação ou porque algumas unidades especializaram-se em produtos irrelevantes. Vale notar também que a técnica sofre da maldição da dimensionalidade – ver seção 2, equação (12).

produção educacional. Especificamente, as variáveis empregadas são o número de professores com ensino superior por matrícula (*prof\_es*), horas-aula (*horas\_aula*), salas de aula por matrícula (*num\_salas*), um índice de infraestrutura que abrange outras instalações disponíveis (*pca\_k*) e o gasto por aluno (*gasto\_aluno*).

QUADRO 1  
Insumos e produtos (2011)

Variável	Definição	Descrição	Fonte
<i>prof_es</i>	Número de professores com ensino superior por matrícula	É feita a contagem do número de professores com ensino superior e do número de matrículas separadamente para as séries iniciais do EF nas escolas de dependência administrativa municipal.	Censo Escolar/Inep
<i>horas_aula</i>	Número médio de horas-aula diária	O Inep disponibiliza o número médio de horas-aula de forma separada para os anos iniciais do EF nas escolas de dependência administrativa municipal.	Censo Escolar/Inep
<i>num_salas</i>	Número de salas existentes por matrícula	É feita a contagem do número total de salas existentes e o número total de alunos no EF nas escolas de dependência administrativa municipal.	Censo Escolar/Inep
<i>pca_k</i>	Infraestrutura: instalações auxiliares disponíveis nas escolas	PCA na proporção de escolas que contam com biblioteca, sala de leitura, laboratório de informática, laboratório de ciências, quadra de esportes, sala de professores e sala da diretoria.	Censo Escolar/Inep
<i>gasto_aluno</i>	Gasto em MDE por matrícula	Considera-se, no orçamento municipal, a função 12 (educação), subfunção 361 (EF). Enquadram-se nos gastos com MDE aqueles previstos na LDB, artigo 70. O denominador é dado pelo número de matrículas. A variável usada foi a média do indicador entre 2008 e 2011.	Siope/FNDE e Censo Escolar/Inep
<i>nota_mt</i>	Proficiência média em matemática	Nota média em matemática obtida pelos alunos do quinto ano do EF nas escolas de dependência administrativa municipal. O Inep pondera os alunos, as turmas e as escolas para fazer os cálculos de média.	Prova Brasil/Inep
<i>inv_tx_distorcao</i> <sup>1</sup>	Inverso da taxa de distorção idade-série	Essa taxa indica, entre os alunos matriculados, a proporção de matrículas fora da idade correta. O Inep disponibiliza a taxa de distorção separadamente para as séries iniciais do EF nas escolas municipais.	Censo Escolar/Inep
<i>inv_tx_abandono</i> <sup>2</sup>	Inverso da taxa de abandono	Essa taxa indica a porcentagem de alunos que deixaram de frequentar a escola após a data de referência do Censo Escolar. O Inep faz os cálculos separadamente para as séries iniciais do EF nas escolas municipais.	Censo Escolar/Inep

Elaboração do autor.

Notas: <sup>1</sup> Vamos considerar o Censo do ano  $t$  e a série  $k$  do ensino fundamental, cuja idade adequada é de  $i$  anos. A taxa calculada pelo Inep é dada pelo quociente entre o número de alunos que, no ano  $t$ , completam  $i + 2$  anos ou mais (nascimento antes de  $t - [i + 1]$ ), e a matrícula total na série  $k$ .

<sup>2</sup> Taxa de abandono =  $[ABA / (APR + REP + ABA)]$ , onde: ABA = número de alunos que deixaram de frequentar; APR = número de alunos que aprovaram; e REP = número de alunos que reprovaram. Nos casos em que ABA = 0, imputamos o valor 1.000 para essa variável.

Obs.: EF = ensino fundamental; MDE = manutenção e desenvolvimento do ensino; LDB = Lei nº 9.394, de dezembro de 1996, conhecida como Lei de Diretrizes e Bases da Educação.

A variável de infraestrutura é elaborada por meio da análise de componentes principais (PCA) aplicada na proporção de escolas que contam com biblioteca, sala de leitura,

laboratório de informática, laboratório de ciências, sala de professores e sala da diretoria.<sup>15</sup> Os resultados referentes a tal análise são reportados mais à frente.

Com relação às demais variáveis usadas, adota-se aqui a distinção entre fatores ambientais e de gestão da área da educação. Os primeiros são variáveis exógenas que estão fora do controle no curto prazo, ao passo que os últimos refletem escolhas realizadas pelos gestores.

Entre os fatores ambientais, estão incluídos a proporção de escolas urbanas (*urbana*) e o número total de matrículas (*lmat*). Ambas foram extraídas do Censo Escolar e buscam captar, respectivamente, as condições mais desfavoráveis enfrentadas no campo e as possíveis economias de escala ou efeitos de congestionamento na oferta de educação. Dos questionários da Prova Brasil (respondidos pelos alunos e professores) foram obtidos o percentual de alunos que trabalham (*trab\_aluno*), o percentual de pais que frequentam as reuniões escolares “sempre” ou “quase sempre” (*reuniao\_pais*) e o percentual de professores que exercem outra atividade fora da área da educação (*prof\_outro\_trab*).

As demais variáveis deste grupo foram extraídas do Atlas do Desenvolvimento Humano 2013.<sup>16</sup> São elas: a renda domiciliar média *per capita* (*renda\_pc*), a taxa de desemprego (*tx\_des*), o percentual de crianças pobres (*pob\_crianca*), o coeficiente de Gini da renda (*gini*), o percentual de domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados (*tx\_agua\_esgoto*), a esperança de vida ao nascer (*exp\_vida*), a mortalidade infantil (*mort\_infantil*) e a taxa de analfabetismo (*tx\_analf*).

Grande parte das variáveis relacionadas à gestão foram obtidas da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (Munic) do IBGE. São elas: a existência de plano municipal de educação (*plano\_munic*), consórcio público intermunicipal, com o estado ou a União (*cons\_pub*), consórcio administrativo intermunicipal, com o estado ou a União (*cons\_adm*), convênio de parceria com o setor privado (*conv\_priv*) e apoio privado ou de comunidades (*apoio\_priv*).

Outras vieram dos questionários da Prova Brasil (agora os respondidos pelos diretores). Calculou-se o percentual de escolas que adotam programas de redução das taxas de abandono ou reprovação (*reduc\_abandono*), o percentual dos que desenvolvem regularmente programa de apoio ou reforço de aprendizagem (*reforco*), o percentual em que o diretor assumiu por meio de indicação (*dir\_indicacao*) e o percentual em que mais da metade dos professores possui vínculo estável (*prof\_vinculo*).<sup>17</sup>

15. As condições das instalações escolares (energia e água pública, esgoto sanitário, banheiros etc.) não comparecem entre os insumos, pois fica a impressão de que a variabilidade relevante desaparece quando se tira a média municipal. Equipamentos audiovisuais de apoio ao ensino (televisores, videocassete, DVD e retroprojetores) são desconsiderados, uma vez que é bastante questionável a influência exercida por esses itens. No caso de computadores, internet e banda larga, observa-se proporção elevada de não respostas.

16. Elaborado pelo Pnud e instituições parceiras com base nos dados do Censo Demográfico de 2010.

17. Diferentemente dos indicadores da Munic, as variáveis obtidas dos questionários da Prova Brasil são contínuas e tiveram que ser dicotomizadas. O limite do primeiro quartil da distribuição foi o valor de corte escolhido. Ver tabela 6 mais à frente.

### 3.2 Análise de componentes principais

A aplicação da técnica de estatística multivariada, denominada PCA, surge da necessidade de incorporar no modelo empírico a variabilidade percebida na infraestrutura média das escolas entre os municípios, sem aumentar demais a dimensionalidade do vetor de insumos.

Para uma descrição do método PCA, ver, por exemplo, Mardia, Kent e Bibby (1979). Faz-se aqui uma breve exposição, seguindo Mingoti (2005), para auxiliar na interpretação dos resultados reportados na sequência.

O vetor  $x_k$  de dimensão  $p_k \times 1$  contém as variáveis que indicam a proporção de escolas que contam com as instalações auxiliares em um dado município. O vetor de médias é indicado por  $\mu_k$ , enquanto  $\Sigma_{p_k \times p_k}$  denota a matriz de covariância. Os autovalores de  $\Sigma$  são indicados por  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_{p_k}$ , sendo seus respectivos autovetores normalizados dados por  $e_i$  ( $i = 1, 2, \dots, p_k$ ).

Seja  $\tilde{x}_k = O'x_k$ , onde  $O = [e_1 \ e_2 \ \dots \ e_{p_k}]$  é a matriz ortogonal ( $p_k \times p_k$ ) formada pelos autovetores de  $\Sigma$  (matriz de *loadings*). A matriz de covariância de  $\tilde{x}_k$  é dada por  $\Omega = O\Sigma O$ , onde  $\Omega$  é diagonal, sendo formada pelos autovalores ordenados de  $\Sigma$ . A  $j$ -ésima componente principal de  $\Sigma$  é dada por  $\tilde{x}_{jk} = e_j'x_{jk}$ , sendo  $\text{var}[\tilde{x}_{jk}] = \lambda_j$  e  $\text{cov}[\tilde{x}_{jk}, \tilde{x}_{lk}] = 0$  sempre que  $j \neq l$ . Dessa forma, a matriz de dados  $X_{p_k}$  ( $p_k \times N$ ) deve ser multiplicada por  $O'$  para se chegar nos valores numéricos das componentes principais, conhecidos como escores.<sup>18</sup>

As estatísticas descritivas das variáveis de infraestrutura consideradas são mostradas na tabela 1 ( $N = 5.563$ ;  $p = 7$ ). A PCA permitiu reduzir essa dimensionalidade, pois consiste em um resumo parcimonioso da variabilidade encontrada nos dados.

TABELA 1  
Estatística descritiva (infraestrutura)

Variável	N = 5.563				
	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação
<i>biblioteca</i>	0,00	1,00	0,21	0,24	1,15
<i>sala_leitura</i>	0,00	1,00	0,11	0,17	1,63
<i>lab_informatica</i>	0,00	1,00	0,28	0,24	0,88
<i>lab_ciencias</i>	0,00	1,00	0,02	0,07	3,84
<i>quadra_esportes</i>	0,00	1,00	0,17	0,22	1,28
<i>sala_professor</i>	0,00	1,00	0,39	0,29	0,76
<i>sala_diretoria</i>	0,00	1,00	0,52	0,31	0,60

Fonte: Censo Escolar.  
Elaboração do autor.

18. É importante perceber que cada autovetor promove uma rotação distinta nos dados, sendo cada uma delas ortogonal às demais. A primeira dessas rotações é a combinação linear padronizada (soma dos quadrados dos pesos é igual à unidade) das variáveis, que obtém a maior variância possível. A segunda combinação novamente maximiza a variância, mas é restrita pela exigência de ser ortogonal ao primeiro autovetor. E assim por diante.

Na prática, trabalhamos apenas com a primeira componente principal da matriz de covariância reportada na tabela 2. Como todas as variáveis estão na mesma escala, não há necessidade de se trabalhar com a matriz de correlação. Por isso, a padronização adotada consistiu em centralizar as variáveis em torno de seus respectivos valores médios.

TABELA 2  
Matriz de covariância (infraestrutura)

	<i>biblioteca</i>	<i>sala_leitura</i>	<i>lab_informatica</i>	<i>lab_ciencias</i>	<i>quadra_esportes</i>	<i>sala_professor</i>	<i>sala_diretoria</i>
<i>biblioteca</i>	0,0563	0,0028	0,0290	0,0050	0,0247	0,0397	0,0380
<i>sala_leitura</i>	0,0028	0,0304	0,0138	0,0022	0,0125	0,0204	0,0206
<i>lab_informatica</i>	0,0290	0,0138	0,0598	0,0050	0,0282	0,0425	0,0448
<i>lab_ciencias</i>	0,0050	0,0022	0,0050	0,0055	0,0047	0,0054	0,0053
<i>quadra_esportes</i>	0,0247	0,0125	0,0282	0,0047	0,0470	0,0399	0,0369
<i>sala_professor</i>	0,0397	0,0204	0,0425	0,0054	0,0399	0,0864	0,0654
<i>sala_diretoria</i>	0,0380	0,0206	0,0448	0,0053	0,0369	0,0654	0,0976

Elaboração do autor.

A tabela 3 traz os resultados encontrados pela PCA. A componente principal 1 (PC1), que está relacionada ao maior autovalor, resume a maior parte da variância total (62,9%) e tem uma interpretação simples. Como todas as variáveis apresentam o mesmo sinal, ela pode ser vista como o vetor de pesos para o índice de infraestrutura médio. A dispersão do índice PC1 para os municípios é mostrada no gráfico 1.<sup>19</sup>

As demais componentes principais (PC2 a PC7) apresentaram sinais contrários para algumas variáveis. De acordo com a interpretação usual, PC2 (10,2% da variância total) compara a proporção de escolas que têm biblioteca com os itens sala de leitura e sala da diretoria, enquanto PC7 (1,2% da variância) reflete essencialmente a proporção de escolas que contam com laboratório de ciências. Para interpretar as demais componentes, basta aplicar raciocínio semelhante.

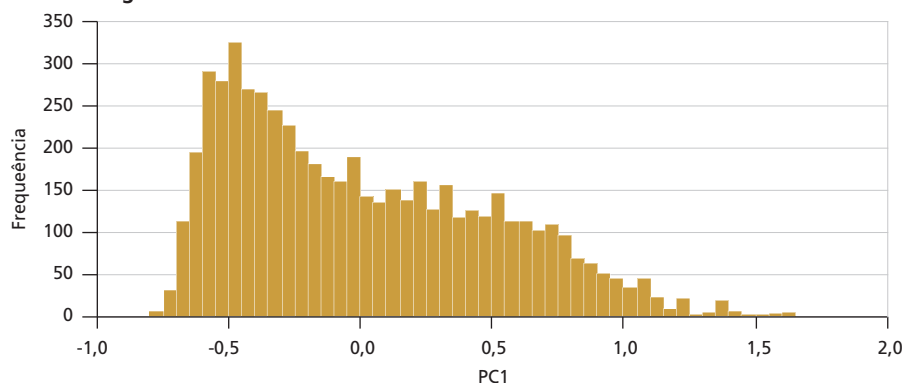
19. A variável *pca\_k* é formada pelos escores de PC1 normalizados (normalização linear no intervalo [0, 1]). Essa variável satisfaz a restrição de positividade do programa. Os municípios que obtiveram valores iguais a zero foram excluídos da amostra de dados devido à ausência de informações para outras variáveis.

TABELA 3  
Componentes principais (infraestrutura)

	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6	PC7
<i>biblioteca</i>	0,34	0,76	-0,19	-0,04	-0,04	0,51	0,07
<i>sala_leitura</i>	0,16	-0,51	0,32	-0,11	-0,11	0,76	0,05
<i>lab_informatica</i>	0,38	0,11	0,56	0,68	-0,20	-0,17	0,03
<i>lab_ciencias</i>	0,05	0,04	0,05	0,00	0,04	0,07	-0,99
<i>quadra_esportes</i>	0,33	0,06	0,40	-0,34	0,77	-0,13	0,06
<i>sala_professor</i>	0,54	-0,07	0,03	-0,56	-0,54	-0,33	-0,02
<i>sala_diretoria</i>	0,56	-0,36	-0,62	0,32	0,25	-0,01	-0,01

Elaboração do autor.

GRÁFICO 1  
Histograma dos escores de PC1



Elaboração do autor.

### 3.3 Estatística descritiva

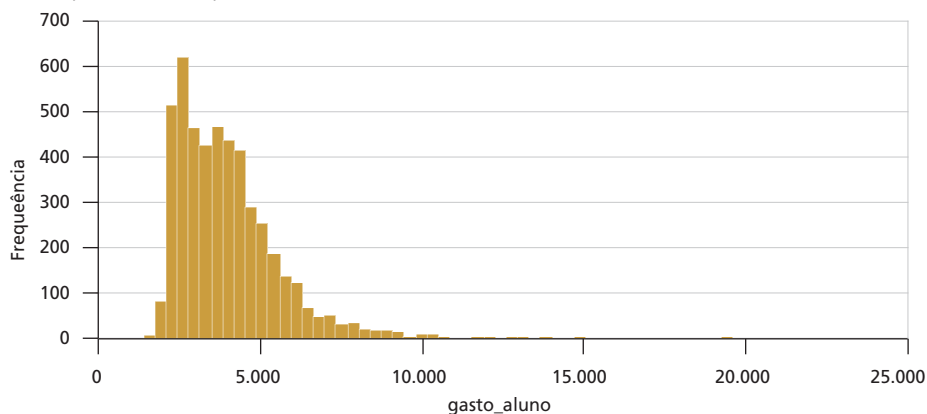
Os escores PC1 normalizados apresentam baixa correlação com o gasto por aluno ( $r \approx 0,35$ ). A associação do gasto por aluno é maior com o número de salas por matrícula ( $r \approx 0,5$ ), que também mensura a infraestrutura das escolas. Embora seja baixa a correlação com o número médio de horas-aula ( $r \approx 0,32$ ), o mesmo não pode ser dito no que se refere ao número de professores com ensino superior por matrícula ( $r \approx 0,52$ ).

Essas ordens de magnitude encontradas motivam a inclusão do gasto por aluno como um insumo adicional na função de produção. O gráfico 2 evidencia que a distribuição dessa variável é bastante assimétrica.<sup>20</sup>

20. Há sinais de erros de mensuração nas despesas por matrícula, como valores muito elevados em certas localidades. É impossível visualizar a situação de alguns municípios, como Magda (São Paulo), São João de Iracema (São Paulo), Jateí (Mato Grosso do Sul), Pinhal da Serra (Rio Grande do Sul), Abdon Batista (Santa Catarina) e Mirante do Paranapanema (São Paulo), que tiveram valores acima de R\$ 15 mil por ano. Vários municípios de Alagoas, do Maranhão e do Pará reportaram valores médios abaixo de R\$ 2 mil.

GRÁFICO 2  
Histograma do gasto por aluno

(Em R\$ de 2011)



Fonte: Siope.  
Elaboração do autor.

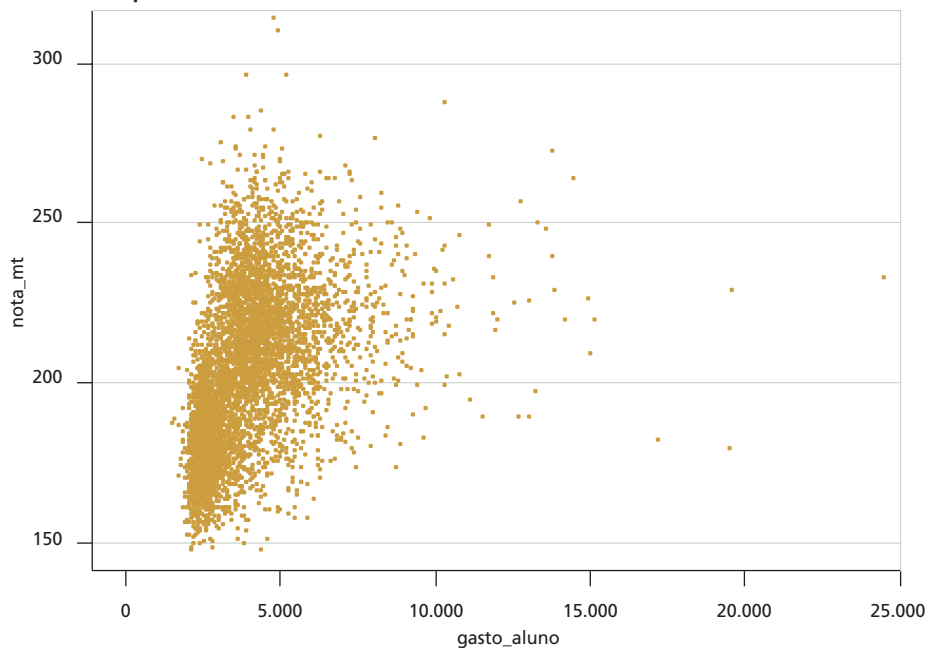
Cumprir notar que a relação entre as despesas por matrícula e a nota média em matemática na Prova Brasil é relativamente fraca ( $r \approx 0,43$ ). O mesmo pode ser dito sobre os demais produtos. A associação com o inverso da taxa de abandono é semelhante ( $r \approx 0,45$ ), mas o inverso da taxa de distorção apresenta correlação ainda mais baixa ( $r \approx 0,35$ ).

A fim de ilustrar este fato, o gráfico 3 mostra a relação do gasto por aluno e o desempenho médio no teste padronizado por município. Fica claro que tal associação é mais relevante para níveis baixos de despesa.

A tabela 4 faz a descrição dos insumos e produtos da educação pública usados no programa DEA. A tabela 5 apresenta as estatísticas relevantes dos fatores ambientais usados no modelo econométrico. Por fim, a tabela 6 faz análise semelhante para as variáveis relacionadas à gestão.



**GRÁFICO 3**  
**Gasto por aluno x nota de matemática na Prova Brasil**



Fonte: Siope e Prova Brasil.  
 Elaboração do autor.

**TABELA 4**  
**Estatística descritiva (insumos e produtos)**

Variável	N = 4.757				
	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação
<i>prof_es</i>	0,00	0,14	0,04	0,02	0,51
<i>horas_aula</i>	3,50	9,70	4,31	0,50	0,12
<i>num_salas</i>	0,00	0,18	0,01	0,01	1,23
<i>pca_k</i>	0,01	1,00	0,32	0,21	0,64
<i>gasto_aluno</i>	1.511,44	24.456,35	4.007,08	1.673,08	0,42
<i>nota_mt</i>	147,94	314,46	204,29	25,61	0,13
<i>inv_tx_distorcao</i>	1,46	333,33	9,35	13,93	1,49
<i>inv_tx_abandono</i>	4,29	1.000,00	370,90	403,15	1,09

Fonte: Censo Escolar, Siope e Prova Brasil.  
 Elaboração do autor.

Cabe observar que o conjunto de 4.757 observações é menor que o total de 5.563 municípios existentes no Brasil em 2011. Essa perda de 806 observações, equivalente a 14,5% do universo estudado, deve-se principalmente ao fato de que, mesmo após tomar as médias dentro de cada município (ignorando a falta de dados para algumas escolas), foram detectadas ausências de informações para algumas das variáveis descritas anteriormente.

**TABELA 5**  
**Estatística descritiva (fatores ambientais)<sup>1</sup>**

Variável	N = 4.757				
	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação
<i>urbana</i>	0,00	1,00	0,47	0,33	0,70
<i>lmat</i>	-2,63	6,29	0,36	1,17	3,28
<i>lrenda_pc</i>	-0,04	3,02	1,46	0,50	0,34
<i>tx_des</i>	0,00	0,42	0,07	0,04	0,53
<i>pob_criana</i>	0,00	0,85	0,34	0,22	0,65
<i>gini</i>	0,28	0,80	0,50	0,07	0,13
<i>trab_aluno</i>	0,00	0,62	0,17	0,08	0,47
<i>prof_outro_trab</i>	0,00	1,00	0,08	0,16	1,90
<i>tx_agua_esgoto</i>	0,00	0,85	0,10	0,13	1,36
<i>exp_vida</i>	0,65	0,79	0,73	0,03	0,04
<i>mort_infantil</i>	0,09	0,47	0,20	0,07	0,37
<i>tx_analf</i>	0,01	0,44	0,16	0,10	0,60
<i>reuniao_pais</i>	0,05	1,00	0,59	0,11	0,19

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Variáveis que denotam porcentagem foram expressas como proporção. O número de matrículas foi transformado para milhares antes de tirar o logaritmo. Da mesma forma, a renda por habitante foi convertida para centenas de reais. A expectativa de vida e a mortalidade infantil também foram divididas por 100.

**TABELA 6**  
**Estatística descritiva (variáveis relacionadas à gestão)**

Variável	N = 4.757						N(I=1)
	Mínimo	1º quartil	Mediana	Média	3º quartil	Máximo	
<i>plano_munic</i>	0,00	0,00	1,00	0,62	1,00	1,00	2.927
<i>cons_pub</i>	0,00	0,00	0,00	0,13	0,00	1,00	620
<i>cons_adm</i>	0,00	0,00	0,00	0,24	0,00	1,00	1.149
<i>conv_priv</i>	0,00	0,00	0,00	0,13	0,00	1,00	639
<i>apoio_priv</i>	0,00	0,00	0,00	0,08	0,00	1,00	401
<i>reduc_abandono</i>	0,00	0,38	0,79	0,66	1,00	1,00	2.378
<i>reforco</i>	0,00	0,67	1,00	0,80	1,00	1,00	3.556
<i>dir_indicacao</i>	0,00	0,57	1,00	0,75	1,00	1,00	3.571
<i>prof_vinculo</i>	0,00	0,71	1,00	0,81	1,00	1,00	3.540

Elaboração do autor.

## 4 RESULTADOS

Na sequência são reportados os resultados encontrados por meio da técnica DEA em dois estágios e dos testes de comparação de grupos. Inicialmente é examinado o impacto da reamostragem nos escores de eficiência. Em seguida são apresentados os resultados das regressões dos escores nos fatores ambientais. Para encerrar, a influência da gestão é avaliada comparando as distribuições dos escores residuais.<sup>21</sup>

### 4.1 Reamostragem

Como explicado anteriormente (subseção 2.2), a estimativa não paramétrica da função de produção é bastante sensível à presença de *outliers*. Em virtude disso, com o auxílio da técnica *jackstrap*, foram computados índices para mensurar a influência de cada um dos 4.757 municípios presentes na base de dados. Especificamente, foram construídas  $B = 2.000$  réplicas de amostras aleatórias (bolhas) de tamanho  $L = 500$  para calcular a alavancagem média de cada um deles, assim como o valor de limiar.

TABELA 7  
Resultados da técnica *jackstrap* ( $L = 500$ ;  $B = 2.000$ )

Região	UF	Número de municípios	<i>crs</i> (limiar = $0,975 \times 10^{-3}$ )			<i>vrs</i> (limiar = $0,930 \times 10^{-3}$ )			<i>nrs</i> (limiar = $0,756 \times 10^{-3}$ )		
			<i>Leverage</i> $\times 10^3$	Total <i>hits</i>	<i>Leverage hits</i>	<i>Leverage</i> $\times 10^3$	Total <i>hits</i>	<i>Leverage hits</i>	<i>Leverage</i> $\times 10^3$	Total <i>hits</i>	<i>Leverage hits</i>
CO	GO	2	1,99	226,5	179,0	1,11	226,5	172,5	1,14	226,5	173,5
	MT	2	1,44	207,0	175,5	0,43	207,0	123,0	0,21	207,0	94,0
	MS	1	1,91	189,0	150,0	1,56	189,0	151,0	1,93	189,0	157,0
NE	AL	4	0,55	215,0	110,3	1,62	215,0	143,3	0,41	215,0	102,5
	BA	61	2,85	211,9	137,6	3,34	211,9	165,7	2,33	211,9	137,3
	CE	29	6,32	211,0	169,3	5,24	211,0	164,3	4,80	211,0	153,2
	MA	11	2,95	202,5	130,0	3,03	202,5	157,5	1,67	202,5	133,4
	PB	2	3,73	195,5	177,0	4,03	195,5	177,0	3,12	195,5	176,0
	PE	13	2,09	212,0	128,6	2,48	212,0	150,6	2,29	212,0	142,4
	PI	8	3,20	210,8	122,9	3,34	210,8	155,9	2,65	210,8	110,5
N	AC	2	0,93	228,0	133,5	1,37	228,0	160,5	1,34	228,0	159,0
	AM	8	5,32	214,1	170,5	5,35	214,1	170,9	4,91	214,1	167,5
	PA	31	3,63	206,9	154,8	4,11	206,9	165,3	2,86	206,9	153,8
	RO	1	1,39	193,0	150,0	0,51	193,0	101,0	0,46	193,0	98,0
	TO	4	1,97	201,0	167,8	0,78	201,0	120,3	0,60	201,0	105,0

(Continua)

21. A implementação da técnica *jackstrap*, descrita em Sampaio de Sousa e Stošić (2005), contou com o aplicativo disponibilizado por Borko Stošić em sua página pessoal na internet: <<https://goo.gl/Sf38nk>>. A aplicação do método DEA semiparamétrico valeu-se dos códigos em R escritos por Paul Wilson. O pacote Fear é disponibilizado em sua página pessoal: <<https://goo.gl/X4qKni>>. Ver Wilson (2008).

(Continuação)

Região	UF	Número de municípios	crs (limiar = $0,975 \times 10^{-3}$ )			vrs (limiar = $0,930 \times 10^{-3}$ )			nrs (limiar = $0,756 \times 10^{-3}$ )		
			Leverage $\times 10^3$	Total hits	Leverage hits	Leverage $\times 10^3$	Total hits	Leverage hits	Leverage $\times 10^3$	Total hits	Leverage hits
SE	ES	2	2,10	204,0	167,5	0,75	204,0	140,5	0,45	204,0	148,0
	MG	64	2,45	209,9	150,5	2,66	209,9	160,8	2,83	209,9	161,4
	RJ	17	1,37	213,6	148,5	1,34	213,6	157,4	1,36	213,6	156,9
	SP	46	2,84	213,1	144,7	2,02	213,1	158,2	1,86	213,1	159,2
S	PR	37	3,19	209,9	166,4	2,29	209,9	157,3	1,86	209,9	146,5
	RS	7	1,48	203,7	162,1	1,11	203,7	152,4	0,77	203,7	139,4
	SC	19	2,74	208,1	166,8	1,47	208,1	143,1	1,02	208,1	130,9

Elaboração do autor.

Visando eliminar todas as DMUs influentes que representam potencial dano à mensuração pretendida, são descartados os municípios apontados como *outliers* nos três cenários mais comuns para a tecnologia de produção (incluindo retornos constantes e não crescentes), embora a função de produção baseie-se em retornos variáveis de escala.

A tabela 7 mostra o total de municípios por estado considerados influentes sob retornos constantes (*crs*), variáveis (*vrs*) ou não crescentes (*nrs*). A tabela apresenta também a alavancagem das DMUs excluídas (*leverage*), quantas vezes elas foram selecionadas em uma bolha (*total hits*), assim como o número de vezes que tiveram alavancagem diferente de zero (*leverage hits*). Esses números são os valores médios dos municípios excluídos dentro de cada estado.

A técnica *jackstrap* identificou 371 DMUs que podem ser consideradas influentes demais. Destas, 292 foram detectadas sob a tecnologia de retornos constantes, ao passo que sob retornos variáveis e não crescentes de escala foram encontrados 294 e 272 pontos extremos, respectivamente. Em face da influência excessiva sobre a estimativa não paramétrica da fronteira de produção, essas DMUs foram excluídas das análises subsequentes. Essa perda de 371 observações corresponde a 6,7% do total e 7,8% do grupo que possui dados completos (5.563 e 4.757 municípios, respectivamente). Dessa forma, a base de dados passou a contar com 4.386 municípios, isto é, 78,8% do universo analisado.

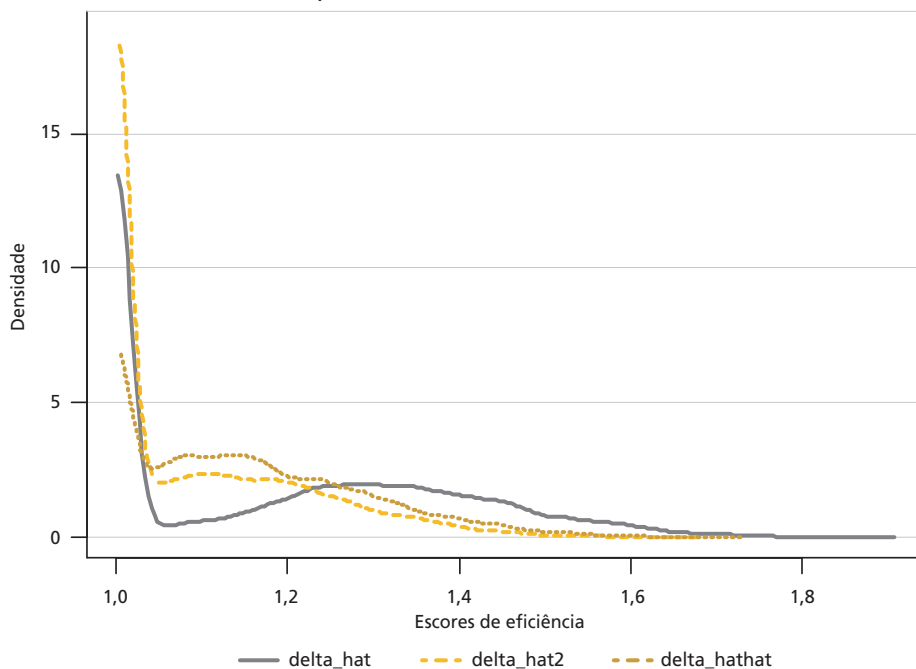
No tocante ao impacto da exclusão desses 371 municípios, cumpre destacar que: *i*) a ineficiência média passou de 23,6% para 11,7%, isto é, caiu praticamente pela metade; *ii*) a ineficiência máxima diminuiu de 90,9% para 67,8%; e *iii*) o número de DMUs eficientes elevou-se de 1.371 para 1.508 (28,8% e 34,4% do total de prefeituras consideradas em cada um desses exercícios).

É necessário fazer outro tipo de ajuste nos escores de eficiência, pois, como exposto anteriormente (subseção 2.3), o método não paramétrico adotado resulta em escores que subestimam a real ineficiência em amostras finitas. As estimativas do viés intrínseco aos escores DEA foram obtidas por meio da técnica *bootstrap*. O impacto deste procedimento também é notável. Com efeito, a ineficiência média encontrada passou para 16,9%, enquanto seu valor máximo chegou a 73,1%.<sup>22</sup>

O gráfico 4 evidencia as mudanças ocorridas ao longo de toda a distribuição em decorrência da implementação das técnicas de reamostragem *jackstrap* (que calcula as alavancagens e exclui as DMUs influentes) e *bootstrap* (que estima o viés de subestimação em amostras finitas e corrige os escores).

GRÁFICO 4

**Estimativas kernel das densidades (impacto da reamostragem sobre a distribuição dos escores de eficiência)<sup>1,2</sup>**



Elaboração do autor.

Notas: <sup>1</sup> Kernel gaussiano aliado ao método *reflection*.

<sup>2</sup> Neste gráfico, "*delta\_hat*" são os escores DEA brutos, "*delta\_hat2*" desconsidera os 371 *outliers* na estimação e "*delta\_hathat*" exclui as estimativas do viés.

22. Isso significa que os municípios poderiam, em média, expandir proporcionalmente os produtos em 17% sem alterar o nível de insumos disponível. O pior caso é aquele em que o município poderia expandir em até 73% os produtos. Por construção, os municípios na fronteira têm escore igual a 1 e não podem expandir os produtos sem incrementar os insumos.

TABELA 8  
**Ranking parcial (bootstrapped scores)**

UF	Município	$\delta$	Insumos					Produtos		
			<i>prof_es</i>	<i>horas_aula</i>	<i>num_salas</i>	<i>gasto_aluno</i>	<i>pca_k</i>	<i>nota_mt</i>	<i>inv_tx_distorcao</i>	<i>inv_tx_abandono</i>
Painel A: dez mais eficientes										
SP	Emilianópolis	1,00	0,06	5,00	0,05	4.801,27	0,65	200,58	9,62	1.000,00
GO	Lagoa Santa	1,00	0,07	4,80	0,04	10.263,69	0,58	215,01	6,25	1.000,00
SP	Luiz Antônio	1,00	0,06	5,00	0,01	4.484,82	0,73	204,06	6,10	1.000,00
GO	Aporé	1,00	0,06	8,10	0,03	8.838,58	0,64	227,59	6,49	1.000,00
PR	Lupionópolis	1,00	0,08	4,70	0,02	6.460,28	0,61	219,86	6,49	1.000,00
SP	Mineiros do Tietê	1,00	0,07	7,20	0,02	5.417,19	0,75	222,81	13,16	1.000,00
SP	Nova Luzitânia	1,00	0,05	5,00	0,04	5.584,47	0,77	215,24	13,89	1.000,00
SP	Platina	1,00	0,06	5,20	0,03	6.205,28	0,61	222,52	13,33	1.000,00
SP	Taruã	1,00	0,06	6,70	0,01	5.934,65	0,74	227,87	6,94	1.000,00
SP	Ipeúna	1,00	0,05	5,80	0,03	5.379,76	0,59	218,79	12,20	1.000,00
Painel B: dez menos eficientes										
RN	Lagoa d'Anta	1,61	0,04	4,50	0,01	3.029,53	0,24	158,71	2,57	17,54
TO	Ananás	1,62	0,03	4,30	0,01	5.469,67	0,34	160,85	9,35	250,00
PB	Pedro Régis	1,64	0,05	4,30	0,01	3.034,84	0,25	157,06	2,64	17,54
RN	São Bento do Trairi	1,64	0,04	4,50	0,01	3.541,99	0,15	161,96	3,70	50,00
SE	General Maynard	1,68	0,04	4,10	0,01	5.225,63	0,39	158,98	2,54	40,00
RN	Várzea	1,69	0,05	4,00	0,02	3.802,69	0,23	150,25	3,23	18,52
RN	Lagoa de Velhos	1,72	0,04	4,50	0,01	3.619,74	0,23	154,64	2,68	31,25
PB	Poço Dantas	1,73	0,04	4,30	0,01	3.606,93	0,31	151,46	2,51	30,30
RN	Messias Targino	1,73	0,04	4,50	0,02	3.904,70	0,17	157,50	3,68	21,28
MT	Santa Cruz do Xingu	1,73	0,06	4,00	0,03	5.487,76	0,42	157,70	4,00	16,39

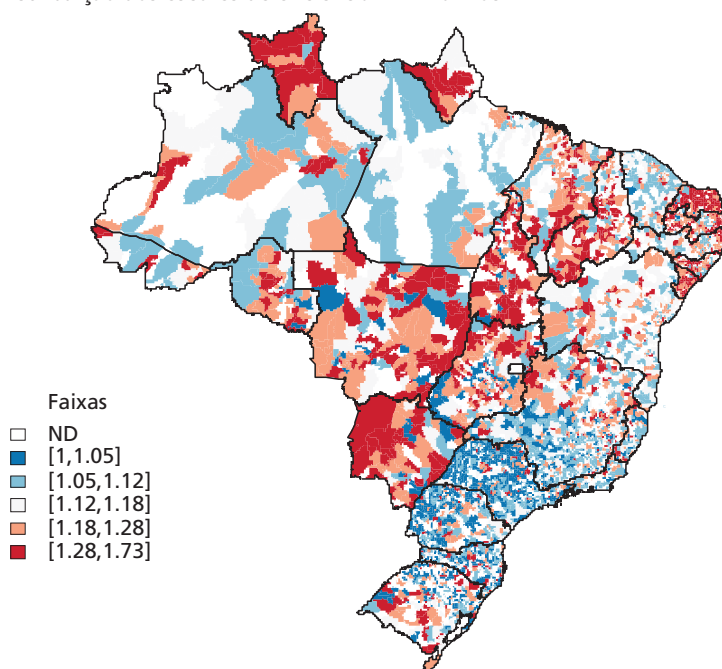
Elaboração do autor.

A tabela 8 mostra um *ranking* simplificado dos dez municípios mais eficientes (painel A) e das dez localidades mais ineficientes (painel B), assim como os valores dos insumos e produtos dessas DMUs. Entre os dez mais eficientes, sete estão localizados no estado de São Paulo. Já entre os dez menos eficientes, cinco são do Rio Grande do Norte e outros três também são da região Nordeste.

A figura 1 mostra a distribuição dos escores municipais no território brasileiro. Cabe ressaltar o fato de que o Centro-Oeste e o Nordeste são retratados como

localidades em que predomina a ineficiência na provisão da educação pública. Alguns estados da região Norte também são marcados por elevados níveis de ineficiência. Já no Sudeste há muitos municípios próximos à fronteira de produção, isto é, com níveis relativamente baixos de desperdício.

FIGURA 1  
Distribuição dos escores de eficiência DEA no Brasil



Elaboração do autor.  
Obs.: ND significa não disponível.

#### 4.2 Análise econométrica

Os escores calculados pelo programa DEA desconsideram as distintas realidades socioeconômicas enfrentadas pelas populações dos municípios brasileiros. Não obstante, há ampla evidência na literatura econômica e de áreas afins acerca da importância dessas variáveis. De fato, a análise empreendida a seguir mostra que parte da variância dos escores deve-se aos chamados fatores ambientais.

Para obter escores livres da influência dessas variáveis, adota-se o modelo econométrico Tobit, conforme exposto anteriormente (subseção 2.1). A tabela 9 reporta as estimativas da regressão dos escores calculados nos fatores ambientais. Estas estimativas não incluem os *outliers*, mas ignoram os demais problemas abordados anteriormente (Tobit 0).

TABELA 9  
Regressão Tobit nos fatores ambientais

Variável dependente: $\ln \delta$	Tobit 0			
	Coeficiente	Erro-padrão <sup>1</sup>	IC 95% <sup>1</sup>	
			Limite inferior	Limite superior
<i>Intercepto</i>	-0,170	0,266	-0,692	0,352
<i>urbana</i>	-0,017	0,010	-0,037	0,002
<i>lmat*</i>	-0,012	0,002	-0,016	-0,007
<i>lrenda_pc</i>	-0,030	0,020	-0,069	0,008
<i>tx_des*</i>	0,554	0,063	0,430	0,677
<i>pob_crianca*</i>	-0,103	0,051	-0,203	-0,002
<i>gini*</i>	0,355	0,059	0,240	0,471
<i>trab_aluno*</i>	0,281	0,031	0,220	0,342
<i>prof_outro_trab</i>	0,020	0,013	-0,006	0,045
<i>tx_agua_esgoto</i>	-0,034	0,024	-0,081	0,013
<i>exp_vida</i>	0,150	0,337	-0,510	0,810
<i>mort_infantil</i>	0,143	0,122	-0,096	0,382
<i>tx_analf*</i>	0,329	0,051	0,230	0,428
<i>reuniao_pais*</i>	-0,205	0,020	-0,245	-0,166
$N = 4.386$				
$LogLik = 564,34, \sigma = 0,1040$				

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> Erros-padrão e intervalo de confiança assintóticos.

Obs.: \* Significante a 5%.

Algumas das variáveis que mensuram o nível socioeconômico dos municípios (renda *per capita*, percentual de professores que complementam renda, percentual de domicílios com abastecimento de água e saneamento inadequados, expectativa de vida e mortalidade infantil, além do percentual de escolas urbanas) não são significantes. Apenas o número de matrículas, a taxa de desemprego, a taxa de pobreza entre as crianças, a desigualdade de renda, o percentual de alunos que trabalham, a taxa de analfabetismo e o percentual de pais que comparecem às reuniões escolares com frequência são estatisticamente diferentes de zero. Apesar de significativa, a pobreza apresentou sinal contrário ao esperado.

Além do viés inerente aos escores calculados pelo método DEA, a regressão Tobit 0 desconsidera a correlação serial dos escores e a correlação dos insumos e produtos com os fatores ambientais, problemas estes causadores de viés e ineficiência. Com o intuito de resolver essas questões, a tabela 10 reporta as estimativas obtidas por meio do algoritmo de Simar e Wilson (2007) (subseção 2.3). Há duas regressões nessa tabela: a primeira (Tobit 1) inclui todas as variáveis, e a segunda (Tobit 2)



somente as que foram estatisticamente diferentes de zero. É importante notar que a mortalidade infantil passou a ser significativa, enquanto a pobreza entre as crianças tornou-se um zero estatístico. Já a expectativa de vida passou a ser significativa com o sinal diferente do esperado.

TABELA 10  
Regressões Tobit nos fatores ambientais (*bootstrap duplo*)

Variável dependente: $\ln \delta$	Tobit 1				Tobit 2			
	Coeficiente	Erro-padrão <sup>1</sup>	IC 95% <sup>1</sup>		Coeficiente	Erro-padrão <sup>1</sup>	95% C.I. <sup>1</sup>	
			Limite inferior	Limite superior			Limite inferior	Limite superior
<i>Intercepto*</i>	-0,295	0,021	-0,593	-0,026	-0,275	0,020	-0,590	-0,029
<i>urbana</i>	-0,012	0,000	-0,018	0,003	-	-	-	-
<i>lmat*</i>	-0,014	0,000	-0,013	-0,009	-0,015	0,000	-0,014	-0,009
<i>lrenda_pc</i>	-0,014	0,000	-0,028	0,017	-	-	-	-
<i>tx_des*</i>	0,420	0,002	0,281	0,430	0,407	0,001	0,272	0,414
<i>pob_crianca</i>	-0,043	0,001	-0,080	0,039	-	-	-	-
<i>gini*</i>	0,205	0,001	0,079	0,211	0,192	0,000	0,099	0,187
<i>trab_aluno*</i>	0,225	0,000	0,148	0,220	0,232	0,000	0,154	0,225
<i>prof_outro_trab</i>	0,014	0,000	-0,004	0,027	-	-	-	-
<i>tx_agua_esgoto</i>	0,013	0,000	-0,016	0,043	-	-	-	-
<i>exp_vida*</i>	0,418	0,033	0,106	0,824	0,352	0,031	0,105	0,795
<i>mort_infantil*</i>	0,293	0,005	0,162	0,431	0,282	0,005	0,163	0,429
<i>tx_analf*</i>	0,200	0,001	0,107	0,227	0,214	0,001	0,129	0,219
<i>reuniao_pais*</i>	-0,132	0,000	-0,124	-0,081	-0,137	0,000	-0,128	-0,086
	<i>N</i> = 4.386				<i>N</i> = 4.386			
	<i>LogLik</i> = 4.323,00, $\sigma$ = 0,0903				<i>LogLik</i> = 4.324,34, $\sigma$ = 0,09028			

Elaboração do autor.

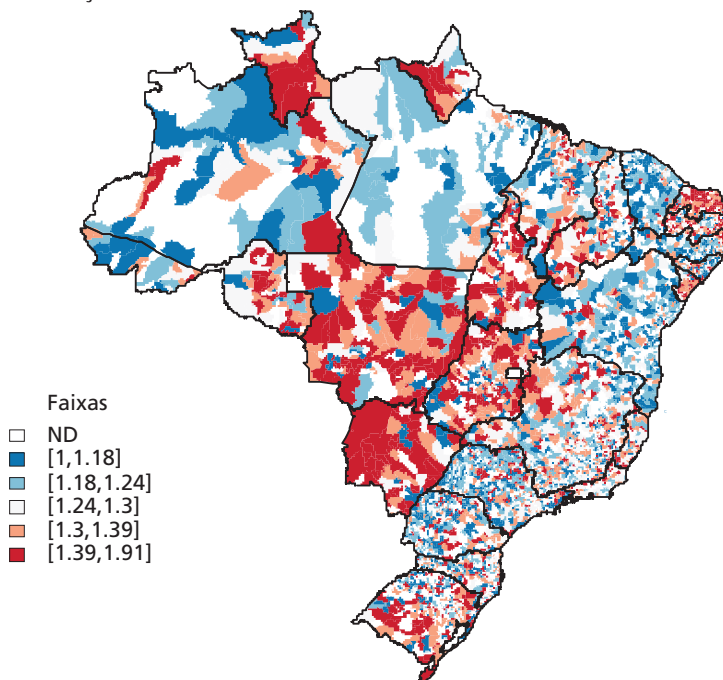
Nota: <sup>1</sup> Erros-padrão e intervalor de confiança assintóticos.

Obs.: \* Significante a 5%.

Os desperdícios diminuem de acordo com o número de matrículas, indicando a existência de economias de escala na provisão pública de ensino fundamental. Quanto mais desemprego e desigualdade no município, maior é a incidência de ineficiência na sua rede de ensino. O mesmo pode ser dito sobre a fração de alunos que trabalham. O efeito do nível de instrução da sociedade é captado pela taxa de analfabetismo e a participação dos pais pelo indicador de frequência nas reuniões escolares. Conforme esperado, ambos estão associados a menores níveis de ineficiência. Já a mortalidade infantil está associada à ocorrência de mais desperdícios, mostrando que as condições de saneamento e saúde importam, apesar de a taxa de acesso à água e ao esgoto não ter sido estatisticamente diferente de zero.

Os escores de eficiência residuais foram calculados com base no modelo Tobit 2. A figura 2 mostra sua dispersão no território brasileiro. A comparação com a figura anterior deixa claro que os fatores ambientais fazem toda a diferença na mensuração da eficiência relativa. O perfil regional da eficiência é alterado de forma considerável. Para ver isto, basta notar que a região Nordeste deixou de ser predominantemente ineficiente, ao passo que certas localidades do Sul e do Sudeste tiveram visível queda no *ranking* apurado por quintis. A região Norte também se beneficiou da correção empreendida nos escores em alguma medida, mas a situação do Centro-Oeste ficou ainda pior em termos relativos.

FIGURA 2  
Distribuição dos escores de eficiência residuais no Brasil



Elaboração do autor.  
Obs.: ND significa não disponível.

### 4.3 Comparação de grupos

Este passo final examina se algumas das escolhas feitas pelos gestores públicos afetam o aproveitamento dos recursos disponíveis na sua rede de ensino. Os níveis de ineficiência são medidos pelos escores residuais. Para fazer as comparações pretendidas, os municípios foram divididos em dois grupos de acordo com cada

uma das variáveis relacionadas à gestão. Os testes usados comparam a distribuição acumulada dos escores, e não apenas a média.<sup>23</sup>

A tabela 11 reporta os resultados dos testes unilaterais F e Kolmogorov-Smirnov. Nos dois casos a hipótese nula é a de que a densidade acumulada dos escores é igual para os dois grupos, enquanto a alternativa é de que a densidade é maior no grupo formado pelas DMUs que adotaram a política. O primeiro desses testes é paramétrico, pois pressupõe que os escores seguem uma distribuição normal. Já o segundo é não paramétrico, dado que não faz qualquer suposição acerca da distribuição. Apesar desta diferença, os resultados qualitativos são muito similares.

TABELA 11  
Testes de hipóteses (comparação entre grupos)<sup>1</sup>

	Teste F			Kolmogorov-Smirnov		
	$F_N$	$F_N^*$ (alpha = 0,05)	p-valor	$D_{KS}$	$D_{KS}^*$ (alpha = 0,05)	p-valor
<i>plano_munic*</i>	1,13	1,07	0,00	0,07	0,03	0,00
<i>cons_pub*</i>	1,08	1,07	0,00	0,06	0,06	0,04
<i>cons_adm</i>	1,04	1,09	0,20	0,03	0,04	0,21
<i>conv_priv</i>	1,04	1,11	0,26	0,05	0,06	0,09
<i>apoio_priv</i>	0,95	1,14	0,75	0,02	0,07	0,85
<i>reduc_abandono*</i>	1,19	1,08	0,00	0,10	0,02	0,00
<i>reforco*</i>	1,18	1,08	0,00	0,10	0,02	0,00
<i>dir_indicacao</i>	1,00	1,09	0,54	0,02	0,02	0,51
<i>prof_vinculo</i>	1,02	1,08	0,34	0,03	0,02	0,17

Elaboração do autor.

Nota: <sup>1</sup> No caso das variáveis binárias da base Munic, a implementação dos testes é direta. No caso das variáveis contínuas da Prova Brasil, elas foram dicotomizadas adotando o limite do primeiro quartil como valor de corte. O indicador que mede a disseminação de programas de reforço escolar (*reforco*), por exemplo, é igual a 1 quando mais de 66,67% das escolas da rede de ensino municipal adotam o programa. No caso dos programas de redução das taxas de abandono ou reprovação (*reduc\_abandono*), esta fração é de 37,5%.

Obs.: \* Significante a 5%.

Os resultados sugerem que a existência de plano municipal de educação está relacionada a escores de eficiência mais concentrados à esquerda da distribuição. O mesmo pode ser dito acerca da existência de consórcio público. No primeiro caso a hipótese nula é rejeitada tanto no teste F quanto no teste Kolmogorov-Smirnov a 1% de significância. Já no segundo rejeita-se a nula a 1% no teste F e a 5% no teste Kolmogorov-Smirnov. Há uma indicação fraca (10% de significância para o teste de Kolmogorov-Smirnov) de que municípios que possuem convênio firmado com o setor privado são mais eficientes.

23. Os resultados apresentados aqui são exploratórios. Como as políticas são escolhidas pelos gestores e não sorteadas aleatoriamente entre os municípios, os testes não são imunes a problemas de autoseleção. Porém, acredita-se que o exercício é válido, dado que os escores estão ao menos livres da influência de fatores ambientais.

A disseminação de programas de redução das taxas de abandono ou de reprovação (programa presente em mais de 37,5% das escolas) e reforço escolar (mais de 66,7% das escolas) possui efeito positivo sobre a eficiência da rede de ensino de acordo com os testes realizados. Em ambos os casos a nula é rejeitada a 1% de significância, tanto no teste F quanto no teste Kolmogorov-Smirnov.

Para os outros aspectos analisados (existência de consórcio administrativo e apoio privado, fração elevada de diretores indicados e de professores com vínculo de trabalho estável), não é possível rejeitar a nula de que a distribuição dos dois grupos é igual.

## 5 CONCLUSÃO

Dadas as perspectivas de crescimento das despesas públicas com educação nos próximos anos, o presente artigo estima escores de eficiência técnica para a rede pública municipal de ensino fundamental. O objetivo final é avaliar quais fatores ambientais e políticas explicam os diferenciais nas taxas de retorno. O artigo faz inovações na parte empírica e chega a alguns resultados novos.

No tocante aos dados, dois aspectos devem ser sublinhados. O primeiro deles se refere aos insumos e produtos considerados. Diferentemente dos estudos anteriores para a esfera municipal que estimam apenas a eficiência do gasto, neste trabalho considera-se um rol diversificado de insumos e produtos. Os insumos incluem medidas das quantidades de trabalho, capital físico e financeiro empregados na produção, ao passo que os produtos englobam medidas de proficiência, repetência e abandono. O segundo aspecto diz respeito à abrangência. Os estudos anteriores que analisam um estado da Federação específico possuem validade externa duvidosa. Em face disso, são considerados aqui municípios de todo o Brasil.

No que se refere aos métodos, há duas outras características que diferenciam este trabalho dos estudos anteriores sobre eficiência no ensino público da esfera municipal. Primeiro, são adotadas técnicas de reamostragem com o intuito de identificar as observações mais extremas que deslocam a fronteira de produção, estimar o viés dos escores intrínseco ao método DEA e tornar válida a inferência no modelo econométrico. Em segundo lugar, após estimar os escores livres da influência dos fatores ambientais, são realizados testes de comparação de grupos para examinar a importância de algumas políticas. Portanto, há inovações tanto no campo da mensuração dos escores quanto nas investigações subsequentes.

A ineficiência média encontrada é inferior à reportada nos estudos anteriores. Após eliminar as observações extremas, ela cai de 23,6% para 11,7%. Cabe observar que este procedimento muda substancialmente não apenas a média, mas toda a distribuição. Com a correção do viés de subestimação dos escores DEA, chega-se à estimativa final de 16,9%. A análise econométrica evidenciou que existem

economias de escala na provisão de ensino e que as condições socioeconômicas da população estão relacionadas de forma sistemática aos escores. Os escores residuais, que descontam a influência dos fatores ambientais, mostram um panorama distinto para a distribuição regional da ineficiência. Em particular, como os insumos não discricionários são escassos no Nordeste, os municípios dessa região ficam geralmente mais bem posicionados no *ranking* nacional. Fica claro também que o Centro-Oeste é a região em que há mais incidência de desperdícios.

Entre os demais resultados, cumpre destacar que há evidências de que algumas políticas estão relacionadas a maiores taxas de retorno. Este é o caso dos programas de reforço escolar e de redução das taxas de abandono ou reprovação. A existência de plano municipal de educação e de consórcio público na área também aparenta fazer diferença. Contudo, essas evidências são preliminares, uma vez que não são imunes, por exemplo, a problemas de autoseleção.

## REFERÊNCIAS

- ALVES JUNIOR, J. **Avaliação de eficiência na aplicação de recursos educacionais em presença de condicionantes externos e efeitos aleatórios**: uma abordagem em três estágios. 2010. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2010.
- BENEGAS, M. O uso do modelo NetWork DEA para avaliação da eficiência técnica do gasto público em ensino básico no Brasil. **Economia**, v. 13, p. 569-601, 2012.
- BOGETOFT, P.; OTTO, L. **Benchmarking with DEA, SFA, and R**. New York: Springer, 2011.
- BRASIL. Ministério da Educação. **O plano de desenvolvimento da educação**: razões, princípios e programas. Brasília: MEC, 2007.
- DELGADO, V.; MACHADO, A. Eficiência das escolas públicas estaduais de minas gerais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 3, p. 427-464, 2007.
- FAÇANHA, L.; MARINHO, A. Instituições federais de ensino superior: modelos de financiamento o incentivo à eficiência. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 3, p. 357-386, 1999.
- \_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Instituições de ensino superior governamentais e particulares: avaliação comparativa da eficiência. **Revista de Administração Pública**, v. 35, n. 6, p. 83-105, 2001.
- GASPARINI, C.; RAMOS, F. Efetividade e eficiência no ensino médio brasileiro. **Economia Aplicada**, v. 7, n. 2, p. 389-411, 2003.
- KNEIP, A.; PARK, B.; SIMAR, L. A note on the convergence of nonparametric DEA estimators for production efficiency scores. **Econometric Theory**, v. 14, n. 6, p. 783-793, 1998.

MACIEL, W. **Metodologia para o cálculo do indicador “investimento público em educação em relação ao PIB” de 2000 a 2010**. Brasília: Inep, 2012. (Texto para Discussão, n. 34).

MARDIA, K.; KENT, J.; BIBBY, J. **Multivariate analysis**. London: Academic Press, 1979.

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

MINGOTI, S. **Análise de dados a partir de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

ROCHA, F. *et al.* **É possível atingir as metas para a educação sem aumentar os gastos?** Uma análise para os municípios brasileiros. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2013. (Texto para Discussão, n. 19).

ROSANO-PEÑA, C.; ALBUQUERQUE, P.; MARCIO, C. A eficiência dos gastos públicos em educação: evidências georreferenciadas nos municípios goianos. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 3, p. 421-443, 2012.

SAMPAIO DE SOUSA, M.; CRIBARI-NETO, F.; STOŠIĆ, B. Explaining DEA technical efficiency scores in an outlier corrected environment: the case of public services in Brazilian municipalities. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 25, n. 2, p. 287-313, 2005.

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

SANTOS, E.; CRIBARI-NETO, E.; SAMPAIO DE SOUSA, M. Uma avaliação da eficiência do gasto público no Brasil. **Revista Brasileira de Estatística**, v. 68, n. 228, p. 7-55, 2007.

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

SIMAR, L.; WILSON, P. Sensitivity analysis of efficiency scores: how to bootstrap in nonparametric frontier models. **Management Science**, v. 44, n. 1, p. 49-61, 1998.

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

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. Statistical approaches for non-parametric frontier models: a guided tour. **International Statistical Review**, v. 83, n. 1, p. 77-110, 2015.

TRIGO, P. **Avaliação da eficiência técnica no ensino básico brasileiro**. 2010. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2010.

WILSON, P. Fear: a package for frontier efficiency analysis with R. **Socio-Economic Planning Sciences**, v. 42, n. 4, p. 247-254, 2008.

ZOGHBI, A. *et al.* Mensurando e avaliando a eficiência dos gastos estaduais em educação fundamental e média. **Estudos Econômicos**, v. 39, p. 1-20, 2009.

\_\_\_\_\_. Uma análise da eficiência nos gastos em educação fundamental para os municípios paulistas. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 36, p. 9-61, 2011.





# ANÁLISE DO EFEITO DO GASTO SOCIAL DOS GOVERNOS FEDERAL, ESTADUAL E MUNICIPAL SOBRE A POBREZA NO BRASIL – 1988 A 2010<sup>1</sup>

Martha Hanae Hiromoto<sup>2</sup>

O total de gasto social das três instâncias de governo (federal, estadual e municipal) somou cerca de R\$ 800 bilhões em 2009, 30% do produto interno bruto (PIB) brasileiro. Dado esse cenário e seu expressivo volume, este artigo apresenta uma análise do efeito do gasto social das três instâncias de governo sobre a pobreza no Brasil. Foram estimados quatro modelos com dados em painel de dezenove anos (1988 a 2009), analisando os gastos estaduais e federais, e dois modelos com estimação de dados em painel de 5.058 municípios, dos anos 1991, 2000 e 2010. Os resultados mostram que o gasto com saúde e saneamento apresenta o maior efeito sobre a queda da pobreza no Brasil, seguido dos gastos com previdência e assistência, educação e cultura, habitação e urbanismo e investimento.

**Palavras-chave:** pobreza; gasto do governo e políticas relacionadas; governos estadual e municipal.

JEL: I32; H50; H75.

## ANALYSIS OF THE EFFECT OF FEDERAL, STATE AND MUNICIPAL SOCIAL SPENDING ON POVERTY IN BRAZIL – 1988 TO 2010

The total amount of public social (three levels of government) spending in Brazil reached about R\$ 800 billion in 2009, 30% of Brazilian GDP. Due to this increasing and expressive volume, this article analyzes the effect of the three levels of government social spending on poverty in Brazil – federal, state and municipal. Four models were estimated with a nineteen years' state panel data (1988-2009) analyzing the federal and state spending effect. We also estimated the municipal expenditure effect on poverty (1991, 2000 and 2010) in 5.058 municipalities. The results demonstrated that spending on health sanitation has the greatest effect on poverty reduction in Brazil, followed by spending on social security and assistance, education and culture, housing and urbanism and investment.

**Keywords:** poverty; government expenditures; effect of programs; state and local government.

---

1. Este artigo é derivado da dissertação de mestrado defendida pela autora junto ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada (PPGEA) da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (Esalq/USP). A autora agradece o suporte financeiro provido pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), assim como os comentários do professor Rodolfo Hoffmann e de um parecerista anônimo desta revista. Qualquer erro remanescente é de responsabilidade da autora.

2. Doutoranda em administração pública – política e economia do setor público pela Fundação Getulio Vargas (FGV) e mestra em economia pela USP. *E-mail:* <marthahiromoto@gmail.com>.

## 1 INTRODUÇÃO

Analisando a pobreza no Brasil, verifica-se que, de 1987 a 2003, houve uma lenta redução do percentual de pobres sobre a população total, passando de 36% a 33%. O baixo desempenho desse indicador nesse período pode ser parcialmente explicado tanto pelo fraco crescimento econômico da época quanto pela discreta melhoria da desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini,<sup>3</sup> que caiu de 0,60 para 0,57. Nesse período, o PIB<sup>4</sup> *per capita* do Brasil cresceu de R\$ 10.382,<sup>5</sup> em 1987, para apenas R\$ 13.391, em 2004, resultando em uma taxa anual de crescimento média do PIB *per capita* entre esses anos de apenas 1,7%.

A contribuição mais significativa para a queda da pobreza nesse período foi o processo de estabilização econômica pós-Plano Real, o qual combinou a desindexação de contratos com uma política de estabilização baseada na taxa de câmbio. Seu principal objetivo foi cumprido, a redução da inflação, mas houve crescimento modesto até os anos 2000. Entretanto, um benefício alcançado pelo Plano Real foi o forte impacto positivo sobre o poder de compra, principalmente da parte mais carente da população, que, no período de elevada inflação, não tinha acesso aos mecanismos de proteção contra a desvalorização da moeda.

Nos cinco anos seguintes, a partir de 2004, a redução da taxa de pobreza no Brasil intensificou-se, caindo para 21% de pobres em 2009. Nesse período, houve melhoria no padrão do crescimento econômico – a taxa de crescimento média do PIB *per capita* de 2004 a 2009 foi de 4,8% ao ano (a.a.)–, além da consolidação das políticas de estabilização macroeconômica e de proteção social, que contribuíram para a queda mais acentuada da desigualdade de renda, quando o índice de Gini caiu de 0,57 para 0,54 em cinco anos.

Nesse período, houve reformas nos sistemas de assistência e seguridade social, mais especificamente a intensificação dos programas de transferência de renda, além do sistemático aumento do salário mínimo. Nota-se que as políticas do governo, tanto as macroeconômicas quanto as de transferência de renda, têm tido papel fundamental na redução da proporção de pobres no Brasil. Menezes-Filho e Vasconcellos (2007) verificaram que o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é relevante, em especial quando ocorre a redução da desigualdade de renda. É possível notar que o governo tem a capacidade de compensar os efeitos negativos dos momentos de instabilidade e retração econômica sobre a pobreza. Por meio de políticas públicas, o governo pode melhorar não só a distribuição de renda, mas permitir o progresso social, dando outros tipos de oportunidades básicas aos mais pobres (Barros *et al.*, 2011), como acesso à água, à escola, ao emprego e à moradia.

3. Calculado pelo Ipea a partir das respostas à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Pnad/IBGE).

4. São os agregados macroeconômicos constituintes do PIB com a população para estimar o seu valor anual *per capita* (IBGE).

5. Todos os valores estão em R\$ de dezembro de 2009.

O total de recursos federais das funções sociais selecionadas nesta análise cresceu de 4%, em 1987, para 14% do PIB, em 2009, totalizando R\$ 432 bilhões. No mesmo período, o volume das funções estaduais cresceu de 4% para 6% do PIB, chegando a R\$ 193 bilhões. Por fim, o volume total das funções municipais selecionadas cresceu de 3%, em 1991, para 8% do PIB, em 2010 (R\$ 212 bilhões). Com base nesse histórico, no expressivo volume de recursos e verificando a relevância das políticas públicas no contexto da pobreza, este estudo tem como objetivo analisar o efeito do gasto social por função orçamentária executada das três instâncias de governo (federal, estadual e municipal) sobre a redução da pobreza no Brasil.

Assim, para a análise do efeito deste, selecionou-se o gasto social de acordo com sua origem (Fernandes *et al.*, 1998), considerando-se o seguinte conjunto de funções orçamentárias: previdência e assistência, saúde e saneamento, educação e cultura, trabalho, habitação e urbanismo, e, nos casos dos estados e dos municípios, incluiu-se investimento.

Inicialmente se estima um painel de dados estaduais de dezenove anos (1988 a 2009).<sup>6</sup> Posteriormente, para melhor compreender o efeito das despesas do governo estadual sobre a redução da pobreza, verifica-se a influência das condições iniciais de cada estado – renda familiar *per capita*, desigualdade, pobreza e grau de escolaridade – em 1980, interagindo-se com o gasto estadual *per capita* agregado, bem como a interação deste gasto com as binárias de cada estado. Em seguida, estima-se o modelo similar para o caso do gasto municipal.<sup>7</sup>

Barros e Foguel (2000) estudaram a focalização de alguns gastos públicos sociais sobre a erradicação da pobreza no Brasil. Complementarmente a este estudo, a presente análise permite verificar o efeito do gasto social das três esferas de governo sobre a pobreza e busca identificar qual gasto social – por função orçamentária – tem mais impacto para sua redução. Assim, este estudo contribui como subsídio para uma reflexão quanto à priorização e à distribuição de recursos e à concentração de políticas públicas.

Barros e Mendonça (1997) identificaram que tanto políticas puramente voltadas ao crescimento econômico quanto políticas exclusivamente redistributivas seriam menos eficientes no combate à pobreza e concluíram que um melhor equilíbrio entre essas políticas levaria a uma maior redução da pobreza. Assim, não há dúvida de que as políticas governamentais são mecanismos importantes para a distribuição de renda e a consequente queda da pobreza. Torna-se relevante, portanto, saber quais políticas ou tipos de dispêndio têm maior efeito sobre essa redução.

6. De 1987 a 2009 houve vinte Phads, com exceção nos anos de 1991, 1994 e 2000, os quais foram excluídos da pesquisa.

7. Utilizam-se dados dos Censos de 1991, 2000 e 2010.

Este artigo está dividido em seis partes, sendo esta introdução a primeira delas. A seção 2 faz uma revisão da literatura dos temas abordados. Na seção 3 apresenta-se a metodologia utilizada. A seção 4 traz uma análise descritiva. Na seção 5 são apresentados os resultados das estimações, e a seção 6 contém as considerações finais.

## 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

### 2.1 Pobreza e gasto público

Existe uma extensa literatura que foca a relação entre pobreza e crescimento econômico por meio de variáveis econômicas e sociodemográficas. Com vistas à relação entre crescimento econômico, desigualdade e pobreza, Hoffmann (1995a) analisou a situação brasileira do período de 1970 a 1990 e, apesar da relativa estabilidade da desigualdade, encontrou substancial redução da pobreza absoluta na década de 1970, principalmente em função das altas taxas de crescimento da renda. Na década seguinte, observou-se aumento da pobreza e da desigualdade, em decorrência da estagnação econômica e da elevada inflação. Anteriormente, Kingston e Kingston (1972) verificaram que, apesar da forte expansão econômica da década de 1960, houve pouca redução da pobreza no Brasil, resultado da acentuada concentração de renda do período.

Outros estudos analisam a contribuição do crescimento econômico sobre a redução da pobreza. Loayza e Raddatz (2010), Ravallion e Chen (2007), Ravallion e Datt (2002) e Ravallion (2011) utilizam séries de tempo de estados para verificar esse efeito. Menezes-Filho e Vasconcellos (2007) verificam a evolução da pobreza com dados de pesquisa domiciliar. Esses estudos identificam que outros fatores como saúde, educação, grau de urbanização, taxa de mortalidade, desigualdade de renda, entre outros, também têm influência sobre o grau em que o crescimento econômico afeta a pobreza.

Loayza e Raddatz (2010) sugerem que há situações em que apenas o crescimento econômico sustentável não é condição suficiente para reduzir profundamente a pobreza. O argumento referente à dificuldade de o crescimento econômico reduzir a pobreza é baseado tanto na falta de oportunidades apresentadas aos pobres quanto na sua inabilidade em se beneficiar dessas oportunidades. Se o pobre é malnutrido, tem baixa escolaridade e vive em condições ruins de moradia ou é discriminado, os ganhos do crescimento econômico não chegam até ele.

Tridico (2010) identificou que o efeito do crescimento econômico foi positivo sobre a redução da pobreza em países com alto grau de escolaridade e com gastos públicos em áreas estratégicas. Concluiu que a erradicação da pobreza pode levar anos e não se trata apenas de uma questão de crescimento econômico, e sim de políticas sociais e de redistribuição da renda. Para o autor, a redução da pobreza

resulta de uma análise complexa e da implantação de estratégias que agreguem diferentes disciplinas no processo de formulação de políticas públicas.

A literatura também apresenta estudos acerca do efeito dos gastos públicos sobre a redução da pobreza. Barros e Foguel (2000) avaliaram a focalização dos gastos públicos sociais e a erradicação da pobreza no Brasil e concluíram que os gastos com merenda, livro didático, pré-escola e primeiro grau são bem focalizados. Fan, Zhang e Zhang (2004) analisaram essa relação nas áreas rurais da China, e seus resultados mostraram que os investimentos do governo em agricultura, educação e infraestrutura foram determinantes para o crescimento da região e a consequente redução da pobreza. Notou-se, nesse caso, que o gasto com educação foi o que exerceu o maior efeito sobre a redução da pobreza, trazendo retornos positivos tanto para os setores agrícolas quanto para os não agrícolas, provocando crescimento econômico generalizado nas áreas rurais afetadas. Também estudando as províncias chinesas, Ravallion e Chen (2007) verificaram que a expansão fiscal tende a reduzir a pobreza, nesse caso o gasto local mostrou-se como mais efetivo.

Segundo Barros, Carvalho e Mendonça (2006), apesar da estagnação econômica de 2001 a 2004, houve acentuada queda no grau de desigualdade da distribuição de renda no Brasil. Os autores verificaram que essa queda foi o resultado de fatores vinculados tanto ao mercado de trabalho quanto ao desenvolvimento de redes efetivas de proteção social. Similarmente em outro estudo, Ferreira, Leite e Ravallion (2010) analisaram a política governamental brasileira no período de 1985 a 2004 e concluíram que a maior contribuição para a redução da pobreza veio das mudanças contemporâneas das políticas governamentais de estabilização macroeconômica, em especial o Plano Real, e das políticas de redistribuição de renda, especialmente a expansão dos programas de assistência e previdência do governo federal. Assim, verificaram que mesmo em momentos de baixo crescimento econômico, as ações do governo podem ser efetivas no que diz respeito à redução de pobreza. Concluíram que, por meio de políticas públicas, o governo tem a capacidade de compensar os efeitos negativos dos momentos de instabilidade e retração econômica sobre a pobreza. Desse modo, verifica-se que o gasto governamental aplicado adequadamente pode exercer papel fundamental para a redução da proporção de pobres sobre o total da população.

## **2.2 Efeito das condições iniciais**

Ferreira, Leite e Ravallion (2010) analisaram a dinâmica da pobreza e sua redução em momentos de baixo crescimento econômico no Brasil. Os autores verificaram que o fraco desempenho da redução da pobreza entre a metade dos anos 1980 e os anos 2000 não foi decorrente apenas do fraco crescimento econômico, mas também da baixa elasticidade entre a redução da pobreza e o crescimento em alguns estados. Essa baixa elasticidade está relacionada com o alto grau de desigualdade nessas localidades.

Com a interação dos dados de crescimento econômico estadual com suas condições iniciais de 1970, notou-se que estados com piores condições (alta concentração de renda histórica, piores condições de saúde e pouca participação política) tendem a manter taxas de redução de pobreza mais inelásticas em relação ao crescimento econômico do que aqueles que apresentam melhores indicadores.

Hoffmann (2005) analisou a elasticidade entre pobreza e renda e verificou que essa cresce com o rendimento médio e varia inversamente com a desigualdade da distribuição de renda. Constatou que as elasticidades da proporção de pobres ( $H$ ) em relação à renda média são relativamente baixas nos estados do Nordeste e relativamente elevadas no Rio de Janeiro, em São Paulo e nos estados do Sul. Da mesma forma, Menezes-Filho e Vasconcelos (2007) verificaram que a pobreza tem grande variação entre os estados brasileiros, assim como suas respectivas condições socioeconômicas. Os autores concluíram que a elasticidade da pobreza em relação ao crescimento econômico é uma função crescente do nível de desenvolvimento dos estados, assim como uma função decrescente do grau de desigualdade de renda inicial. Estados menos prósperos e com maior desigualdade, como o Piauí, têm de se desenvolver mais para atingir a mesma taxa de redução da pobreza que outros estados com melhores condições, como Santa Catarina.

Com base nesse cenário, verifica-se a relevância de analisar não apenas o efeito do gasto do governo sobre a pobreza, como também a influência regional e das condições iniciais sociais de cada estado sobre o efeito desses gastos sobre a pobreza.

### 3 ANÁLISE DESCRITIVA E FONTE DE DADOS

#### 3.1 Proporção de pobres ( $H$ )

A pobreza considerada neste estudo limita-se à dimensão da insuficiência de renda. Adotou-se a linha de pobreza calculada pelo Ipea, em que a proporção de pobres ( $H$ ) é definida pelo número de pessoas em domicílios com renda domiciliar *per capita* inferior à linha de pobreza, a qual é o dobro da linha de extrema pobreza,<sup>8</sup> sobre o total da população – os valores estimados são diferentes para cada estado. Como referência, a linha de pobreza calculada para a região metropolitana de São Paulo, em 2009, foi de R\$ 225,48, equivalente a 0,48 salário mínimo.<sup>9</sup>

Até o início da década de 1990, a proporção de pobres no Brasil manteve-se estável e próxima a 0,40 do total da população (gráfico 1). Em meados dessa década, mais especificamente em 1995, essa proporção apresentou queda para o patamar de 0,33 –

---

8. A linha de extrema pobreza é uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa com base em recomendações da Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO) e da Organização Mundial da Saúde (OMS).

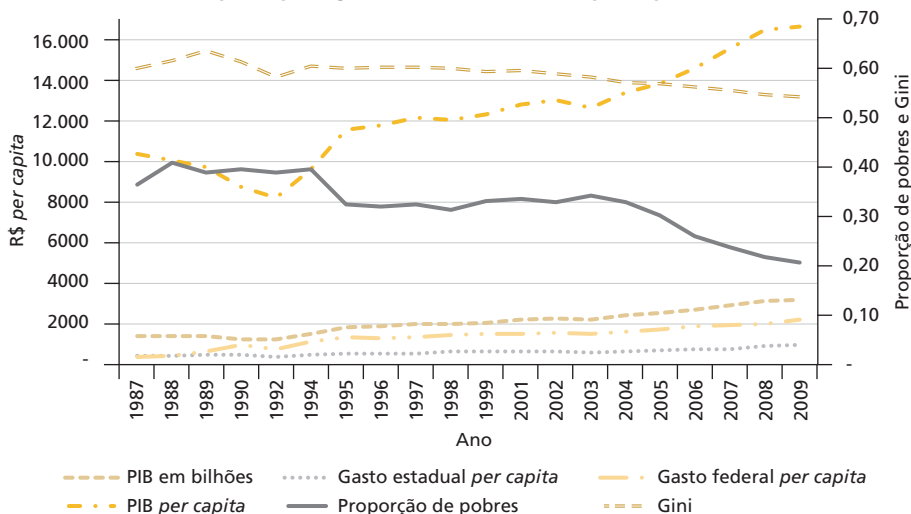
9. R\$ 465.

esse desempenho pode ser atribuído principalmente à política de estabilização de preços. No entanto, após esse efeito inicial, a taxa manteve-se estável até 2004, quando iniciou de fato uma queda sistemática até 2009, chegando a 0,21.

Verifica-se também que, no período analisado (1987-2009), o PIB *per capita*<sup>10</sup> cresceu 60%, de R\$ 10.380 para R\$ 16.635. Por sua vez, a somatória das funções orçamentárias do gasto estadual selecionadas neste estudo<sup>11</sup> cresceu mais de 120%, de R\$ 446 *per capita* anual para R\$ 1.010 no mesmo período. A soma do gasto federal das funções orçamentárias<sup>12</sup> selecionadas, nesse mesmo período, cresceu mais de cinco vezes, passando de R\$ 425 *per capita* anual para R\$ 2.253, crescimento mais intenso que no caso do gasto estadual. Simultaneamente, o índice de Gini caiu de 0,60, em 1987, para 0,54, em 2009. Esses números sugerem uma relação entre crescimento econômico, desigualdade de renda, despesa do governo e redução da pobreza. Ao mesmo tempo em que houve crescimento, queda da desigualdade e aumento do gasto, nota-se queda da proporção de pobres no Brasil.

GRÁFICO 1

Proporção de pobres (H) sobre população do Brasil, coeficiente de Gini, PIB em R\$ bilhões, PIB *per capita*, gastos estadual e federal *per capita* (1987-2009)



Fonte: Ipea, IBGE e Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda.

Elaboração da autora.

Obs.: Em R\$ de dezembro de 2009.

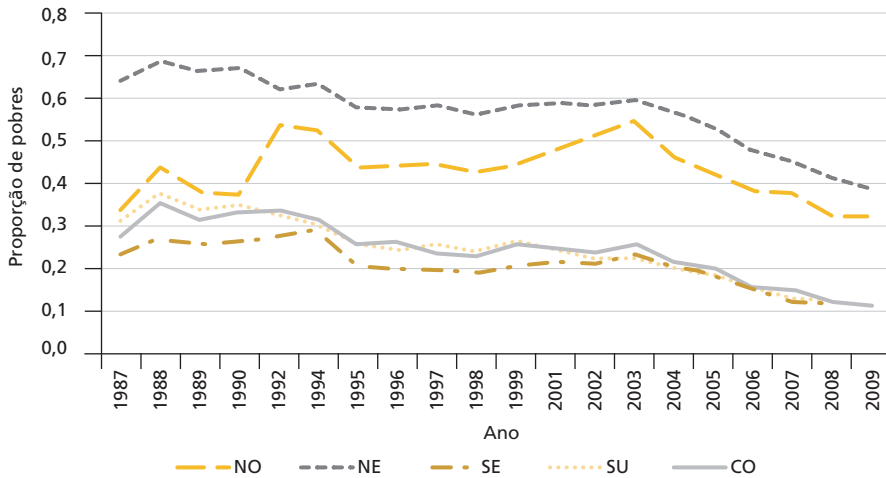
10. Calculado pelo IBGE.

11. Previdência e assistência social; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo; e trabalho.

12. Os dados de despesa pública são fornecidos pela Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda.

GRÁFICO 2

Proporção de pobres (H): média ponderada pela população de cada região (1987-2009)



Fonte: Ipea.

Elaboração da autora.

Porém, é possível notar que o comportamento da queda da proporção de pobres apresenta discrepâncias entre as regiões do país (gráfico 2). Analisando as médias da proporção de pobres ( $H$ ) das cinco regiões do Brasil – ponderadas pela população estadual –, é possível observar, queda desse índice em todas as regiões, porém em diferentes magnitudes. A região Norte<sup>13</sup> não apresenta os maiores índices de pobreza, mas é a que teve a menor queda da proporção de pobres, apenas 5,8%, de 1987 a 2009.

A média da proporção de pobres entre todos os estados brasileiros variou de 0,36, em 1987, para 0,21, em 2009 – uma queda de 43%. A região Sul apresentou a maior queda percentual de pobres (64%) – de 0,31 para 0,11. A região Nordeste, apesar da queda de 39%, ainda apresenta os piores índices entre todas as regiões do Brasil – de 0,64, em 1987, para 0,39, em 2009. Esses dados indicam uma disparidade da queda do índice pobreza entre as regiões do país, o que motiva a análise dos efeitos específicos de cada estado para a redução da taxa de pobres.

### 3.2 Despesas por função orçamentária

Verifica-se que a maioria das despesas *per capita* por função orçamentária executada selecionada para este estudo apresentou aumento no período analisado (gráficos 3 e 4). O gasto *per capita* com a função federal previdência e assistência apresentou crescimento significativo, superior a 12 vezes de 1987 a 2009 (Brasil, 2009), chegando a R\$ 1.713 *per capita* em 2009. Esse crescimento e seu elevado valor podem ser explicados pela

13. Até 2004 a Pnad não abrangia a área rural da região Norte. Portanto, a ponderação da média da proporção de pobres considera a população do Tocantins e áreas urbanas de Rondônia, do Acre, do Amazonas, de Roraima, do Pará e do Amapá. Adicionalmente, apenas a partir de 1992 há dados de pobreza do Tocantins.

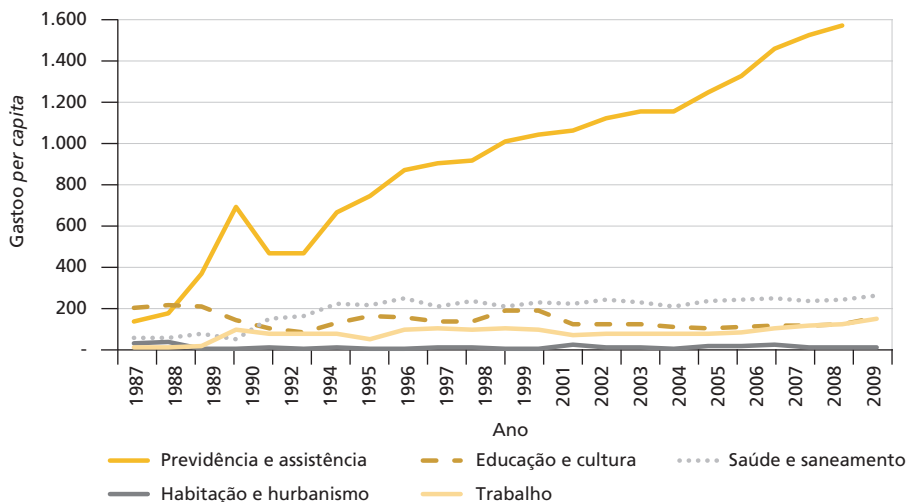


implantação e pela intensificação de programas de transferência de renda, como o Benefício da Prestação Continuada (BPC) e o Bolsa Família, bem como pelo sistemático aumento real do salário mínimo,<sup>14</sup> o qual ocorreu desde 1994 e tem impactado o valor das pensões e das aposentadorias, entre outras despesas. A despesa estadual com previdência e assistência também apresentou crescimento no período de 1987 a 2009, porém de 223%, chegando a R\$ 280 *per capita*.

Vale notar que, no período analisado, houve queda do gasto federal em educação e cultura (-20%) – para a mesma função estadual houve aumento de 100% – e do gasto federal em habitação e urbanismo (-66%) – para a mesma função estadual houve aumento de 153%. No caso do gasto em saúde e saneamento, o aumento foi de 190% na função estadual e 391% na função federal. Por fim, o gasto da função trabalho (proteção e benefícios ao trabalhador, relações do trabalho, empregabilidade e fomento ao trabalho) teve forte aumento tanto na esfera federal quanto na estadual – 1.467% e 451%, respectivamente. Portanto, de maneira geral, verifica-se um aumento generalizado das despesas, além de uma redistribuição de volumes entre as funções.

Com relação às despesas municipais<sup>15</sup> (gráfico 5), também é possível observar crescimento expressivo em todas as funções entre os anos de 1991 e 2010. As funções educação e cultura e saúde e saneamento apresentam crescimento de mais de seis vezes, chegando em 2010 a R\$ 413 e R\$ 404 em valores *per capita*, respectivamente.

GRÁFICO 3  
Gasto federal *per capita* por função orçamentária



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda.

Elaboração da autora.

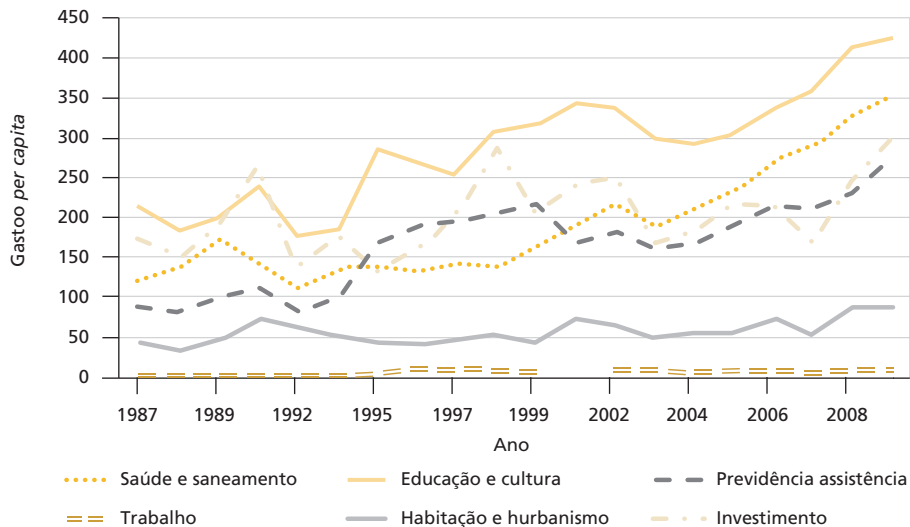
Obs.: Em R\$ de dezembro de 2009.

14. Série em R\$ constantes do último mês, elaborada pelo Ipea, deflacionando-se o salário mínimo nominal pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE.

15. Não há dados disponíveis de gasto municipal para a função trabalho em 2000.

GRÁFICO 4

Gasto estadual *per capita* médio por função orçamentária e investimento *per capita* médio



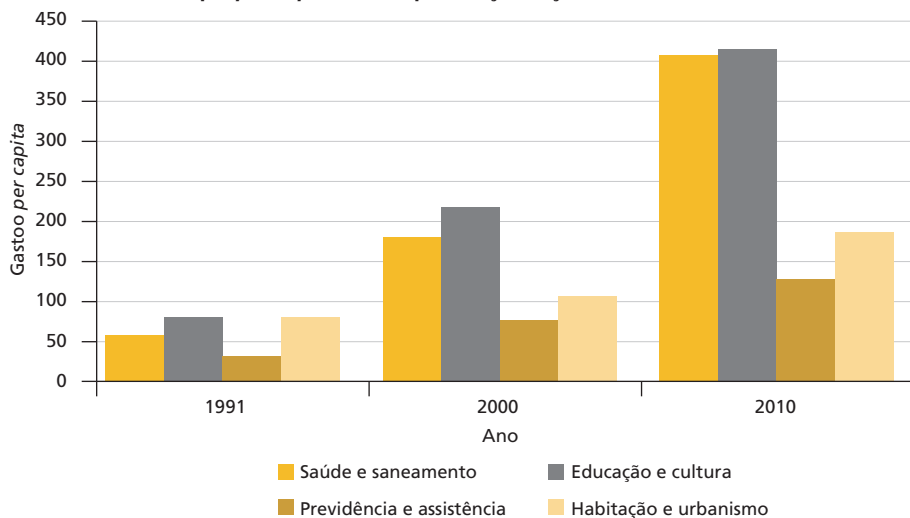
Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda.

Elaboração da autora.

Obs.: Em R\$ de dezembro de 2009. Para o Tocantins, não há dados de 1987 a 1989. Não há dados disponíveis de gasto na função trabalho em 2001.

GRÁFICO 5

Gasto municipal *per capita* médio por função orçamentária



Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional do Ministério da Fazenda.

Elaboração da autora.

Obs.: Em R\$ de dezembro de 2009.

É evidente o crescente volume *per capita* das despesas classificadas como sociais das três instâncias de governo no período analisado, bem como a crescente participação dessas despesas no PIB<sup>16</sup> de 1987 a 2009 – de 4% para 14% no caso do gasto federal e de 4% para 6% no estadual, além de 3% para 8% de 1991 a 2010 nos municípios.

## 4 METODOLOGIA

### 4.1 Análise para o painel de estados

Para estimar o efeito do gasto público *per capita* sobre a proporção de pobres, utilizou-se uma base de dados composta por um painel de estados brasileiros em dezenove anos, de 1988 a 2009. O modelo proposto utiliza metodologia semelhante à aplicada no trabalho de Ferreira, Leite e Ravallion (2010), o qual analisou o efeito do crescimento econômico setorial e o gasto do governo, entre outras variáveis sobre a pobreza. Porém, neste caso há adaptações, pois o foco principal é o efeito do gasto do governo, e não o efeito do crescimento econômico sobre a pobreza.

O modelo econométrico de efeitos fixos foi utilizado para estimar o efeito das despesas estaduais sobre a proporção de pobres. Este método é aplicado para controlar o efeito de características não observáveis, que não variam no tempo e são intrínsecas a cada estado. A equação (1), de estimação da proporção de pobres em função do gasto público, a seguir, representa o modelo proposto:

$$T\text{xpobre}_{it} = \alpha + \text{Gasto}_{it}\beta + x_{it}\gamma + a_i + u_{it}, \quad (1)$$

em que  $T\text{xpobre}_{it}$  representa o logaritmo da proporção de pobres ( $H$ ) nos estados  $i = (1, \dots, N)$ , para cada ano  $t = (1, \dots, T)$ ;  $\text{Gasto}_{it}$  representa o conjunto de variáveis explicativas, logaritmo dos gastos estadual e federal *per capita* executado por função orçamentária selecionada;  $x_{it}$  representa o vetor de variáveis de controle;  $a_i$  é o efeito fixo não observável dos estados; e  $u_{it}$  é o termo aleatório.

As variáveis gasto federal e gasto estadual *per capita* são aplicadas de duas maneiras: agregadas e desagregadas. Quando desagregadas, são decompostas entre as seguintes funções orçamentárias: previdência e assistência social; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo; e trabalho, além do investimento estadual. Quando agregadas, representam a soma dessas despesas selecionadas.

Marinho e Araujo (2010) e Marinho, Linhares e Campelo (2011) incluem a variável desigualdade de renda (Gini) e o PIB *per capita* nos modelos de determinação do impacto das aposentadorias rurais e dos programas de transferência de renda sobre

16. Vide total de gasto por função orçamentária – tabelas A.1, A.2 e A.3, no apêndice.

a pobreza.<sup>17</sup> Para este modelo, tais variáveis não serão incluídas do mesmo modo, pelos motivos descritos a seguir.

De acordo com Hoffmann (1995b), a distribuição *log-normal* é uma boa aproximação da distribuição da renda no Brasil, e a redução da pobreza normalmente é alcançada apenas reduzindo-se a desigualdade, aumentando-se a renda média ou por meio da combinação de crescimento com queda da desigualdade. Adicionalmente, Barros e Mendonça (1997) e Barros, Franco e Mendonça (2007) verificaram que as políticas públicas focadas na redução de pobres buscam crescimento econômico ou igualdade de renda. Similarmente, verificam que a queda da pobreza requer um desses fatores, não necessariamente os dois conjuntamente. Portanto, verifica-se que o gasto do governo tem efeito sobre a pobreza quase que exclusivamente por meio da queda da desigualdade ou do aumento da renda, pois uma ação do governo que reduza a pobreza tende a ser acompanhada de aumento de renda e/ou redução da desigualdade.

O objetivo deste artigo é verificar o efeito do gasto do governo ( $Gasto_{it}$ ) sobre a pobreza ( $Txpobre_{it}$ ). Uma vez incluídos a renda média e o Gini, seria muito difícil captar efeito do gasto público sobre a pobreza, dado que a redução da pobreza dá-se por meio da renda ou da queda da desigualdade. Admite-se que não inclusão das variáveis Gini e renda média pode provocar um viés de variável omitida, mas pobreza, renda média e índice de Gini são três características da distribuição de renda estreitamente relacionadas. Sendo a distribuição por *log-normal*, cada uma dessas três variáveis é uma função matemática das outras duas, ou seja, considerando-se que o gasto tem efeito sobre a pobreza por meio das variáveis renda e Gini, a sua inclusão na estimação captaria todo o efeito do gasto do governo sobre a redução da pobreza. Restaria à variável gasto do governo captar – se ainda existe algo a ser captado – um efeito residual do gasto do governo sobre a redução da pobreza. Admite-se também que eventuais efeitos de outros fatores, que seriam controlados pela inclusão da renda média como variável exploratória, sejam captados pelas variáveis de tendência linear (*trend*) e quadrática (*trend2*), no caso do painel de estados, e pelas binárias de ano, no caso no painel de municípios.

Ribas, Machado e Golgher (2006) identificaram que a pobreza é um fenômeno dinâmico e persistente, assim se inclui como variável de controle o logaritmo da proporção de pobres defasada em um período ( $Txpobre(t-1)$ ).

O viés presente em estimações de painel de efeitos fixos com variável dependente defasada pode ser tratado por meio do modelo de estimação Arellano-Bond. No entanto, de acordo com Nickell (1981), painéis com grande quantidade de

---

17. Esses estudos chegam às conclusões de que tanto a aposentadoria rural quanto os programas de transferência de renda não têm impacto sobre a queda da pobreza no Brasil.

períodos tendem a minimizar o viés presente nas estimações desses modelos.<sup>18</sup> Assim, dado que o presente estudo utiliza um painel de dezenove anos, não há a necessidade de tratamento desse viés por meio do estimador de Arellano-Bond, pois, neste caso, o viés de variável dependente tende a ser pequeno. Portanto, a regressão pode ser estimada por meio do modelo de efeitos fixos.

Para controlar aspectos demográficos, utilizou-se o logaritmo da população estadual (*pop*). Para essa variável, os dados de população são estimativas com base nas projeções das populações residentes por Unidade da Federação (UF).<sup>19</sup> Adicionalmente, incluíram-se as variáveis proporção da população estadual de indivíduos com idade inferior a 15 anos (*menor\_15*), bem como a proporção da população superior a 60 anos (*maior\_60*). De acordo com Arvate, Lucinda e Avelino (2008), essas parcelas da população utilizam grande volume de recursos nas áreas da saúde e da previdência, no caso dos idosos, e educação, no caso dos menores de 15 anos, o que influencia o volume de gastos e, conseqüentemente, pode afetar o grau de pobreza da região,<sup>20</sup>

De acordo com Menezes-Filho e Vasconcellos (2007), a educação tende a reduzir a desigualdade que, por sua vez, contribui para a queda da pobreza. Assim, incluiu-se a variável (*niveleducação*)<sup>21</sup> – a qual é a razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que têm 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária – como *proxy* do nível de educação da população dos estados.

Como variável de controle de estabilização econômica, foi utilizada uma medida da inflação, especificamente o valor do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (*inpc*) do IBGE. Por fim, para captar eventuais efeitos de tendências no tempo de variáveis omitidas, foram incluídas variáveis de tendência linear (*trend*) e quadrática (*trend2*).

Todas as medidas monetárias estão em reais (R\$) de dezembro de 2009, deflacionadas pelo INPC do IBGE.

Com a finalidade de compreender as diferenças de elasticidade gasto-pobreza entre os estados brasileiros, incluem-se estimações do efeito do gasto estadual interagindo com suas respectivas condições iniciais sobre a pobreza. Para tanto, são utilizados como parâmetros das condições iniciais os dados estaduais de 1980 (Censo do IBGE) – sete anos antes do início da série –: desigualdade (índice de Theil), pobreza (proporção de pobres), grau de educação<sup>22</sup> (dado pela média de anos de estudo de pessoas de 25 ou mais anos de idade) e renda domiciliar *per capita*.

18. Nickell (1981, p. 1419) e Cameron e Trivedi (2005, capítulo 22, item 22.5.2, p. 764).

19. Segundo metodologia descrita em *Projeção da População do Brasil por Sexo e Idade 1980-2050* (IBGE, 2008).

20. Os dados para o período analisado (1987-2009) foram obtidos por meio de interpolação, pela taxa de crescimento dos dados fornecidos pelo IBGE dos anos de 1991, 1996, 2000 e 2010.

21. Anos de estudo – média – pessoas 25 anos e mais (lpea).

22. Razão entre o somatório do número de anos de estudo completados pelas pessoas que têm 25 ou mais anos de idade e o número de pessoas nessa faixa etária.

Com base na equação (1), anteriormente apresentada, serão derivadas outras funções similares de estimação da proporção de pobres como função do gasto estadual, em que o termo  $Gasto_{it}$  é aplicado das seguintes maneiras:

- gasto estadual *per capita*, desagregado por função e investimento, e gasto federal desagregado por função;
- gasto estadual *per capita* agregado (soma dos gastos estaduais das funções orçamentárias selecionadas);
- gasto estadual *per capita* agregado interagindo com binárias de cada estado;
- gasto estadual agregado, interagindo com condições iniciais de 1980 por estado (quais sejam: renda familiar *per capita*, desigualdade, pobreza e educação).

#### 4.2 Efeito do gasto municipal

A segunda investigação da relação entre gasto público e pobreza é realizada para o caso dos municípios. A metodologia aplicada neste caso é similar à utilizada para os estados, porém dispõe-se apenas de dados de três anos do Censo do IBGE, quais sejam: 1991, 2000 e 2010, para 5.058 municípios. Nesta etapa, também se utiliza o modelo econométrico de efeitos fixos para o painel de municípios, o qual elimina o efeito não observado associado aos municípios, de acordo com a equação (2) de estimação da proporção de pobres em função do gasto público municipal, a seguir:

$$Txpobre_{it} = \alpha + Gasto_{municipal_{it}}\beta + w_{it}\delta + a_i + u_{it}. \quad (2)$$

Para o caso dos municípios, a variável  $Txpobre_{it}$  é o logaritmo da proporção de pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior a 50% do salário mínimo;<sup>23</sup>  $Gasto_{municipal_{it}}$  representa o logaritmo das despesas municipais *per capita* das funções orçamentárias selecionadas: previdência e assistência; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo; e investimento, com exceção da função trabalho, que não tem dados disponíveis para 1991.<sup>24</sup>

As variáveis de controle contidas no vetor  $w_{it}$  seguem o mesmo padrão da equação (1), porém com dados municipais (*pop*, *menor\_15* e *maior\_60*), com exceção da variável nível de educação (*niveleducação*), que, para o caso dos municípios, é a taxa de alfabetização da população com mais de 15 anos. Adicionalmente, optou-se por substituir as variáveis gasto federal e INPC, que variam apenas entre os anos, e não entre municípios, por binárias de ano (1991 e 2000). Essas binárias captam os efeitos

23. Para 2010, proporção de pessoas, por classes selecionadas de rendimento mensal domiciliar *per capita* nominal – total – até meio salário mínimo de 1º de setembro de 1991.

24. Também neste caso, os dados são fornecidos pela Secretaria do Tesouro Nacional – Ministério da Fazenda.

específicos de cada ano que afetam todos os municípios conjuntamente, como choques macroeconômicos. O ano de referência é 2010, ou seja, a binária deste ano foi excluída da estimação, evitando-se o problema de multicolinearidade perfeita. Por fim, dado o grande intervalo de tempo (dez anos) e pouca disponibilidade de dados municipais, não se incluem as variáveis defasadas de proporção de pobres e renda domiciliar *per capita*, pois essa defasagem excluiria um ano dos três anos de Censo da série.

## 5 RESULTADOS

### 5.1 Efeito dos gastos estadual e federal desagregados por função orçamentária sobre a pobreza

Inicialmente, para analisar o efeito do gasto desagregado *per capita* sobre a proporção de pobres, o termo  $Gasto_{it}$  da equação (1) foi substituído pelo vetor de despesas estadual e federal *per capita* desagregadas das funções orçamentárias selecionadas.<sup>25</sup>

O resultado da estimação de efeitos fixos (tabela 1) mostra que o gasto do governo estadual em educação reduz a taxa de pobreza (-0,055), porém o mesmo gasto na instância federal tem efeito positivo sobre a pobreza (0,058). Por meio das subfunções que compõem as funções orçamentárias, é possível compreender os efeitos desse gasto sobre a pobreza.<sup>26</sup> Considerando a despesa de 2009, verifica-se que 56% do total da função estadual educação e cultura concentrou-se nas subfunções ensinos fundamental e médio. Contudo, o foco desta função na esfera federal foi o ensino superior. Esse resultado está de acordo com o observado por Huber, Mustillo e Stephens (2008), no qual citam que o gasto na educação básica e fundamental tende a melhorar a qualidade de vida dos cidadãos. Da mesma forma, Menezes-Filho e Vasconcellos (2007) verificaram que investimentos no ensino médio podem tornar o crescimento mais efetivo para a redução da pobreza, mas estes não melhoram as perspectivas de crescimento por si só. Já o gasto federal em educação e cultura, que é concentrado no ensino superior, tem efeito regressivo sobre a pobreza, uma vez que atinge uma parcela da população privilegiada que tem acesso à universidade pública, diferentemente da população mais carente, a qual muitas vezes sequer consegue chegar ao ensino superior.

O mesmo efeito regressivo é observado nas funções trabalho (0,009) e habitação e urbanismo estaduais (0,009) sobre a taxa de pobreza. No caso do efeito da função trabalho – mesmo efeito positivo da esfera federal (0,087) –, verifica-se que o gasto atinge a população que participa do mercado de trabalho, não alcançando a população pobre que não tem acesso aos benefícios destinados aos trabalhadores.

25. Previdência e assistência social; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo; e trabalho e despesa de capital com investimento.

26. Em 14 de abril de 1999, o Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão publicou no Diário Oficial da União a Portaria nº 42, em que atualiza a classificação das despesas por funções e subfunções orçamentárias. No entanto, os dados das subfunções de despesa do governo estadual estão disponíveis apenas a partir de 2004.

No caso do efeito do investimento estadual (-0,024), compreende-se seu impacto redutor sobre a pobreza considerando-se o efeito multiplicador do investimento sobre a renda. Por meio de investimentos em obras de infraestrutura, por exemplo, aquece-se a economia, gera-se renda e desenvolvimento, e, por consequência, o nível de pobreza da população é reduzido de forma mais consistente.

TABELA 1

**Resultado da estimação de pobreza com gastos estadual e federal desagregados – modelo de efeitos fixos**

Variável dependente: <i>log</i> proporção de pobres ( <i>H</i> )		
Variável explicativa	Coefficiente	Desvio-padrão
<i>Gasto estadual per capita</i>		
Previdência e assistência	-0,002	(0,012)
Educação e cultura	-0,055**	(0,027)
Saúde e saneamento	-0,022	(0,017)
Habitação e urbanismo	0,009*	(0,005)
Trabalho	0,009**	(0,005)
Investimento	-0,024***	(0,009)
<i>Gasto federal per capita</i>		
Previdência e assistência	-0,429***	(0,072)
Educação e cultura	0,058*	(0,033)
Saúde e saneamento	-0,186***	(0,028)
Habitação e urbanismo	-0,006	(0,010)
Trabalho	0,087***	(0,033)
Variáveis de controle		
Pobre ( <i>t</i> -1)	0,439***	(0,038)
Anos estudo	-0,159***	(0,025)
Pop	-1,111***	(0,193)
Menor 15	1,669**	(0,824)
Maior 60	-32,588***	(3,628)
INPC	0,008***	(0,002)
Trend	0,250***	(0,020)
Trend2	-0,004***	(0,000)
Constante	20,351***	(2,912)
Efeitos fixos de estado 88-09	Sim	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,862	
<i>n</i>	427	
Teste de Hausman	162,59***	

Elaboração da autora.

Obs.: 1. \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância: 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. O número de observações menor deve-se à ausência de dados de gasto da função trabalho em diversos anos, à ausência de dados do Tocantins de 1987 a 1990 e à ausência de dados de pobreza para o Distrito Federal em 2007.



Com relação às demais despesas federais, a função saúde e saneamento (-0,186) apresentou efeito redutor sobre a pobreza.<sup>27</sup> O efeito redutor da pobreza do gasto com saúde e saneamento é similar às conclusões de Menezes-Filho e Vasconcellos (2007), os quais identificaram que melhorias no saneamento ajudam o crescimento econômico a ser mais efetivo para a redução da pobreza.

Também na esfera federal, a função previdência e assistência<sup>28</sup> apresentou-se estatisticamente significativa e com efeito redutor da proporção de pobres (-0,429). Este efeito pode ser explicado pelo seu elevado volume (R\$ 322,71 bilhões em 2009).<sup>29</sup> Porém, este resultado não corrobora o apresentado pela literatura, pois, de acordo com Barros e Foguel (2000), embora o perfil do acesso ao programa de aposentadorias e pensões seja relativamente uniforme ao longo da distribuição de renda, o perfil dos gastos é bastante regressivo, com os mais ricos recebendo um benefício médio bem superior ao dos mais pobres. Da mesma forma, Hoffmann (2009) verificou que o impacto da previdência do funcionalismo público é regressivo para a desigualdade de renda, mas não aumenta a pobreza, pois, segundo o autor, essa subfunção da previdência contribui para a concentração de renda, principalmente em decorrência da aposentadoria integral do funcionalismo público.

No caso do INPC (0,008), o parâmetro foi significativo e também contribui para a redução da proporção de pobres. Esse resultado confirma as conclusões de Ferreira, Leite e Ravallion (2010), em que os autores identificaram que, apesar de as políticas econômicas de governo não terem como seu principal objetivo a queda da pobreza, políticas que focaram o crescimento econômico e controle da inflação tiveram substancial contribuição para a redução contemporânea da pobreza no Brasil, principalmente em decorrência da melhoria do poder de compra da população carente.

Em relação às demais variáveis de controle, observa-se que, quanto maior o nível de escolaridade da população (-0,159), menor é a pobreza. Estados com população mais educada têm menor proporção de pobres que os demais estados. Os parâmetros demográficos indicam que estados com população mais idosa (-32,588) tendem a apresentar menores índices de pobreza, por sinal este parâmetro tem maior efeito sobre a redução na proporção de pobres, diferentemente de estados com população proporcionalmente mais jovem (1,669), os quais tendem a intensificar a situação de pobreza. População idosa é proporcionalmente

---

27. Em 2009, as principais subfunções da função saúde e saneamento federal foram: suporte profilático, assistência hospitalar, vigilância epidemiológica e alimentação e nutrição, 74% do total desta função.

28. De acordo com o Ipea (Fernandes *et al.*, 1998), o gasto federal com previdência e assistência contempla as seguintes ações: administração de órgãos e programas de pagamento de aposentadorias, pensões e outros benefícios previdenciários; bem como administração de órgãos e programas voltados para a assistência à criança, ao adolescente, ao silvícola e à velhice, para reabilitação profissional de acidentados no trabalho, reintegração social de dependentes de álcool ou de drogas e, para presos e suas famílias. Excluem-se as ações voltadas para servidores públicos federais.

29. Sua principal subfunção a previdência básica, representando 71% do total dessa função orçamentária.

mais economicamente ativa e tem maior renda que populações mais jovens. Esta população também se beneficia diretamente de programas de transferência de renda como BPC, pensões, aposentadorias rurais, entre outros benefícios. O coeficiente da variável defasada do logaritmo da proporção de pobres é positivo e significativo (0,439), confirmando, assim, o fenômeno persistente da pobreza identificado por Ribas, Machado e Golgher (2006).

Para melhor compreender o comportamento do efeito do gasto estadual sobre a pobreza, analisa-se na sequência o seu efeito, interagindo-se o gasto agregado estadual com condições iniciais dos estados.

## 5.2 Efeito sobre a pobreza das condições iniciais de cada estado interagindo com o gasto

Nesta subseção, inicialmente se estima o efeito do gasto estadual *per capita* de forma agregada sobre a pobreza (substitui-se o termo  $Gasto_{it}$  da equação (1) por  $Gastoagregado_{it}$ ), isto é, o somatório das funções sociais estaduais orçamentárias selecionadas.<sup>30</sup> O resultado desta estimação é apresentado na tabela 2, a seguir.

TABELA 2  
Resultado das estimações de pobreza com gasto estadual agregado – modelo de efeitos fixos

Variável dependente: proporção de pobres ( <i>H</i> )		
Variável explicativa	Coefficiente	Desvio-padrão
Gasto estadual agregado	-0,064*	(0,034)
Variáveis de controle		
Pobre (t-1)	0,474***	(0,038)
Pop	-0,325	(0,211)
Menor 15	3,879***	(0,821)
Maior 60	-28,338***	(4,226)
INPC	0,001	(0,001)
Anos estudo	-0,207***	(0,025)
Trend	0,132***	(0,019)
Trend2	-0,001***	(0,000)
Constante	5,181	(3,200)
Estados – efeitos fixos (88-09)	Sim	
$R^2$	0,79	
$n$	508	
Teste de Hausman – efeito fixo	172,79***	

Elaboração da autora.

Obs.: 1. \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. O número menor de observações deve-se à ausência de dados do Tocantins de 1987 a 1990, e à ausência de dados de pobreza para o Distrito Federal em 2007.

30. Previdência e assistência; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo; trabalho e investimento.

Verifica-se que o agregado de gastos sociais estaduais *per capita* é efetivo para a redução da proporção de pobres no Brasil (-0,064). No estudo de Ferreira, Leite e Ravallion (2010), a despesa estadual não mostrou efeito estatisticamente significativo para a redução da pobreza. Os autores também utilizaram o gasto estadual de forma agregada, denominando-os de sociais.<sup>31</sup> No entanto, neste estudo, diferentemente do realizado por Ferreira, Leite e Ravallion (2010), não se incluiu a variável crescimento econômico no modelo, apenas o valor agregado de gastos sociais.

Nesta subseção também se analisa a elasticidade do gasto estadual agregado de cada estado sobre a pobreza, ou seja, estima-se, por meio do método de mínimos quadrados ordinários (MQO),<sup>32</sup> o efeito do gasto agregado de cada estado interagindo com sua respectiva binária. Desta forma, obtém-se o efeito do gasto estadual sobre a pobreza considerando-se as características específicas de cada estado.

A estimação do gasto por estado é similar à estimação da equação (1) anterior, porém se utilizam como variáveis explicativas as binárias de cada estado interagindo com o gasto estadual agregado. Por meio deste procedimento é possível verificar a influência do gasto social agregado de cada estado sobre a pobreza, considerando também o efeito das características específicas dos estados. A equação (3), a seguir, demonstra a estimação da proporção de pobres em função da interação das binárias de estado com seu respectivo gasto agregado:

$$Txpobre_{it} = \alpha + (Gastoagregado_{it} \times bináriasdeestado) \beta + u_{it}. \quad (3)$$

O resultado dessa estimação (tabela 3) mostra a diferença de elasticidade da pobreza (*H*) em relação à média do gasto estadual agregado. Este resultado está de acordo com o esperado, dada a diversidade de condições específicas e a desigualdade de renda entre os estados e as regiões. As características específicas dos estados do Nordeste fazem com que o efeito do seu gasto sobre a queda da pobreza seja menor que o efeito do gasto dos estados das regiões Sul e Sudeste. De certa maneira, pode-se inferir que o gasto social *per capita* da região Nordeste tende a ser menos elástico para reduzir menos a pobreza do que o gasto das demais regiões do país, principalmente Sul e Sudeste.

Os estados da região Nordeste são os que apresentam menor valor absoluto da elasticidade da pobreza em relação ao gasto total estadual, em torno de -0,30, enquanto os estados de Santa Catarina (-0,49) e de São Paulo (-0,45) apresentam os maiores valores absolutos. Os estados do Tocantins (0,29), do Maranhão, do Piauí, de Alagoas e de Sergipe (-0,30) apresentam os piores parâmetros. Hoffmann (2005),

31. Saúde e saneamento, educação e cultura e previdência e assistência, bem como o investimento estadual.

32. Esta estimação contempla o período de 1987 a 2009.

analisando as elasticidades da proporção de pobres ( $H$ ) em relação à renda média, constatou que essas são relativamente baixas nos estados do Nordeste e relativamente elevadas no Rio de Janeiro, em São Paulo e nos estados do Sul, em que a desigualdade de renda é menor do que em outros estados.

Na sequência, analisa-se a influência das condições iniciais de cada estado sobre o efeito dos seus gastos sobre a pobreza. Assim, como descrito anteriormente, utilizam-se os dados de 1980<sup>33</sup> para se obter as variáveis de condições iniciais de cada estado: desigualdade, pobreza, grau de educação e renda.

TABELA 3

**Resultado da estimação de pobreza com binárias de estado interagindo com gasto estadual agregado – modelo de MQO**

Variável dependente: proporção de pobres ( $H$ )			
Região	Binária de estado interagindo com:		
	Gasto estadual	Coefficiente	Desvio-padrão
Norte	<i>ROgasto</i>	-0,42***	(0,03)
	<i>ACgasto</i>	-0,35***	(0,03)
	<i>AMgasto</i>	-0,35***	(0,03)
	<i>RRgasto</i>	-0,38***	(0,03)
	<i>PAGasto</i>	-0,40***	(0,04)
	<i>APgasto</i>	-0,35***	(0,03)
	<i>TOgasto</i>	-0,29***	(0,03)
Nordeste	<i>MAGasto</i>	-0,30***	(0,04)
	<i>PIgasto</i>	-0,30***	(0,04)
	<i>CEgasto</i>	-0,30***	(0,04)
	<i>RNGasto</i>	-0,31***	(0,03)
	<i>PBGasto</i>	-0,31***	(0,04)
	<i>PEgasto</i>	-0,31***	(0,04)
	<i>ALgasto</i>	-0,30***	(0,04)
Sudeste	<i>SEgasto</i>	-0,30***	(0,03)
	<i>BAGasto</i>	-0,31***	(0,04)
	<i>MGgasto</i>	-0,43***	(0,03)
	<i>ESgasto</i>	-0,40***	(0,03)
	<i>RJgasto</i>	-0,43***	(0,03)
	<i>SPgasto</i>	-0,45***	(0,03)

(Continua)

33. Sete anos antes do início da série dados utilizada nesta estimação.

(Continuação)

Variável dependente: proporção de pobres ( <i>H</i> )			
Região	Binária de estado interagindo com:		
	Gasto estadual	Coefficiente	Desvio-padrão
Sul	<i>PRgasto</i>	-0,40***	(0,03)
	<i>SCgasto</i>	-0,49***	(0,03)
	<i>RSgasto</i>	-0,42***	(0,03)
Centro-Oeste	<i>MSgasto</i>	-0,42***	(0,03)
	<i>MTgasto</i>	-0,42***	(0,03)
	<i>GOgasto</i>	-0,42***	(0,03)
	<i>DFgasto</i>	-0,37***	(0,03)
	Constante	1,31***	(0,21)
	<i>R</i> <sup>2</sup>	0,75	
	<i>n</i>	509	
	Teste F	52,78***	

Elaboração da autora.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Investiga-se o efeito do gasto agregado dos estados interagindo com as suas respectivas condições iniciais em 1980. Para tanto, substitui-se o termo  $Gasto_{it}$  da equação (1) pela variável  $Gastoagreg\_iniciais_{it}^k$ , gasto estadual agregado *per capita* multiplicado por cada uma das condições iniciais de cada estado (*k*), separadamente, resultando nas seguintes variáveis explicativas:  $Gasto\_renda_{it}$ ,  $Gasto\_rpobre_{it}$ ,  $Gasto\_desigualdade_{it}$  e  $Gasto\_educação_{it}$ , calculadas da seguinte forma:

$$Gastoagreg\_iniciais_{it}^k = Gastoagregado_{it} \times Condiçõesiniciais\_1980_i. \quad (4)$$

Cada uma dessas variáveis explicativas com interação gera uma estimação de pobreza; o resultado das quatro estimações é apresentado na tabela 4. É possível observar que as melhores condições iniciais de desenvolvimento de cada estado, em 1980, influenciam de maneira positiva o efeito do gasto social sobre a pobreza. Estados com melhores condições iniciais, quais sejam: menor desigualdade, menor proporção de pobres, população com mais renda e anos de estudo aumentam o efeito do seu gasto social *per capita* sobre a redução da pobreza. Para a condição inicial de pobreza, medida pela proporção de pobres (*H*) (0,129) e desigualdade (0,140), verifica-se que o efeito da sua interação com o gasto estadual é positivo sobre a proporção de pobres. Estados com maior proporção de pobres e com mais desigualdade, em 1980, tinham mais dificuldade em reduzir a pobreza por meio do gasto social (no período em análise, 1988-2009) do que aqueles estados com melhores condições de desenvolvimento naquela data.

Hoffmann (1995b) verificou que, para uma distribuição *log-normal*, a relação entre índices de pobreza e a renda média (para diferentes valores de Gini) é uma curva semelhante a um arco de hipérbole, ou seja, concluiu que quanto maior a desigualdade menor é o efeito do crescimento da renda média sobre a pobreza. Da mesma maneira, Menezes-Filho e Vasconcellos (2007) verificaram que estados mais pobres e desiguais têm de se desenvolver mais para atingir a mesma taxa de redução da pobreza que outros estados com melhores condições. As piores condições iniciais reduzem o efeito que o gasto tem sobre a queda da pobreza. Inversamente, estados com maior renda média (-0,262) e população com mais educação (-0,124), em 1980, tendiam a aumentar o efeito do seu gasto sobre a redução da pobreza.

Estados com características específicas menos favoráveis à redução da pobreza, como os do Nordeste (Alagoas, Maranhão, Piauí, Ceará, Paraíba, Pernambuco e Bahia) estão entre aqueles que têm os menores volumes de gasto estadual *per capita*. No longo prazo, esta situação pode resultar na intensificação ou permanência, tanto da situação de pobreza quanto em piores condições de desenvolvimento, dificultando ainda mais a reversão desse quadro.

Conforme verificado por Menezes-Filho e Vasconcellos (2007), é possível perceber que políticas que tenham como foco a melhoria do nível de desenvolvimento dos estados, predominantemente gastos em educação, transferência de renda e saúde, melhoram os efeitos futuros de outros gastos sociais para redução da pobreza. Essas políticas têm a capacidade de intensificar o efeito do mesmo gasto social sobre a queda da pobreza em um momento futuro, criando, assim, um ciclo virtuoso.

TABELA 4

**Resultado da estimação de pobreza com gasto estadual agregado interagindo com condições iniciais – modelo de efeitos fixos**

	Variável dependente: proporção de pobres ( <i>H</i> )			
	Renda	Theil	Pobre	Educação
Condições iniciais de 1980 interagindo com gasto estadual				
Renda média X	-0,262***	-	-	-
Gasto estadual	(0,052)	-	-	-
Desigualdade (Theil) X	-	0,140**	-	-
Gasto estadual	-	(0,060)	-	-
Proporção de pobres X	-	-	0,129***	-
Gasto estadual	-	-	(0,028)	-
Anos de educação X	-	-	-	-0,124***
Gasto estadual	-	-	-	(0,031)

(Continua)

(Continuação)

	Variável dependente: proporção de pobres ( <i>H</i> )			
	Renda	Theil	Pobre	Educação
	Variáveis de controle			
Pobre ( <i>t</i> -1)	0,434*** (0,038)	0,473*** (0,038)	0,447*** (0,038)	0,455*** (0,038)
Nível educação	-0,231*** (0,025)	-0,207*** (0,025)	-0,226*** (0,025)	-0,217*** (0,025)
Pop	0,186 (0,221)	-0,313 (0,209)	-0,098 (0,207)	-0,230 (0,205)
Menor 15	5,230*** (0,849)	3,961*** (0,821)	4,432*** (0,817)	4,366*** (0,821)
Maior 60	-19,471*** (4,333)	-28,859*** (4,236)	-25,410*** (4,109)	-27,174*** (4,112)
INPC	0,002* (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)
Trend	0,115*** (0,018)	0,134*** (0,019)	0,127*** (0,018)	0,134*** (0,018)
Trend2	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Constante	-3,653 (3,362)	5,057 (3,153)	1,971 (3,074)	3,924 (3,064)
Estados – efeitos fixos (88-09)	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,80	0,79	0,79	0,79
<i>n</i>	508	508	508	508

Elaboração da autora.

Obs.: 1. \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Desvio-padrão entre parênteses.

Como testado anteriormente, o gasto social estadual *per capita* tem efeito intensificado sobre a queda da pobreza em estados com melhor nível de desenvolvimento. Podemos verificar que o efeito do gasto, classificado aqui como social, deriva de políticas públicas diversas, das quais algumas têm efeito direto e imediato sobre a pobreza, como as transferências de renda, e outras têm efeito indireto e de médio ou longo prazo, como gasto em saúde e educação. Porém, no longo prazo esses gastos geram um resultado positivo e acumulado sobre a queda da pobreza. Por meio deste estudo não foi possível captar a divergência de efeito de políticas públicas no tempo, tampouco a permanência ou não no estado de pobreza. Estudos futuros utilizando um painel dinâmico eventualmente poderão captar esse efeito.

### 5.3 Efeito do gasto municipal sobre a pobreza

Nesta subseção aplica-se procedimento análogo ao utilizado para o caso do gasto estadual *per capita*, porém para o caso dos municípios – equação (2). Estima-se o efeito do gasto municipal *per capita* desagregado por função orçamentária sobre a pobreza, substituindo-se o termo  $Gasto\_municipal_{it}$  pelo vetor de gastos por função: previdência e assistência, saúde e saneamento, educação e cultura e habitação e urbanismo, além do investimento.

TABELA 5  
Resultado da estimação de pobreza com gasto municipal desagregado – efeitos fixos

Variável dependente: proporção de pobres ( <i>H</i> )			
Variável explicativa	Coefficiente	Desvio-padrão	
Gasto municipal			
Previdência e assistência	-0,009**	(0,004)	
Saúde e saneamento	-0,040***	(0,005)	
Educação e cultura	0,048***	(0,009)	
Habitação e urbanismo	-0,011***	(0,003)	
Investimento	-0,010**	(0,004)	
Variáveis de controle			
Nível educação	0,196**	(0,081)	
Pop	0,212***	(0,022)	
Menor 15	1,908***	(0,204)	
Maior 60	-2,217***	(0,322)	
Constante	-3,357***	(0,264)	
Binárias de ano	Sim		
Municípios – efeitos fixos (91, 00 e 10)	Sim		
$R^2$	0,298		
$n$	11.653		
Teste de Hausman – efeitos fixos	8.290***		

Elaboração da autora.

Obs.: 1. \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Desvio-padrão entre parênteses.

3. O número de observações menor deve-se à ausência de dados de gasto com previdência e assistência e habitação e urbanismo em diversos municípios nos três anos da estimação.

O resultado apresentado na tabela 5 mostra que o gasto *per capita* municipal com saúde e saneamento (-0,04) tem efeito redutor sobre a pobreza, da mesma forma que o investimento (-0,01), a habitação e o urbanismo (-0,011) e o gasto em previdência e assistência (-0,009). O gasto com educação e cultura (0,048) apresentou o inverso sobre a pobreza, resultado divergente do esperado, dado que este gasto é focalizado na pré-escola e no ensino básico. Entre as variáveis de controle,



similarmente ao caso dos estados, verifica-se que cidades com população mais idosa (-2,217) têm menores níveis de pobreza, enquanto cidades com mais jovens têm maior grau de pobreza, pois essa população tem menor renda e concentra mais gastos (1,908). Cidades com maior população total (-0,212) e estranhamente maior nível de educação (0,196) apresentaram coeficientes positivos para proporção de pobres.

Em seguida, estima-se o efeito do gasto agregado municipal sobre a pobreza, soma das funções orçamentárias selecionadas.<sup>34</sup> Verifica-se, na tabela 6, que, assim como no caso do gasto estadual, o gasto municipal agregado também contribui para a redução da pobreza (-0,041). Este resultado confirma o efeito obtido no caso dos estados, isto é, tanto o gasto federal quanto os gastos regionais no Brasil contribuem para a redução da pobreza. As variáveis de controle apresentaram resultados similares às estimações com dados de gasto municipal desagregado.

TABELA 6  
Resultado da estimação de pobreza com gasto municipal agregado – modelo de efeitos fixos

Variável dependente: proporção de pobres (H)		
Variável explicativa	Coeficiente	Desvio-padrão
Gasto municipal agregado	-0,041***	(0,007)
Variáveis de controle		
Nível educação	0,489***	(0,067)
Pop	0,198***	(0,019)
Menor 15	1,697***	(0,181)
Maior 60	-2,251***	(0,286)
Constante	-3,186***	(0,229)
Binárias de ano	Sim	
Municípios – efeitos fixos (91, 00 e 10)	Sim	
R <sup>2</sup>	0,32	
n	12.668	
Teste de Hausman – efeitos fixos	4.604***	

Elaboração da autora.

Obs.: 1. \*, \*\* e \*\*\* = nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Desvio-padrão entre parênteses.

3. O número de observações maior deve-se à soma das funções orçamentárias.

#### 5.4 Análise de efetividade dos gastos por instância de governo

Cada elasticidade de gasto *per capita* (federal, estadual e municipal) obtida nas diversas estimações anteriores tem uma efetividade diferente sobre a pobreza. A magnitude do valor *per capita* gasto varia entre as funções e as instâncias de governo,

34. Previdência e assistência; educação e cultura; saúde e saneamento; habitação e urbanismo; e investimento.

as elasticidades dos gastos municipais estão em estimações diferentes das estimações das elasticidades dos gastos estadual e federal. Assim, não é possível simplesmente comparar os coeficientes das estimações para verificar a efetividade relativa de cada elasticidade, é necessário padronizar as elasticidades dos diferentes gastos para se comparar a efetividade relativa de cada uma delas.

Desta maneira, para a comparação dos seus efeitos, verifica-se a necessidade de padronização das elasticidades estimadas. Para tal, utiliza-se o procedimento a seguir.

Os parâmetros ( $\beta$ ) das estimações são as elasticidades ( $\varepsilon$ ) da pobreza ( $H$ ) em relação ao gasto médio ( $G$ ) *per capita*, que podem ser representados da seguinte forma:

$$\beta = \varepsilon = \frac{\Delta H}{\Delta G} \cdot \frac{\bar{G}}{\bar{H}}. \quad (5)$$

Manipulando-se algebricamente,  $\frac{\Delta H}{\Delta G} = \varepsilon \cdot \frac{\bar{H}}{\bar{G}}$ .

Por fim, admite-se que  $\Delta G = 1000$ , isto é, que ocorra um aumento de R\$ 1.000 no tipo de gasto *per capita* analisado. Então o efeito desse gasto médio adicional de R\$ 1.000 sobre a variação da pobreza ( $\Delta H$ ) é dado por:

$$\Delta H = \varepsilon \cdot \frac{\bar{H}}{\bar{G}} \cdot 1000. \quad (6)$$

Assim, a tabela 7 apresenta a efetividade relativa dos diferentes tipos de gasto *per capita* sobre a redução da pobreza ( $H$ ), ou seja, o efeito da variação de R\$ 1.000 nos gastos *per capita* sobre a pobreza. Observa-se que a despesa mais efetiva para reduzir a pobreza é a federal em saúde e saneamento, uma variação de R\$ 1.000 nesta função orçamentária *per capita* reduz a proporção de pobres em 0,35 no período analisado. Esta função também é a mais efetiva na esfera municipal (-0,08). Conforme citamos anteriormente, Menezes-Filho e Vasconcellos (2007) identificaram que melhorias no saneamento ajudam o crescimento econômico a ser mais efetivo para a redução da pobreza. Em seguida, vem o gasto com previdência e assistência federal (-0,16).

Na esfera estadual o gasto em educação e cultura aparece como o mais efetivo (-0,07), seguido pelo investimento (-0,04).

As demais despesas que apresentaram efeito sobre a redução da pobreza têm a seguinte ordem de efetividade: previdência e assistência municipal (-0,06), gasto em habitação e urbanismo municipal (-0,04) e, por fim, gastos agregados estaduais e municipais (-0,02).

**TABELA 7**  
**Efetividade do gasto por instância de governo sobre a variação da pobreza**

Gasto	Coefficiente	H	G	$\Delta H$
Federal	-	0,37	-	-
Previdência e assistência	-0,429	-	1001,46	-0,16
Saúde e saneamento	-0,186	-	196,02	-0,35
Estadual	-	0,37	-	-
Educação e cultura	-0,055	-	291,41	-0,07
Investimento	-0,024	-	205,75	-0,04
Gasto agregado social	-0,064	-	694,48	-0,03
Municipal	-	0,49	-	-
Previdência e assistência	-0,009	-	68,05	-0,06
Saúde e saneamento	-0,034	-	201,03	-0,08
Habituação e urbanismo	-0,010	-	112,50	-0,04
Investimento	-0,011	-	164,19	-0,03
Gasto agregado social	-0,034	-	741,67	-0,02

Elaboração da autora.

## 6 CONCLUSÃO

Este artigo tem como principal objetivo a análise do efeito dos gastos sociais das três instâncias de governo (federal, estadual e municipal) sobre a pobreza no Brasil.

O gasto federal em previdência e assistência apresentou efeito redutor sobre a pobreza. Porém, de acordo com a literatura apresentada, este gasto não é focalizado na parcela mais carente da população; seu maior volume é direcionado para a aposentadoria do funcionalismo público e outras pensões e aposentadorias da população mais favorecida. No entanto, a estimação captou um efeito redutor da pobreza, possivelmente dado seu elevado valor (R\$ 322.706 milhões) e seu volume crescente, principalmente nos anos recentes, decorrente da intensificação dos programas sociais do governo federal e do aumento real do salário mínimo.

O gasto em saúde e saneamento apresentou o maior efeito redutor sobre a pobreza, em especial nas instâncias federal e municipal, mesmo se considerando que essa despesa tem volume reduzido em comparação com o gasto em previdência federal. No entanto, o gasto com saúde e saneamento apresentou crescimento acentuado no período analisado. Conforme citado na revisão bibliográfica, outros estudos verificaram que a expansão fiscal e, mais especificamente, gastos em saúde e saneamento, tendem a reduzir a pobreza no Brasil. O gasto em saúde e saneamento, possivelmente, é mais focalizado que o gasto em previdência e assistência, possivelmente porque o público desassistido é quem utiliza majoritariamente os serviços públicos de saúde.

Os coeficientes que apresentaram maior efetividade para a redução da pobreza foram o gasto federal *per capita* em saúde e saneamento, seguido pelo gasto federal em previdência e assistência e o gasto municipal em saúde e saneamento. Em seguida os gastos mais efetivos são em educação e cultura estadual e em previdência e assistência municipal. O investimento mostra-se como o menos efetivo entre os que apresentaram efeito sobre a queda da pobreza.

Verificou-se também que as diferenças regionais influenciam o grau em que o gasto estadual afeta a queda da pobreza. A forma encontrada por este estudo para compreender essas diferenças regionais e seus efeitos sobre a pobreza foi a interação do gasto estadual agregado com as respectivas condições iniciais de cada estado – em 1980. Observou-se que as condições iniciais de desenvolvimento específicas de cada estado têm influência sobre o efeito de políticas públicas de redução da pobreza. Assim, evidencia-se que estados que têm políticas com foco na melhoria da educação e distribuição de renda podem provocar mudanças estruturais no nível de desenvolvimento da população, e, conseqüentemente, conseguem melhorar os efeitos sobre a queda da pobreza de gastos nessas áreas sociais. Essas políticas podem potencializar o efeito do gasto social sobre a pobreza, criando, assim, um ciclo virtuoso. Similarmente, conforme citado anteriormente em outros estudos, verificou-se que, em estados mais prósperos e com menor desigualdade, o efeito do crescimento da renda sobre a pobreza é mais intenso do que em estados com piores condições.

Complementarmente, interagindo o gasto estadual agregado com as binárias de estado, também foi possível verificar que há evidências da influência das características específicas de cada estado sobre o grau em que seu gasto reduz a pobreza. Essa hipótese pode ter relação com a eficiência na aplicação do gasto de cada governo, entre outras idiosincrasias regionais.

## REFERÊNCIAS

ARVATE, P. R.; LUCINDA, C. R.; AVELINO, E. G. Existe influência da ideologia sobre o resultado fiscal dos governos estaduais brasileiros? **Estudos Econômicos**, v. 3, n. 4, p. 780-814, 2008.

BARROS, R. P. *et al.* Sobre a evolução recente da pobreza e da desigualdade no Brasil. *In*: CASTRO, J. A.; VAZ, F. M. (Orgs.). **Situação social brasileira: monitoramento das condições de vida**. Brasília: Ipea, 2011. p. 41-64.

BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; MENDONÇA, R. S. Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira. **Revista Econômica**, n. 8, p. 117-147, 2006.

BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N. Focalização dos gastos públicos sociais e erradicação da pobreza no Brasil. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 719-739.

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. S. **Determinantes imediatas da queda da desigualdade brasileira**. Brasília: Ipea, 2007. (Texto para Discussão, n. 253).

BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S. **O impacto do crescimento econômico e de reduções no grau de desigualdade sobre a pobreza**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 528).

BRASIL. Ministério da Fazenda. Secretaria do Tesouro Nacional. **Finbra (Finanças do Brasil)**. Brasília: MF, 2009.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. New York: Cambridge University Press, 2005.

FAN, S.; ZHANG, L.; ZHANG, X. Reforms, investment, and poverty in rural China. **Economic Development and Cultural Change**, v. 52, n. 2, p. 395-421, 2004.

FERNANDES, M. A. C. *et al.* **Dimensionamento e acompanhamento do gasto social federal**. Brasília: Ipea, 1998. (Texto para Discussão, n. 547).

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; RAVALLION, M. Poverty reduction without economic growth? Explaining Brazil's poverty dynamics, 1985-2004. **Journal of Development Economics**, v. 93, n. 1, p. 88-108, 2010.

HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1970-1990. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49, n. 2, p. 277-294, 1995a.

\_\_\_\_\_. Relação entre pobreza absoluta, renda média e desigualdade da distribuição de renda. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 25, n. 2, p. 337-358, 1995b.

\_\_\_\_\_. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade no Brasil e nas Unidades da Federação. **Economia**, v. 6, n. 2, p. 255-289, 2005.

\_\_\_\_\_. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar *per capita*. **Economia e Sociedade**, v. 18, n. 1, p. 213-231, 2009.

HUBER, E.; MUSTILLO, T.; STEPHENS, J. D. Politics and social spending in Latin America. **The Journal of Politics**, v. 70, n. 2, p. 420-436, 2008.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Projeção da população do Brasil por sexo e idade 1980-2050**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

KINGSTON, J.; KINGSTON, L. S. A distribuição da renda no Brasil, 1960-70. **Revista Brasileira de Economia**, v. 26, n. 4, p. 241-256, 1972.

- LOAYZA, N. V.; RADDATZ, C. The composition of growth matters for the poverty alleviation. **Journal of Development Economics**, v. 93, n. 1, p. 137-151, 2010.
- MARINHO, E.; ARAUJO, J. Pobreza e o sistema de seguridade social rural no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, p. 161-175, 2010.
- MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G. Os programas de transferência de renda do governo impactam a pobreza no Brasil? **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 3, p. 267-288, 2011.
- MENEZES-FILHO, N.; VASCONCELLOS, L. Human capital, inequality and pro-poor growth in Brazil. In: BESLEY, T.; CORD, L. (Eds.). **Delivering on the promise of pro-poor growth: insights and lessons from countries experiences**. New York: Palgrave Macmillan, 2007. p. 219-243.
- NICKELL, S. J. Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1417-1426, Nov. 1981.
- RAVALLION, M. A comparative perspective on poverty reduction in Brazil, China, and India. **The World Bank Research Observer**, v. 26, n. 1, p. 71-104, 2011.
- RAVALLION, M.; CHEN, S. China's (uneven) progress against poverty. **Journal of Development Economics**, v. 82, n. 1, p. 1-42, 2007.
- RAVALLION, M.; DATT, G. Why has economic growth been more pro-poor in some states of India than others? **Journal of Development Economics**, v. 62, n. 2, p. 381-400, 2002.
- RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F.; GOLGHER, A. B. **Fluctuations and persistence in poverty: a transient-chronic decomposition model for pseudo-panel data**. Belo Horizonte: UFMG, 2006. (Textos para Discussão, n. 290).
- TRIDICO, P. Growth, inequality and poverty in emerging and transition economies. **Transition Studies Review**, v. 16, n. 4, p. 979-1001, 2010.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J-S. **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion**. New Jersey: Princeton University Press, 2009.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. **Uma sugestão de delatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 0897).
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5th ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2002.
- HOFFMANN, R. Desigualdade e pobreza no Brasil no período 1997 e a influência da inflação e do salário mínimo. **Economia e Sociedade**, n. 11, p. 199-221, 1998.

## APÊNDICE

TABELA A.1

### Total de gasto municipal por função orçamentária

(Em R\$ milhões)

Ano	Previdência e assistência	Educação e cultura	Saúde e saneamento	Habitação e urbanismo	Total municipal	PIB (%)
1991	4.762	11.874	7.958	11.570	36.164	3
2000	12.632	37.147	30.126	16.848	96.752	4
2010	23.410	77.725	76.053	34.581	211.770	8

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional – Ministério da Fazenda.

Elaboração da autora.

Obs.: Valores em R\$ de dezembro de 2009.

TABELA A.2

### Total de gasto federal por função orçamentária

(Em R\$ milhões)

Ano	Previdência e assistência	Educação e cultura	Saúde e saneamento	Habitação e urbanismo	Trabalho	Total social federal	Total federal + estadual	(Federal + estadual) (%)	PIB (%)
1987	18.511	27.492	7.640	3.887	1.374	58.904	120.705	49	4
1988	24.457	29.410	7.400	4.678	1.391	67.336	130.580	52	5
1989	52.209	29.154	10.621	563	2.483	95.030	165.706	57	7
1990	100.426	20.559	6.786	382	13.693	141.846	215.377	66	11
1991	68.242	14.576	21.580	711	10.770	115.879	175.688	66	9
1992	70.215	11.889	23.592	196	10.712	116.603	176.523	66	9
1993	101.320	19.130	33.595	891	10.819	165.755	231.742	72	12
1994	115.403	24.674	32.948	181	7.362	180.568	259.015	70	12
1995	136.841	24.397	38.473	284	14.376	214.371	304.258	70	12
1996	144.102	21.393	33.183	775	15.654	215.107	307.167	70	11
1997	148.783	22.168	38.234	900	15.303	225.388	316.013	71	11
1998	166.252	30.520	34.022	622	16.141	247.557	358.511	69	12
1999	173.561	31.377	37.410	626	15.816	258.790	370.060	70	12
2000	179.957	19.963	37.576	3.305	11.488	252.289	367.100	69	12
2001	193.070	20.387	40.836	1.452	12.732	268.476	382.251	70	12
2002	201.421	20.902	39.641	953	13.163	276.079	395.423	70	12
2003	204.290	19.189	36.148	617	12.604	272.849	384.863	71	12
2004	224.063	18.558	41.284	2.101	13.374	299.381	419.985	71	12
2005	241.313	19.703	43.195	3.167	15.020	322.398	451.094	71	13
2006	267.703	20.461	45.516	3.757	18.779	356.216	499.679	71	13
2007	283.367	21.214	43.379	932	21.272	370.164	519.328	71	13
2008	294.615	23.137	45.486	1.272	22.498	387.008	564.960	69	12
2009	322.706	29.100	49.528	1.746	28.434	431.514	624.893	69	14

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional – Ministério da Fazenda.

Elaboração da autora.

Obs.: Valores em R\$ de dezembro de 2009.

**TABELA A.3**  
**Total de gasto estadual por função orçamentária**  
 (Em R\$ milhões)

Ano	Previdência e assistência	Educação e cultura	Saúde e saneamento	Habitação e urbanismo	Trabalho	Total estadual	(Federal + estadual) (%)	PIB (%)
1987	17.387	29.566	12.880	1.740	228	61.801	51	4
1988	16.194	26.822	18.263	1.799	166	63.244	48	4
1989	18.283	29.318	20.961	1.972	142	70.676	43	5
1990	20.898	31.443	17.712	3.298	180	73.530	34	6
1991	17.231	25.227	14.698	2.501	153	59.810	34	5
1992	16.744	25.527	14.380	3.044	224	59.919	34	5
1993	19.822	28.099	15.197	2.590	279	65.987	28	5
1994	23.494	33.064	18.117	3.319	453	78.447	30	5
1995	30.471	37.404	18.743	2.849	420	89.887	30	5
1996	34.932	38.691	14.786	2.635	1.016	92.059	30	5
1997	35.657	33.973	16.465	3.463	1.067	90.625	29	5
1998	41.365	46.849	18.173	3.461	1.106	110.954	31	6
1999	40.661	48.366	18.755	2.597	891	111.270	30	5
2000	37.096	51.426	21.599	3.519	1.171	114.811	31	5
2001	26.174	55.738	28.201	3.662	0	113.775	30	5
2002	28.280	56.033	30.595	3.534	901	119.343	30	5
2003	26.882	52.611	29.242	2.575	704	112.014	29	5
2004	31.483	49.707	35.600	3.163	651	120.604	29	5
2005	33.738	52.078	38.419	3.622	839	128.696	29	5
2006	38.031	57.362	42.981	4.246	844	143.464	29	5
2007	38.705	61.506	44.944	3.287	721	149.163	29	5
2008	49.451	70.969	50.869	5.795	867	177.952	31	6
2009	59.700	72.766	53.781	6.101	1.031	193.379	31	6

Fonte: Secretaria do Tesouro Nacional – Ministério da Fazenda.

Elaboração da autora.

Obs.: Valores em R\$ de dezembro de 2009.



# CUSTO ECONÔMICO DA ENERGIA EM MINAS GERAIS: IMPACTOS DAS ELEVAÇÕES DE TARIFAS ENTRE 2011 E 2015<sup>1</sup>

Aline Souza Magalhães<sup>2</sup>

Kênia Barreiro de Souza<sup>3</sup>

Terciane Sabadini Carvalho<sup>4</sup>

Édson Paulo Domingues<sup>5</sup>

O primeiro semestre de 2015 foi marcado por elevações importantes dos preços de energia elétrica, fruto dos problemas de geração hídrica e da consequente utilização de geração térmica na oferta de energia. Neste contexto, o objetivo deste trabalho é analisar os impactos econômicos das mudanças nos preços da energia elétrica em Minas Gerais, identificando o papel das modificações de preços por categoria de consumo. Para tal, utiliza-se um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) especialmente capacitado para esta análise. Ao se analisar o impacto setorial dos preços da energia, os resultados permitem identificar elementos que podem subsidiar políticas de precificação de energia em Minas Gerais. Os resultados apontam que os efeitos indiretos do preço da energia sobre a economia são tão ou mais prejudiciais que os efeitos do aumento de preços sobre o consumo residencial de energia. Assim, ajustes de preços em direção ao consumo final tendem a ser menos negativos do que as elevações de preços de energia sobre setores produtivos, especialmente na indústria.

**Palavras-chave:** energia; Minas Gerais; preços; equilíbrio geral computável.

JEL: Q40; R50; C68.

## ECONOMIC COST OF ENERGY IN MINAS GERAIS: IMPACTS OF TARIFF INCREASES BETWEEN 2011 AND 2015

The first half of 2015 was marked by significant increases in electricity prices as a result of problems of hydro generation and the consequent use of thermal generation in energy supply. In this context, this paper aims to study the economic impacts of changes in the electricity prices in Minas Gerais, identifying the role of price changes by category of consumption. To do this, we have used a computable general equilibrium model, specially tailored for this analysis. When analyzing the sectoral impact of energy prices, the results allow us to identify elements that can subsidize energy pricing policies in Minas Gerais. The results indicate that indirect effects of energy prices on the economy can be more harmful than the effects of the price increase on residential energy consumption. Thus, price adjustments toward the final consumption tend to be less negative than the energy price increases on productive sectors, especially in industry.

**Keywords:** energy; Minas Gerais; prices; computable general equilibrium model.

---

1. Este artigo é uma contribuição da Rede Brasileira de Pesquisas sobre Mudanças Climáticas Globais, convênio Finep/Rede Clima 01.08.0405.01.

2. Professora adjunta do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) e pesquisadora do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). Vice-coordenadora do Núcleo de Pesquisa em Modelagem Econômica e Ambiental (Nemea). *E-mail:* <alinesm@cedeplar.ufmg.br>.

3. Professora adjunta do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR). *E-mail:* <keniadesouza@ufpr.br>.

4. Professora adjunta do Departamento de Economia da UFPR e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE) da mesma instituição. *E-mail:* <terciane.carvalho@ufpr.br>.

5. Professor-associado do Departamento de Ciências Econômicas e do Cedeplar/UFMG. Bolsista de produtividade em pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e do Programa Pesquisador Mineiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig). Coordenador do Nemea. *E-mail:* <epdomin@cedeplar.ufmg.br>.

## 1 INTRODUÇÃO: CRISE DE ENERGIA NO BRASIL

O primeiro semestre de 2015 foi marcado por elevações importantes dos preços de energia elétrica, fruto dos problemas de geração hídrica e da consequente utilização de geração térmica na oferta de energia. Os efeitos diretos dessa elevação de preços são bastante conhecidos e comentados, especialmente na elevação da “conta de luz” das famílias. Os dados do primeiro semestre de 2015 apontaram para a elevada participação dos aumentos da energia no Índice de Preços ao Consumidor (IPC). Entretanto, os impactos do custo da energia sobre os custos de produção também são significativos, não apenas pelo seu papel como insumo, mas pela capacidade de repercussão em diversas cadeias produtivas. Assim, mesmo um setor que tem uso menos importante de eletricidade como insumo pode ser afetado indiretamente pela utilização de insumos intensivos em energia, como, por exemplo, os produtos de alumínio.

A análise destes efeitos requer a utilização de uma metodologia que tome explicitamente as relações intersetoriais (compras e vendas de produtos), o uso de energia como insumo de produção ou no consumo final (residencial) e as diversidades regionais de produção, consumo e preços.<sup>6</sup> Portanto, a motivação para um estudo regional encontra respaldo no fato de que o sistema de distribuição de energia no Brasil é regionalizado, assim como a estrutura produtiva das regiões é heterogênea, logo modificações no preço da energia repercutem diferentemente nas diversas regiões.

Assim, dado que o objetivo é estudar mudanças de preços sobre setores produtivos e famílias, a diferenciação regional é importante, uma vez que as regiões brasileiras são distintas entre si. Dessa forma, como a estrutura produtiva das regiões, suas relações de comércio, entre outros aspectos, podem interferir/impactar distintamente as regiões. Minas Gerais foi escolhida para o estudo em razão da disponibilidade de dados, de ser um estado relativamente grande, responsável por cerca de 9% do produto interno bruto (PIB) nacional, e com uma estrutura produtiva (FJP, 2015) e de desenvolvimento regional (Bacelar, 2000) bem próxima da brasileira, além de possuir uma das maiores distribuidoras de energia do país. Para tal, utilizou-se um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) construído para o estado e que permite que estes aspectos sejam tomados em consideração de forma consistente. A escolha de apenas um estado dá-se pela disponibilidade de dados e complexidade na construção de modelos regionais. Espera-se que este trabalho abra um escopo para a aplicação em outras Unidades da Federação (UFs).

Destarte, o objetivo deste trabalho é analisar os impactos econômicos das mudanças nos preços da energia elétrica em Minas Gerais, identificando o papel

---

6. No caso específico dos preços, desde 1995, as tarifas de energia elétrica passaram a ser fixadas por concessionária, levando em consideração uma série de características da região e da infraestrutura de produção de energia para cada concessionária.

das modificações de preços por categoria de consumo. O entendimento do papel diferenciado das modificações de preços de energia permite pensar estratégias de reajustes tarifários que sejam menos danosas para a economia de Minas Gerais.

Além desta introdução, mais quatro seções compõem o artigo. A seção 2 apresenta a discussão sobre reestruturação tarifária no Brasil e literatura sobre aumento das tarifas de energia elétrica. A metodologia utilizada é apresentada na seção 3. A seção 4, por sua vez, discute as simulações e os resultados obtidos. E, por fim, na seção 5 são tecidas as considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Reestruturação e reformas no mercado de eletricidade brasileiro datam da década de 1990, com o objetivo de atrair investimentos, notadamente do capital privado, e melhorar a produtividade dos serviços prestados pelo setor. No caso brasileiro, a reforma do setor elétrico incluiu várias etapas: promoveu a desverticalização das atividades de geração, transmissão, distribuição e comercialização, privatizou parcela significativa do setor (concentrada na distribuição) e alterou o regime econômico do custo do serviço para o regime de preço-teto (Bonini, 2011; Santos, 2010; Kessides, 2012).

Até 1993, o setor era dominado por um monopólio público verticalmente integrado. As tarifas eram baseadas no custo de produção e equalizadas nacionalmente. Em 1995, foi aprovada a Lei de Concessões, que passou a definir o regime de concessão e permissão da prestação de serviços públicos. Dentro deste contexto, surge, em 1996, a Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel) para ser o órgão regulador do setor no âmbito federal. Coube à agência regular as tarifas cobradas pelas distribuidoras de energia elétrica aos consumidores finais, bem como garantir o equilíbrio financeiro das distribuidoras. Para a tarifa da distribuição, foi implementado o método de regulação por incentivos, conhecido como preço-teto (*price-cap*). Nesse método, a Aneel estipula um preço inicial limite a ser cobrado pela distribuidora que permanece até o reajuste tarifário subsequente, atualizado com base no índice geral de preços menos um fator de produtividade fixado pelo regulador. Tal regime permite refletir na tarifa os elementos de um mercado competitivo, ao possibilitar que os ganhos de produtividade sejam apropriados tanto pelas distribuidoras quanto pelos consumidores. O regime admite ainda que os custos não gerenciáveis das distribuidoras sejam transferidos para as tarifas. A composição de custos varia entre concessionárias, cujo preço é dado pelo *mix* de compra de energia de cada distribuidora. A característica do mercado local, como densidade de consumidores na área de concessão, tamanho da malha de distribuição, entre outros diferenciais de custo, passou a compor a realidade tarifária de cada concessionária, o que acaba por gerar um comportamento também diferenciado regionalmente (Santos, 2010; Dieese, 2007).

O processo de regulação tarifária inclui também a eliminação dos subsídios cruzados entre as diferentes classes de consumo (agricultura, indústria, serviços e residencial), de forma a promover um realinhamento tarifário, no qual todas as classes de consumidores deveriam pagar valor similar pela tarifa de energia elétrica (Santos, 2010).<sup>7</sup> O gráfico 1 mostra a evolução das tarifas médias de fornecimento de energia elétrica por classe de consumo entre 2003 e 2015 para o estado de Minas Gerais e para o Brasil. Ao longo do período, as tarifas do estado mostraram-se diferenciadas em relação à média brasileira, principalmente no início dos anos 2000. Porém, a partir de 2011 (período analisado), a evolução tarifária do estado passa a seguir um padrão mais próximo ao verificado no país.

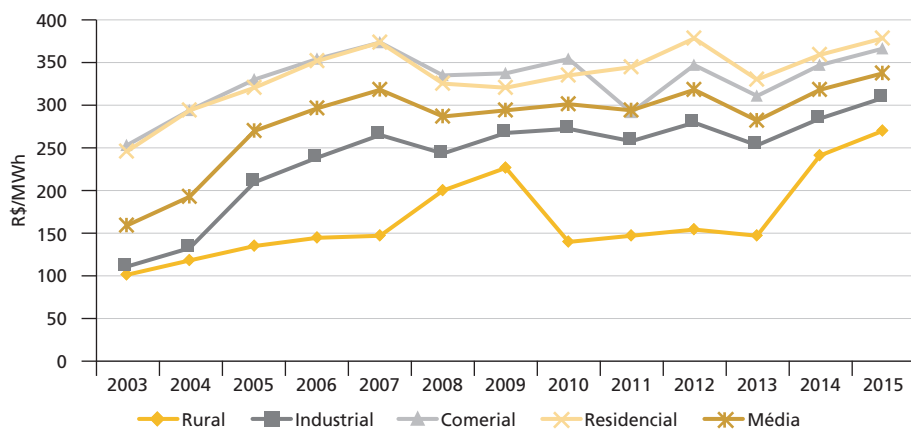
As discussões em torno das revisões tarifárias voltaram com mais força em 2013, a partir da polêmica redução de preços e do posterior aumento em 2014 e 2015, fruto dos problemas de geração hídrica e da consequente utilização de geração térmica na oferta de energia. Em 2014, pelo terceiro ano consecutivo, devido às condições hidrológicas desfavoráveis e às dificuldades inerentes aos investimentos em hidroelétricas, houve redução da oferta de energia hidráulica em 5,6%. A menor oferta hídrica explica o recuo da participação de renováveis na matriz elétrica, de 84,5%, em 2012, para 79,3%, em 2013, e 65,2%, em 2014, apesar do incremento na potência instalada do parque hidrelétrico.

#### GRÁFICO 1

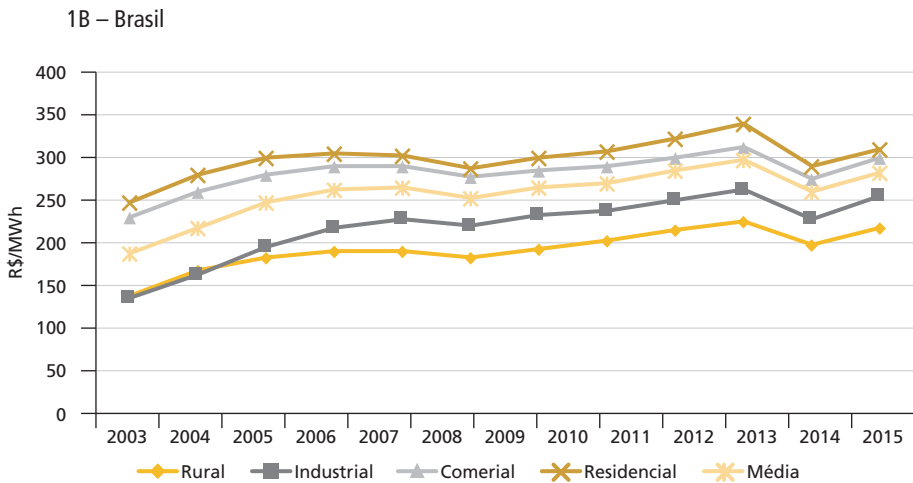
#### Evolução das tarifas médias de fornecimento por classe de consumo para Minas Gerais e Brasil (2003-2015)

(Valores correntes em R\$/MWh)

1A – Minas Gerais



7. Os subsídios, definidos desde a década de 1980, permitiam reduções nas tarifas de fornecimento de energia de até 90% para atividades rurais, 15% para serviços públicos de água e saneamento e até 65% para consumidores de baixa renda (Santos, 2010).



Fonte: Aneel (2015).

O consumo final de eletricidade, por sua vez, registrou um aumento de 2,9% em 2014, suprido a partir da expansão da geração térmica, especialmente das usinas movidas a carvão mineral (24,7%), gás natural (17,5%) e biomassa (14,1%), cujas participações somadas na matriz elétrica, na comparação entre 2014 e 2013, cresceram de 20,5% para 23,6%, mais de 3 pontos percentuais (p.p.) em um ano. Os setores que mais contribuíram para o crescimento da demanda de eletricidade foram o residencial (5,7%) e o comercial (7,4%) (EPE, 2015).

Como consequência, no primeiro semestre de 2015 foram repassados aumentos dos preços de energia para os consumidores finais. Novos aumentos de preços estão agora sob consideração devido à recente evolução do mercado de eletricidade. Daí a necessidade de se avaliar os impactos dos recentes aumentos sobre a economia, e, no caso deste trabalho, especificadamente sobre a economia mineira.

Na literatura, diferentes canais têm sido apontados para mostrar a relação inversa entre mudanças de preços de energia e a atividade econômica agregada. O mais básico deles é o clássico efeito pelo lado da oferta, em que o aumento de preços é indicativo da disponibilidade reduzida de um insumo básico à produção. Como um insumo de uso generalizado na economia, alterações nos preços da eletricidade têm impacto nos custos de produção e decisões de investimento das empresas. Incertezas associadas ao suprimento de energia podem adiar ou suspender decisões de investimento, comprometendo o crescimento. Consequentemente, produção e produtividade tendem a crescer mais lentamente. O declínio no crescimento da produtividade diminui o crescimento dos salários reais, aumentando a taxa de desemprego em que a inflação se acelera (Nairu) (Brown e Yücel, 2002).

Além disso, os impactos dos choques de oferta de energia sobre os setores dependem da composição e da participação dos insumos de energia nos custos de produção, afetando em maior grau os setores mais intensivos em energia. A participação relativa dos insumos de energia combinados a custos de transporte pode determinar o deslocamento de firmas, ou mesmo especialização da indústria para subsetores menos intensivos em energia (Nijkamp e Parrels, 1988; Santos, 2010).

Entretanto, a energia elétrica é um bem de consumo essencial para o bem-estar das famílias. Famílias ascendendo, como é o caso recente brasileiro, demandam maior consumo e montante de serviços energéticos. O aumento dos preços da eletricidade pode afetar os rendimentos das famílias e levar a mudanças em seus gastos. Isso, por sua vez, tende a afetar a demanda de outras indústrias/setores e, consequentemente, os preços dos produtos relacionados, repercutindo novamente sobre a cadeia produtiva (Akkemik, 2011).

Na escala nacional, encontra-se relativamente maior número de estudos aplicados examinando os impactos de aumentos de preços de energia elétrica sobre a economia, por meio de modelos de insumo-produto ou EGC. Han, Yoo e Kwak (2004) avaliaram o impacto de aumento dos preços de energia na Coreia do Sul e encontraram um aumento significativo no nível geral de preços devido à alta dependência de energia elétrica do setor industrial. Nguyen (2008), por sua vez, mostraram que, embora o impacto sobre preços no agregado não seja alto para o Vietnã, socialmente pode representar perdas, dada a já alta taxa de inflação no país. Para a economia chinesa, He *et al.* (2010) avalia que um aumento de 10% nos preços da energia elétrica tem um impacto sobre o índice de preços em 0,7%, e de -0,24% sobre o PIB. Zhao e You (2008) mostraram, ainda, que a variação de preços da energia elétrica chinesa repercute principalmente sobre os setores da agricultura e da indústria. Para a economia turca, Akkemik (2011) apontou que um aumento de preços compromete mais severamente os setores intensivos em energia, como mineração e siderurgia. Ademais, preços ao consumidor são menos afetados *vis-à-vis* os preços ao produtor.

Regionalmente, choques nos mercados de energia podem afetar diferentemente as regiões, dada a heterogeneidade espacial, as diferenças de estrutura produtiva, as relações de comércio, mobilidade de insumos e fatores de produção, os diferentes graus de substituição entre fontes de energia, entre outras características específicas. Santos (2010) avaliou para o Brasil as mudanças da reestruturação tarifária de 1995 a 2008 e apontou que a tendência de dispersão espacial nas tarifas de energia elétrica pode estar contribuindo para reduzir o PIB nacional e aumentar as disparidades regionais.

Com efeito, questões de política energética envolvem vários aspectos, que passam pela formação de preços, pela determinação da produção, pela geração e distribuição de renda, pelo comportamento do consumo e pela regulamentação governamental. Torna-se necessário, pois, uma modelagem consistente e sistemática para tal análise. Uma vez que a eletricidade é um insumo importante usado tanto na produção quanto como bem de consumo, mudanças de preço podem ter efeitos diretos e indiretos dentro da cadeia produtiva e sobre a estrutura das regiões. Modelos de EGC, neste sentido, são os mais adequados para analisar tais questões.

### 3 MODELO E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para este trabalho construiu-se um modelo de EGC para Minas Gerais, *Minas Gerais general equilibrium model for energy-water interactions* (MGEM-EW). O modelo, por meio de sua desagregação setorial e regional, permite analisar políticas e eventos econômicos relacionados ao estado de Minas Gerais, em especial questões relacionadas aos setores de água e energia.

No caso específico do tema deste trabalho, o uso de um modelo regional de equilíbrio geral traz ao menos três importantes vantagens. Em primeiro lugar, a análise específica para o estado permite captar os efeitos de mudanças nos preços que ocorreram especificamente para esta região, porém cujos impactos afetam não apenas o estado, mas também o restante da economia, por meio das inter-relações comerciais entre Minas Gerais e o restante do Brasil. Em segundo, os modelos de equilíbrio geral permitem o tratamento explícito das variações nos preços relativos, que não podem ser captadas em modelos de equilíbrio parcial. Finalmente, à desagregação setorial somam-se as alterações nos preços relativos e a desagregação regional do modelo, garantindo que os impactos econômicos sejam detalhados e analisados em cada um desses níveis, bem como em termos agregados.

As próximas seções descrevem a estrutura e os principais pressupostos teóricos assumidos no modelo de EGC, a base de dados e as simulações realizadas.

#### 3.1 Estrutura teórica

A estrutura teórica e empírica do modelo MGEM-EW parte da elaborada para o *the enormous regional model* (Term) (Horridge, Madden e Wittwer, 2005). O Term é um modelo multirregional *bottom-up* EGC do tipo Johansen que segue a escola australiana de modelos EGC (Dixon *et al.*, 1982).

O MGEM-EW é composto por blocos de equações que determinam relações de demanda e oferta, de acordo com hipóteses de otimização e condições de equilíbrio de mercado. Além disso, vários agregados nacionais são definidos nesses blocos, como nível de emprego agregado, PIB, saldo comercial e índices de preços.

Os setores produtivos minimizam os custos de produção sujeitos a uma tecnologia de retornos constantes de escala em que as combinações de insumos intermediários e fator primário (agregado) são determinados por coeficientes fixos (Leontief). Há substituição via preços entre produtos domésticos e importados na composição dos insumos via função de elasticidade de substituição constante (CES). Uma especificação CES também controla a alocação do composto doméstico entre as diversas regiões (isto é, Minas Gerais e restante do Brasil, neste caso). Também ocorre substituição entre capital e trabalho na composição dos fatores primários por meio de funções CES.

Os produtos de uma determinada região direcionados para outra são compostos pelos valores básicos e pelas margens de comércio e transporte. A participação de cada margem no preço de entrega é uma combinação de origem, destino, produto e fonte (doméstica ou importada). As margens sobre os produtos de uma região para outra podem ser produzidas em diferentes regiões. Espera-se que as margens sejam distribuídas mais ou menos equitativamente entre origem e destino, ou entre regiões intermediárias, no caso de transporte entre regiões mais distantes. Existe substituição nos fornecedores de margem de acordo com uma função CES.

No modelo, há uma família representativa para cada região, que consome bens domésticos (das demais regiões) e bens importados. A escolha entre domésticos e importados (de outros países) é realizada por uma especificação CES (hipótese de Armington).<sup>8</sup> O tratamento da demanda das famílias é baseado em um sistema combinado de preferências CES/Klein-Rubin. Assim, a utilidade derivada do consumo é maximizada segundo essa função de utilidade. Essa especificação dá origem ao sistema linear de gastos (LES),<sup>9</sup> no qual a participação do gasto acima do nível de subsistência, para cada bem, representa uma proporção constante do gasto total de subsistência de cada família.

Não existe no modelo uma relação fixa entre capital e investimento, e essa relação é escolhida de acordo com os requisitos específicos da simulação. As exportações setoriais respondem às curvas de demanda negativamente associadas aos custos domésticos de produção e positivamente afetadas pela expansão exógena da renda internacional, adotando-se a hipótese de país pequeno no comércio internacional. Não há uma teoria para o mercado de trabalho e a relação entre emprego e salário é escolhida conforme os objetivos da simulação. O consumo do

---

8. Segundo a hipótese de Armington, bens de origens diferentes são tratados como substitutos imperfeitos.

9. O LES é adequado para amplos agregados de bens em que substituições específicas não são consideradas. Isto é, elasticidades de preços cruzados são iguais ao efeito-renda dado na equação de Slutsky, sem qualquer contribuição dos efeitos de preço cruzado. Isso implica que todos os bens são complementares fracos. O sistema linear de gastos não permite a inclusão de bens inferiores (isto é, elasticidades-renda negativas).



governo é exógeno. Como existe substituição entre os fatores primários, trabalho e capital, a demanda por um fator aumenta em relação ao outro fator se o seu preço torna-se relativamente mais baixo.

O MGEM-EW opera com equilíbrio de mercado para todos os bens, tanto domésticos quanto importados, assim como no mercado de fatores (capital e trabalho) em cada região. Os preços de compra para cada um dos grupos de uso em cada região (produtores, investidores, famílias, exportadores e governo) são a soma dos valores básicos e dos impostos sobre vendas (diretos e indiretos) e margens (de comércio e transporte). Impostos sobre vendas são tratados como taxas *ad valorem* sobre os fluxos básicos. As demandas por margens (transporte e comércio) são proporcionais aos fluxos de bens aos quais as margens estão conectadas.

### 3.2 Base de dados

A base de dados do modelo MGEM-EW foi construída por meio de um procedimento de regionalização da base de dados de dois modelos EGC nacionais para a economia brasileira, o *Brazilian recursive dynamic general equilibrium model* (Bridge) (Domingues *et al.*, 2014) e o modelo BeGreen (Magalhães, 2013). Neste último o setor de “eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana” foi desagregado em “eletricidade e gás” e “água, esgoto e limpeza urbana”, permitindo a análise específica do setor elétrico.

O procedimento baseou-se na metodologia proposta em Horridge (2006), adaptada para o caso brasileiro. A partir dos dados nacionais, calibrados a partir da matriz de insumo-produto nacional de 2005 (IBGE, 2015a), e de um grande conjunto de indicadores regionais, estimou-se uma matriz de comércio inter-regional.<sup>10</sup>

O primeiro passo do procedimento foi a abertura da base de dados do Bridge, com informações do BeGreen, e informações regionais específicas dos setores de água e energia, para assim transformar a base de dados em um modelo setor por setor, com um total de 56 atividades produtivas. O segundo passo é constituído de um procedimento computacional de regionalização que utiliza dados de participações regionais nos indicadores macroeconômicos (PIB, investimento, consumo das famílias, gastos do governo, importações, exportações). A fim de obter as participações por região, foram utilizados dados de diversas fontes: PIB por região (incluindo a divisão

---

10. O procedimento de cálculo dessas matrizes de comércio parte de uma matriz de distâncias entre regiões e trata a estimação sob o arcabouço da abordagem gravitacional do comércio inter-regional. A principal hipótese da abordagem gravitacional é que o comércio inter-regional está baseado na distância entre as regiões e na interação derivada do tamanho de suas economias. Uma difundida justificativa teórica à ideia de que os fluxos bilaterais de comércio dependem positivamente da renda das regiões e negativamente da distância entre elas baseia-se em um modelo de comércio desenvolvido por Krugman (1980). Mais detalhes do método e algumas aplicações podem ser consultados em Miller e Blair (2009).

entre PIB da agropecuária, indústria, serviços e administração pública), divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2015b); exportações e importações por região existentes no sistema AliceWeb da Secretaria de Comércio Exterior (Secex); e a massa salarial (por setor de atividade e região) obtida por meio da Relação Anual de Informações Sociais (Rais). Além desses dados, foram usados os da Agência Nacional de Águas (ANA, 2015) e de consumo de energia da Aneel para a desagregação regional destes setores, conforme detalhado na subseção 3.2.1. Mais informações sobre o procedimento para a construção de uma base de dados regional estão em Carvalho (2014).

### 3.2.1 Desagregação dos setores de energia e água no modelo EGC

O ano-base do modelo (2005) teve como parte central na calibragem as informações das matrizes insumo-produto brasileiras, para as quais estão disponíveis as relações intersetoriais e os valores da demanda final para 55 setores produtivos. Entre estes está o setor de “eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana”, desagregado em dois subsetores: eletricidade e gás; e água, esgoto e limpeza urbana. Este aperfeiçoamento teve como primeiro passo a distinção do setor de eletricidade e gás na base de dados do modelo, com base nas informações do Ministério de Minas e Energia (MME), de agências reguladoras do setor energético – especialmente a Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) e a Aneel; além de dados complementares, sendo o principal deles o Balanço Energético Nacional Consolidado para o ano de 2005.

Por sua vez, a divisão regional para produção e consumo de água foi obtida a partir das informações do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), disponibilizado pelo Ministério das Cidades (2015). Para energia, foram utilizados os dados de distribuição de energia elétrica, disponibilizados pela Aneel. Com relação ao gasto familiar de água e de energia, foram utilizadas informações de consumo da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), disponibilizada pelo IBGE (2015c). Já a desagregação da produção de energia teve por base dados de “receita de fornecimento de energia elétrica” sem impostos, para 2005, por companhia de distribuição de energia elétrica, disponibilizados pela Aneel. Como se trata da produção e distribuição de energia elétrica, foram considerados estados produtores aqueles nos quais estão localizados os municípios-sede das companhias de energia.

Um procedimento prévio de simulação foi adotado com o objetivo de atualizar o banco de dados para o ano de 2011 a partir das informações mais recentes para a economia brasileira. Tal procedimento é conhecido como “simulação histórica”.<sup>11</sup> Neste, foram utilizados dados macroeconômicos da economia brasileira

---

11. Para detalhes sobre o procedimento, consultar Dixon e Rimmer (2002).

(PIB, consumo das famílias, gastos do governo, investimentos, exportações, IPC e crescimento populacional) durante o período 2006-2011 (Ipea, 2015), além das informações de coeficientes técnicos do uso de água e energia elétrica, divulgados nas matrizes de usos e recursos para o novo sistema de contas nacionais do Brasil, referência 2010 (IBGE, 2015d). Estas informações servem como choques na “simulação histórica” do modelo, tendo como resultado uma base de dados do modelo “atualizada” para 2011, a partir da qual são realizadas as simulações de custos da energia.

### 3.3 O gasto com energia em Minas Gerais

A partir da base de dados do modelo EGC é possível observar um conjunto de indicadores da importância econômica da energia elétrica, em termos de custo como insumo setorial e como produto de consumo das famílias. Como pode ser observado na tabela 1, o consumo de energia elétrica em Minas Gerais está concentrado na indústria, que responde por cerca de metade do gasto total em energia no estado. O outro grande usuário de energia são as famílias. O consumo residencial responde por quase 40% do gasto com energia.

TABELA 1  
Gastos com o consumo de eletricidade e gás em Minas Gerais (2011)  
(Em R\$ milhões de 2011)

	Gasto por tipo de consumo	Participação no total (%)
Consumo setorial	58.688	57,34
Agropecuária	7.388	7,22
Indústria	58.035	56,70
Serviços	16.863	16,48
Consumo das famílias	43.662	42,66
<b>Total</b>	<b>102.350</b>	<b>100,00</b>

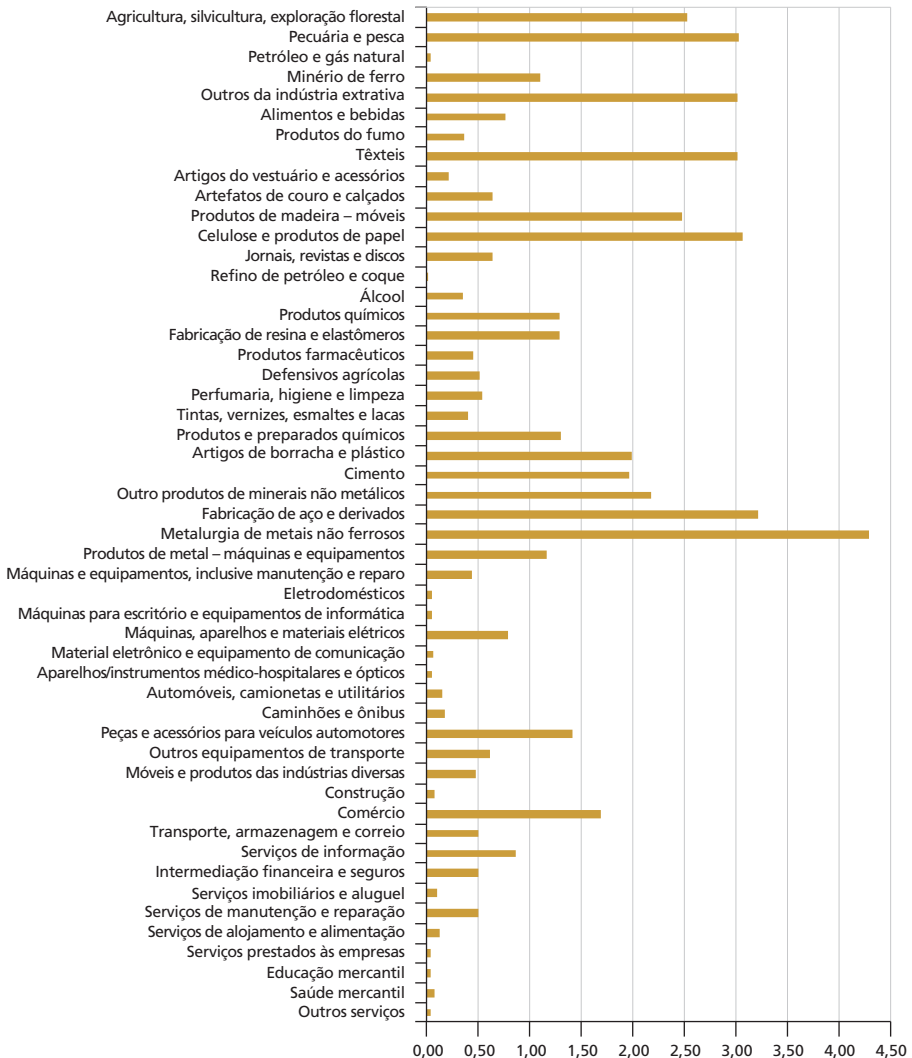
Elaboração dos autores a partir da base de dados do modelo.

O gasto com energia representa em média 1,56% no valor da produção dos setores da economia brasileira (gráfico 2). Entretanto, existe grande variação na importância da energia elétrica para a indústria; por exemplo, representa quase 4,30% dos custos totais de produção na fabricação de produtos de minerais não metálicos, 9,59% no setor de água e saneamento, e apenas 0,5% para produtos farmacêuticos. Na construção do modelo Minas-EW, estes coeficientes nacionais de energia também são adotados para os setores de Minas Gerais, o que se justifica pela ausência de informação específica.

## GRÁFICO 2

## Coeficiente setorial de uso de eletricidade e gás (2011)

(Em % do valor da produção dos setores)



Elaboração dos autores a partir da base de dados do modelo.

Obs.: A fim de melhorar a visualização do gráfico, foram retirados os setores de "eletricidade e gás" e "água, esgoto e limpeza urbana", cujos coeficiente são, respectivamente, 26,88 e 9,59.

Por sua vez, o comportamento dos preços do fornecimento de energia elétrica entre 2011 e início de 2015 pode ser observado na tabela 2.<sup>12</sup> Nela estão diferenciadas as tarifas por quatro tipos de uso: agricultor,<sup>13</sup> comercial, industrial e residencial. A tabela revela a queda de preços em 2013, decorrente de medidas do governo federal. Entre os setores, nota-se a elevação de preços para o uso agrícola, bastante superior aos demais. Comparativamente à elevação média de preços na economia (IPCA acumulado no período de 23,85%), os dados revelam um comportamento de barateamento relativo dos preços da energia nesse período.

**TABELA 2**  
**Evolução das tarifas de energia em Minas Gerais por categoria de uso (tarifa média sem imposto)**

Ano	Agricultor rural e irrigante	Comercial, serviços e outras	Industrial	Residencial
Tarifa média de fornecimento (R\$/KWh)				
2011	146,93	293,02	257,91	345,33
2012	156,09	347,22	280,39	378,05
2013	147,59	311,49	252,71	330,71
2014	242,16	348,87	284,65	359,50
2015	270,14	366,63	309,02	379,02
Variação anual (%)				
2012	6,24	18,50	8,72	9,48
2013	-5,45	-10,29	-9,87	-12,52
2014	64,08	12,00	12,64	8,70
2015	11,55	5,09	8,56	5,43
Variação acumulada 2012-2015	83,86	25,12	19,82	9,76

Fonte: Aneel (2015).  
Elaboração dos autores.

### 3.4 Desenho do experimento analítico

Antes de realizar as simulações, deve-se definir as hipóteses adotadas na operação do modelo. Para isso, determina-se um fechamento, em que são definidas as variáveis exógenas e endógenas nas simulações. Modelos EGC usualmente adotam dois tipos de fechamento, com diferentes hipóteses para as variáveis econômicas de acordo com o objeto de estudo. A principal diferença entre os fechamentos

12. Assumimos que as variações reportadas pela Aneel da Concessionária de Energia em Minas Gerais (Cemig) representem a variação de preços no estado. Vale notar que a Cemig também opera como distribuidora de energia na cidade do Rio de Janeiro.

13. Nessa categoria foram consideradas as classes de consumo rural agricultor e rural irrigantes da Aneel (2015).

está no tratamento do ajuste do estoque de capital e investimento, e no mercado de trabalho. Optou-se por utilizar um fechamento que se adapta às hipóteses do problema da elevação das tarifas de energia: *i*) a oferta de capital é endógena em todos os setores e regiões, com taxas de retorno fixas; *ii*) o emprego é endógeno e o salário real é exógeno; *iii*) o consumo das famílias segue a renda do trabalho; *iv*) o consumo do governo é exógeno.

O objetivo do experimento é projetar o impacto da elevação do custo da energia elétrica na economia de Minas Gerais. Existe a possibilidade de termos aumentos homogêneos de preços (que impactam diretamente todos os usuários com a mesma variação) ou aumentos diferenciados (para alguns usuários as variações são maiores do que para outros). O ano inicial de simulação (2011) implica que a base de dados do modelo embute certo diferencial de preços de energia, de acordo com o observado na tabela 2. A partir de simulações podemos testar o impacto de variações de preços observadas da energia, como as do período 2012-2015, ou variações construídas de maneira *ad hoc*.

O modelo trabalha com mercados competitivos de produtos, o que também vale para energia elétrica, dada a reestruturação ocorrida. Nas simulações efetuadas, a variação endógena de preços é substituída pela imposição de variações de preços, pressuposto condizente com a regulamentação do setor, e a determinação exógena dos preços.

Foram realizadas duas simulações. A primeira leva em consideração as variações observadas – de acordo com dados da Aneel (2015) – para as tarifas de energia elétrica para agropecuária,<sup>14</sup> indústria, serviços e uso residencial. No segundo conjunto de simulações foi aplicada uma variação única de preços (de 10%) para todos os usuários (agropecuária, industrial, serviços e residencial). O objetivo desta simulação é tornar as variações de preços comparáveis, e, assim, ter um indicativo de políticas tarifárias de energia menos impactantes para a economia de Minas Gerais.

#### 4 RESULTADOS

Em ambas as simulações os seguintes efeitos são esperados: *i*) o aumento no preço da energia para os setores produtivos (rural, industrial e serviços) provoca a elevação nos custos de produção que deverá ser transmitida aos preços (inflação de custos); *ii*) a elevação nos preços será repassada a outros setores indiretamente, via relações insumo-produto; *iii*) o aumento no preço da energia para uso residencial, *ceteris paribus*, provoca redução na renda real das famílias, que precisam realocar o consumo para outros bens e serviços; e *iv*) todas as mudanças anteriores alteram os preços relativos da economia, que impactam diretamente o nível de produção setorial. Desta forma, a magnitude de cada um dos efeitos e o resultado total das simulações

---

14. Assumimos que a categoria "agricultor rural" aplica-se aos setores agricultura e pecuária.

dependem basicamente: da magnitude do choque por usuário, da participação da energia como insumo produtivo, da participação da energia no consumo das famílias, e das interações entre os agentes econômicos em um contexto de equilíbrio geral. As próximas seções detalham os resultados para cada simulação.

#### 4.1 Efeito das variações de preços de energia observadas entre 2011 e 2015

As simulações realizadas mostram que a elevação observada nas tarifas de energia elétrica no período 2011-2015, conforme esperado, trouxe resultados negativos para a economia de Minas Gerais.<sup>15</sup> Os resultados podem ser verificados na tabela 3, por meio do efeito estimado sobre o PIB do estado, revelando uma queda acumulada de 2,41%. Esse percentual corresponde a uma perda média anual de 0,73%<sup>16</sup> do PIB, ou R\$ 2,8 bilhões anuais a menos. A decomposição dos impactos das variações de preço por usuário mostra que a maior parte do impacto sobre o PIB de Minas Gerais (cerca de 52,70%)<sup>17</sup> pode ser explicada pelo aumento nas tarifas de energia elétrica para a produção rural, que elevam o preço dos produtos agrícolas, afetando diretamente setores como a indústria produtora de alimentos e o consumo das famílias.

Em conjunto, as elevações nos preços de produtos agrícolas e setores relacionados provocam redução na demanda por esses produtos e consequente diminuição na produção, que, por sua vez, leva à redução na demanda por emprego (-2,14%) e ao desincentivo ao investimento (-2,26%). Assim, os resultados para o consumo das famílias, investimentos e emprego em Minas Gerais seguem a mesma lógica da redução do PIB, com variações percentuais semelhantes e elevada participação da variação nos preços da produção rural no resultado (cerca de 50% da variação total).

Para as famílias, o aumento das tarifas residenciais provoca um efeito direto de diminuição no bem-estar devido à redução no poder de compra e realocação do consumo. Não obstante, a mudança nos preços da energia para produtores rurais ainda domina o resultado sobre o consumo das famílias. Isso ocorre devido à composição do orçamento das famílias, com elevados gastos em alimentos e bebidas (12,78% do total)<sup>18</sup> e da própria agropecuária (2,94%), comparados à energia e gás (2,14%). Ou seja, o impacto indireto da elevação do preço da energia rural e industrial, sobre o consumo e o bem-estar das famílias, pode ter sido maior que o impacto direto do reajuste de preços da energia residencial.

---

15. Serão apresentados apenas os resultados para o estado de Minas Gerais. Os efeitos sobre o restante do Brasil representam pequenos *spillovers* do choque inicial. Ou seja, as simulações foram realizadas alterando *ceteris paribus* as tarifas do estado de Minas Gerais por usuário, o que, por sua vez, desencadeia alguns efeitos sobre o restante do Brasil em decorrência das inter-relações produtivas e de consumo de Minas com os demais estados. Por conseguinte, os resultados para o restante do Brasil foram omitidos, uma vez que não são comparáveis aos resultados aqui apresentados.

16. A variação de preços considerada foi calculada entre dezembro de 2011 e março de 2015, um total de 39 meses.

17. A decomposição dos resultados segue Harrison, Horridge e Pearson (2000).

18. Base de dados do modelo.

**TABELA 3**  
**Impactos das modificações de preços da energia, por tipo de uso, na economia de Minas Gerais (2011-2015)**  
 (Variação, em %)

Variável impactada	Efeito total dos choques de preços de energia	Choques de preços de energia por tipo de consumo			
		Rural (84%)	Industrial (25%)	Serviços (20%)	Residencial (10%)
PIB	-2,41	-1,27	-0,61	-0,31	-0,22
Consumo das famílias	-2,20	-1,19	-0,52	-0,27	-0,22
Investimento	-2,26	-0,97	-0,78	-0,33	-0,18
Exportações	-1,08	-0,35	-0,43	-0,20	-0,10
Importações	-0,82	-0,66	0,05	-0,13	-0,08
Emprego	-2,14	-1,18	-0,49	-0,26	-0,21
Índice de preços	1,22	0,38	0,22	0,23	0,39
Bem-estar <sup>1</sup> (R\$ milhões)	-5.259,65	- 2.810,71	-1.246,03	-658,08	-544,82

Elaboração dos autores a partir dos resultados das simulações.

Nota: <sup>1</sup> Variação na renda medida em variação compensatória (VC). A partir de uma mudança nos preços, a VC mensura a compensação monetária necessária, dada a variação dos preços, para que as famílias mantenham o mesmo nível de utilidade inicial.

Ainda em relação aos agregados macroeconômicos, as exportações caem, pois a elevação nos preços nacionais provoca perda de competitividade dos exportados no mercado internacional (dada a hipótese do modelo de curvas de demanda por exportações negativamente inclinadas). Já as importações exibem queda decorrente da redução no nível de atividade, com queda na renda e produção nacionais. Vale ainda ressaltar que, como a queda nas exportações é mais intensa do que a queda nas importações, o resultado mostra que a elevação nesses preços tende a desfavorecer a balança comercial.

Em termos setoriais, a importância da elevação nos preços da energia rural fica ainda mais evidente. Os setores mais afetados teriam sido a pecuária e a pesca, com queda acumulada de 11,62% na produção, e agricultura, silvicultura e exploração florestal (-9,08%) (gráfico 3). Como pode ser observado, esses resultados são efeitos diretos da elevação nos custos de produção ao produtor rural, seguida do repasse aos preços e queda na demanda.

Por sua vez, setores como produtos do fumo e alimentos e bebidas, para os quais os insumos produtivos são obtidos principalmente a partir da produção rural, também sofrem perdas elevadas na produção, de respectivamente 5,80% e 5,08%. Entre os setores mais afetados em termos de produção, a alteração nos preços da energia elétrica industrial ganha relevância para as atividades da própria indústria e com alta intensidade no uso de energia elétrica. Esse é o caso de celulose



e produtos do papel, artigos de borracha e plástico, peças e acessórios para veículos automotores e metalurgia de metais não ferrosos. No caso de celulose e papel, por exemplo, a queda na produção é de 7,07%, com 3,84% relacionados ao aumento da tarifa industrial.

Outros setores, como jornais, revistas e discos e artefatos de couro e calçados são afetados de forma similar por todos os choques, diretamente pela elevação nos preços do próprio setor e realocação do consumo das famílias, e indiretamente por suas relações intersetoriais com a agropecuária, os serviços e os demais setores da própria indústria.

Em termos gerais, os resultados fortalecem a importância da determinação das tarifas de energia elétrica, e de sua diferenciação por usuário, principalmente enquanto insumo produtivo utilizado amplamente por todas as atividades econômicas. Não obstante, embora os resultados da primeira simulação retratem a realidade observada durante o período de análise, a diversidade na variação das tarifas faz com que as alterações no preço para produção rural direcionem o resultado final. Esse problema é solucionado na segunda simulação, em que as tarifas aplicadas por usuário são idênticas.

**TABELA 4**  
**Impactos das modificações de preços da energia, por tipo de uso, nos setores da economia de Minas Gerais (2011-2015)**  
(Variação, em % do PIB setorial)

Impacto sobre o PIB do setor	Choques de preços de energia por tipo de uso				
	Todos os choques	Rural (84%)	Industrial (25%)	Serviços (20%)	Residencial (10%)
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	-9,08	-7,81	-0,38	-0,54	-0,35
Pecuária e pesca	-11,62	-10,32	-0,40	-0,52	-0,37
Petróleo e gás natural	-1,00	-0,31	-0,29	-0,23	-0,17
Minério de ferro	-1,13	-0,31	-0,40	-0,27	-0,15
Outros da indústria extrativa	-2,15	-0,64	-0,92	-0,34	-0,25
Alimentos e bebidas	-5,09	-3,27	-0,75	-0,72	-0,34
Produtos do fumo	-5,80	-3,63	-0,81	-0,94	-0,42
Têxteis	-2,13	-0,85	-0,82	-0,33	-0,13
Artigos do vestuário e acessórios	-1,75	-0,82	-0,51	-0,35	-0,07
Artefatos de couro e calçados	-3,88	-1,04	-1,14	-1,06	-0,63
Produtos de madeira – exclusive móveis	-2,87	-0,87	-1,33	-0,40	-0,27
Celulose e produtos de papel	-7,07	-1,72	-3,84	-0,90	-0,61
Jornais, revistas, discos	-4,64	-1,31	-1,40	-1,17	-0,75
Refino de petróleo e coque	-1,64	-0,86	-0,36	-0,29	-0,13
Álcool	-1,86	-1,18	-0,42	-0,15	-0,12
Produtos químicos	-2,73	-1,43	-0,61	-0,43	-0,27

(Continua)

(Continuação)

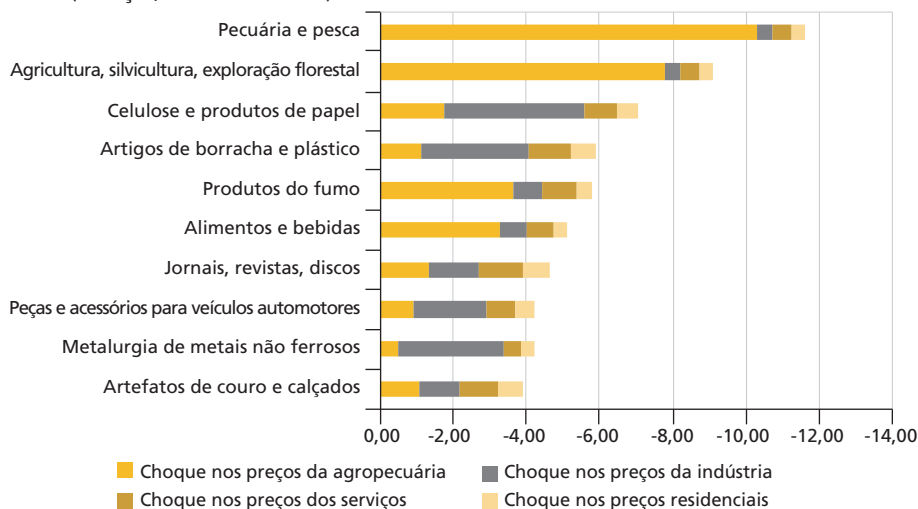
Impacto sobre o PIB do setor	Choques de preços de energia por tipo de uso				
	Todos os choques	Rural (84%)	Industrial (25%)	Serviços (20%)	Residencial (10%)
Fabricação de resina e elastômeros	-2,17	-0,57	-0,87	-0,46	-0,28
Produtos farmacêuticos	-1,29	-0,55	-0,35	-0,29	-0,10
Defensivos agrícolas	-1,67	-0,85	-0,34	-0,30	-0,17
Perfumaria, higiene e limpeza	-1,91	-0,92	-0,52	-0,40	-0,08
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	-1,04	-0,32	-0,33	-0,26	-0,13
Produtos e preparados químicos	-1,67	-0,57	-0,59	-0,31	-0,19
Artigos de borracha e plástico	-5,90	-1,10	-2,94	-1,16	-0,71
Cimento	-2,12	-0,49	-0,91	-0,48	-0,24
Outros produtos de minerais não metálicos	-2,85	-0,65	-1,28	-0,55	-0,36
Fabricação de aço e derivados	-1,75	-0,32	-1,01	-0,26	-0,16
Metalurgia de metais não ferrosos	-4,20	-0,48	-2,92	-0,46	-0,34
Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	-3,36	-0,79	-1,49	-0,63	-0,45
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparação	-1,81	-0,59	-0,65	-0,35	-0,21
Eletrodomésticos	-1,46	-0,60	-0,44	-0,33	-0,08
Máquinas de escritório e equipamentos de informática	-1,91	-0,63	-0,50	-0,56	-0,22
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	-2,33	-0,73	-0,70	-0,51	-0,39
Material eletrônico e equipamentos de comunicação	-1,43	-0,41	-0,40	-0,41	-0,20
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalares, medida e óptico	-2,22	-0,81	-0,53	-0,55	-0,32
Automóveis, camionetas e utilitários	-2,89	-0,78	-0,91	-0,90	-0,30
Caminhões e ônibus	-2,84	-0,63	-0,91	-0,82	-0,47
Peças e acessórios para veículos automotores	-4,23	-0,89	-2,00	-0,78	-0,55
Outros equipamentos de transporte	-3,13	-0,65	-1,31	-0,66	-0,51
Móveis e produtos das indústrias diversas	-2,29	-0,85	-0,69	-0,53	-0,21
Água, esgoto e limpeza urbana	-2,41	-0,85	-1,21	-0,23	-0,12
Construção	-1,31	-0,53	-0,47	-0,20	-0,11
Comércio	-2,28	-1,22	-0,50	-0,40	-0,16
Transporte, armazenagem e correio	-1,98	-1,02	-0,49	-0,31	-0,16
Serviços de informação	-1,14	-0,66	-0,29	-0,12	-0,07
Intermediação financeira e seguros	-1,12	-0,64	-0,30	-0,14	-0,04
Serviços imobiliários e aluguel	-1,39	-0,82	-0,39	-0,17	-0,02
Serviços de manutenção e reparação	-1,53	-0,80	-0,40	-0,27	-0,07
Serviços de alojamento e alimentação	-1,44	-0,84	-0,37	-0,20	-0,03
Serviços prestados às empresas	-0,98	-0,57	-0,23	-0,04	-0,14
Educação mercantil	-1,47	-0,85	-0,41	-0,19	-0,01
Saúde mercantil	-1,36	-0,80	-0,38	-0,18	0,00
Outros serviços	-1,81	-1,00	-0,47	-0,26	-0,09

Elaboração dos autores a partir dos resultados da simulação.

## GRÁFICO 3

**Setores mais impactados em Minas Gerais com a elevação nos preços das tarifas de energia elétrica (2011-2015)**

(Variação, em % PIB setorial)



Elaboração dos autores a partir dos resultados das simulações.

**4.2 Efeitos de modificações homogêneas nos preços de energia**

Partindo da mesma base de dados e fechamento da simulação anterior, porém com modificações homogêneas nos preços, os resultados por usuário de energia passam a ser diretamente comparáveis. Ou seja, pode-se inferir para qual tipo de uso a elevação de preços da energia produz impactos negativos mais significativos na economia. Logicamente, este exercício pode ser entendido na forma oposta, indicando quais setores e usos uma diminuição relativa de preços de energia teria maiores impactos positivos na economia.

Utilizamos como padrão o aumento de 10% nos preços da energia para todos os setores e no consumo das famílias. Assim, os resultados dessa simulação podem ser interpretados como a sensibilidade dos agregados econômicos e setoriais a alterações percentuais nas tarifas de energia elétrica, por usuário, ou setor. Desta forma, tais resultados permitem não apenas a avaliação do efeito total da variação dos preços, como também podem ser utilizados para guiar políticas públicas de ajustes nos preços do setor.

A elevação uniforme nos preços provocaria uma queda de 0,84% no PIB de Minas Gerais, em decorrência da redução na demanda e, conseqüentemente, do nível de atividade econômica (Porém, é possível notar que o comportamento da queda da proporção de pobres apresenta discrepâncias entre as regiões do país (gráfico 2).

Analisando as médias da proporção de pobres (H) das cinco regiões do Brasil – ponderadas pela população estadual –, é possível observar, queda desse índice em todas as regiões, porém em diferentes magnitudes. A região Norte não apresenta os maiores índices de pobreza, mas é a que teve a menor queda da proporção de pobres, apenas 5,8%, de 1987 a 2009.). A partir da alteração nos preços, a decomposição dos resultados revela que a elevação na tarifa industrial responde por 38,10% da variação no PIB do estado, seguida da tarifa residencial (26,19%), rural (20,24%) e de serviços (15,48%). Todavia, se levarmos em consideração o bem-estar das famílias (medido por variação compensatória no consumo)<sup>19</sup> conforme o esperado, a maior perda ocorre com a elevação nos preços da energia residencial (60,61%), seguida da tarifa industrial (16,67%), de serviços (13,64%) e rural (7,68%).

TABELA 5  
**Impacto econômico de elevação de preços das tarifas de energia elétrica por categoria de uso em Minas Gerais**  
 (Variação, em %)

Impacto sobre a economia de Minas Gerais	Choques de preços de energia por tipo de uso				
	Todos os choques	Rural (10%)	Industrial (10%)	Serviços (10%)	Residencial (10%)
PIB	-0,84	-0,17	-0,32	-0,13	-0,22
Consumo das famílias	-0,78	-0,16	-0,27	-0,11	-0,22
Investimento	-0,87	-0,14	-0,41	-0,14	-0,19
Exportações	-0,46	-0,05	-0,22	-0,08	-0,11
Importações	-0,21	-0,09	0,02	-0,05	-0,08
Emprego	-0,75	-0,16	-0,26	-0,11	-0,22
Índice de Preços ao Consumidor	0,66	0,05	0,11	0,09	0,40
Bem-estar <sup>1</sup> (R\$ milhões)	-1.863,86	-386,25	-647,77	-272,28	-557,57

Elaboração dos autores a partir dos resultados das simulações.

Nota: <sup>1</sup> Variação na renda medida em variação compensatória (VC). A partir de uma mudança nos preços, a VC mensura a compensação monetária necessária, dada a variação dos preços, para que as famílias mantenham o mesmo nível de utilidade inicial.

Enquanto o consumo das famílias e o emprego seguem variações semelhantes ao PIB, as exportações e os investimentos são afetados principalmente pelas alterações nas tarifas na indústria, que possui elevada participação em ambos os agregados. Contudo, o aumento da tarifa residencial afeta principalmente as importações (que dependem diretamente da renda interna), e o IPC. O IPC apresenta aumento de 0,66%, dos quais 0,40% são decorrentes da variação nos preços residenciais, e outros 0,11% da elevação na tarifa industrial. Esse resultado

19. O conceito de variação compensatória estabelece o montante monetário necessário para restabelecer o poder de compra das famílias, dada uma alteração de preços de bens e serviços. Assim, mede-se perda de poder de consumo, ou renda, resultante do aumento dos preços, se a família mantivesse a mesma cesta de consumo.

em particular possui relevância direta em termos de política pública, pois revela os efeitos potenciais de alterações nos preços de energia sobre a inflação no Brasil.<sup>20</sup>

Em termos setoriais, duas avaliações são possíveis: *i*) como cada setor seria afetado por alterações nos preços por usuário; e *ii*) como a alteração nos preços de cada setor podem afetar o restante da economia. A Porém, é possível notar que o comportamento da queda da proporção de pobres apresenta discrepâncias entre as regiões do país (gráfico 2). Analisando as médias da proporção de pobres (H) das cinco regiões do Brasil – ponderadas pela população estadual –, é possível observar, queda desse índice em todas as regiões, porém em diferentes magnitudes. A região Norte não apresenta os maiores índices de pobreza, mas é a que teve a menor queda da proporção de pobres, apenas 5,8%, de 1987 a 2009. e o gráfico 4 respondem à primeira questão. Com exceção de energia e gás (para o qual a redução estimada na produção foi de 6,84%), o setor mais afetado foi celulose e produtos de papel, com queda estimada na produção de 3,25%, resultado decorrente do elevado uso de energia elétrica na produção (3,07% do valor bruto da produção) e de suas relações com outros setores da própria indústria. Resultado semelhante pode ser observado também para artigos de borracha e plástico, metalurgia de metais não ferrosos, peças e acessórios e produtos do metal.

A queda na produção da pecuária e pesca e agricultura, silvicultura e exploração florestal chega a 2,26% e 1,85%, sendo que cerca de 60% dessa variação é provocada pela elevação das tarifas rurais, e outros 18% pela variação nos preços da energia elétrica residencial. Para os demais setores com grandes perdas, jornais, revistas e discos, e artefatos do couro e calçados, tanto o choque no próprio setor quanto nos preços residenciais produzem efeitos expressivamente negativos para o setor.

TABELA 6

**Impacto setorial de elevação de preços das tarifas de energia elétrica por categoria de uso em Minas Gerais**  
(Variação, em % no PIB setorial)

Impacto sobre o setor	Choque de tarifa por categoria de uso				
	Todos os choques	Rural (10%)	Industrial (10%)	Serviços (10%)	Residencial (10%)
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	-1,85	-1,06	-0,20	-0,23	-0,36
Pecuária e pesca	-2,26	-1,42	-0,21	-0,22	-0,40
Petróleo e gás natural	-0,47	-0,04	-0,15	-0,10	-0,18
Minério de ferro	-0,52	-0,04	-0,20	-0,11	-0,16
Outros da indústria extrativa	-0,96	-0,09	-0,48	-0,14	-0,25
Alimentos e bebidas	-1,49	-0,44	-0,39	-0,30	-0,35

(Continua)

20. Vale ressaltar que o IPC medido pelo modelo não é idêntico ao Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), oficialmente considerado como medida de inflação, pois no último não são considerados o total de bens e serviços consumidos, mas sim uma cesta específica e invariável.

(Continuação)

Impacto sobre o setor	Choque de tarifa por categoria de uso				
	Todos os choques	Rural (10%)	Industrial (10%)	Serviços (10%)	Residencial (10%)
Produtos do fumo	-1,74	-0,49	-0,42	-0,39	-0,44
Têxteis	-0,81	-0,12	-0,42	-0,14	-0,14
Artigos do vestuário e acessórios	-0,60	-0,11	-0,26	-0,15	-0,08
Artefatos de couro e calçados	-1,83	-0,14	-0,59	-0,44	-0,65
Produtos de madeira – exclusive móveis	-1,25	-0,12	-0,69	-0,17	-0,28
Celulose e produtos de papel	-3,25	-0,23	-2,00	-0,37	-0,64
Jornais, revistas, discos	-2,17	-0,18	-0,73	-0,48	-0,78
Refino de petróleo e coque	-0,56	-0,12	-0,19	-0,12	-0,13
Álcool	-0,56	-0,16	-0,22	-0,06	-0,12
Produtos químicos	-0,96	-0,19	-0,32	-0,18	-0,27
Fabricação de resina e elastômeros	-1,00	-0,08	-0,45	-0,19	-0,28
Produtos farmacêuticos	-0,48	-0,07	-0,18	-0,12	-0,11
Defensivos agrícolas	-0,59	-0,11	-0,18	-0,12	-0,17
Perfumaria, higiene e limpeza	-0,64	-0,13	-0,27	-0,16	-0,08
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	-0,46	-0,04	-0,17	-0,11	-0,13
Produtos e preparados químicos	-0,71	-0,08	-0,31	-0,13	-0,20
Artigos de borracha e plástico	-2,90	-0,15	-1,53	-0,48	-0,73
Cimento	-0,99	-0,07	-0,47	-0,20	-0,25
Outros produtos de minerais não metálicos	-1,36	-0,09	-0,66	-0,23	-0,37
Fabricação de aço e derivados	-0,84	-0,04	-0,52	-0,11	-0,16
Metalurgia de metais não ferrosos	-2,13	-0,07	-1,52	-0,19	-0,36
Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	-1,60	-0,11	-0,77	-0,26	-0,46
Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparação	-0,79	-0,08	-0,34	-0,15	-0,22
Eletrodomésticos	-0,53	-0,08	-0,23	-0,14	-0,09
Máquinas de escritório e equipamentos de informática	-0,81	-0,09	-0,26	-0,23	-0,23
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	-1,08	-0,10	-0,37	-0,21	-0,40
Material eletrônico e equipamentos de comunicação	-0,65	-0,06	-0,21	-0,17	-0,21
Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	-0,95	-0,11	-0,28	-0,23	-0,33
Automóveis, camionetas e utilitários	-1,26	-0,11	-0,47	-0,37	-0,31
Caminhões e ônibus	-1,39	-0,09	-0,47	-0,34	-0,49
Peças e acessórios para veículos aut.	-2,06	-0,12	-1,04	-0,32	-0,57
Outros equipamentos de transporte	-1,57	-0,09	-0,68	-0,27	-0,53
Móveis e produtos das indústrias diversas	-0,92	-0,12	-0,36	-0,22	-0,22
Eletricidade e gás	-6,84	-0,53	-2,98	-0,68	-2,66
Água, esgoto e limpeza urbana	-0,97	-0,12	-0,63	-0,10	-0,12
Construção	-0,52	-0,07	-0,25	-0,08	-0,12
Comércio	-0,76	-0,17	-0,26	-0,17	-0,16
Transporte, armazenagem e correio	-0,69	-0,14	-0,25	-0,13	-0,17
Serviços de informação	-0,37	-0,09	-0,15	-0,05	-0,07

(Continua)

(Continuação)

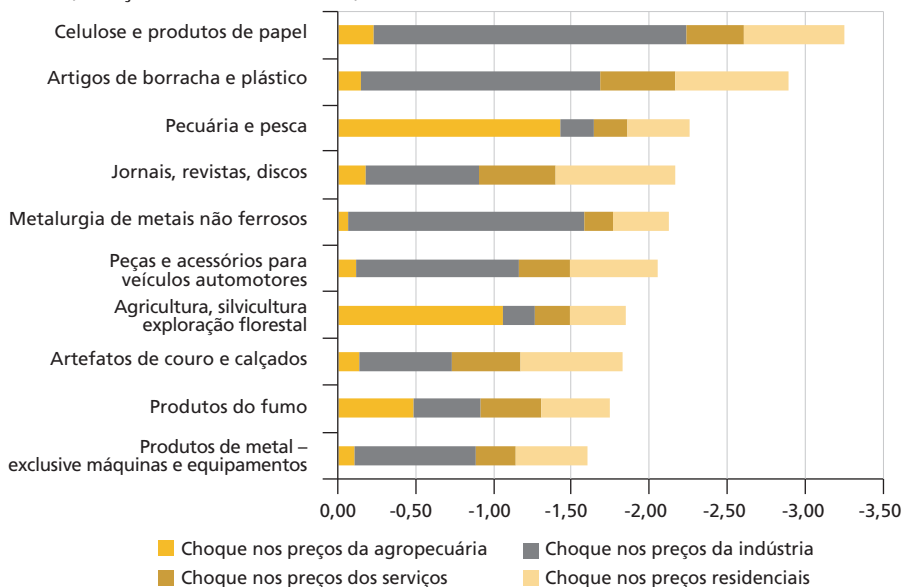
Impacto sobre o setor	Choque de tarifa por categoria de uso				
	Todos os choques	Rural (10%)	Industrial (10%)	Serviços (10%)	Residencial (10%)
Intermediação financeira e seguros	-0,35	-0,09	-0,16	-0,06	-0,04
Serviços imobiliários e aluguel	-0,41	-0,11	-0,20	-0,07	-0,02
Serviços de manutenção e reparação	-0,50	-0,11	-0,21	-0,11	-0,07
Serviços de alojamento e alimentação	-0,42	-0,12	-0,19	-0,08	-0,03
Serviços prestados às empresas	-0,36	-0,08	-0,12	-0,02	-0,15
Educação mercantil	-0,43	-0,12	-0,22	-0,08	-0,01
Saúde mercantil	-0,38	-0,11	-0,20	-0,08	0,00
Outros serviços	-0,58	-0,14	-0,24	-0,11	-0,09

Elaboração dos autores a partir dos resultados da simulação.

## GRÁFICO 4

**Setores mais impactados em Minas Gerais com a elevação dos preços das tarifas de energia elétrica**

(Variação, em % do PIB setorial)



Elaboração dos autores a partir dos resultados das simulações.

Obs.: Foram aplicados choques de 10% nos preços de energia para cada tipo de uso.

Os choques de preços do exercício anterior foram analisados para blocos de setores (agropecuária, indústria e serviços). O modelo permite que analisemos choques de energia para cada um dos 55 setores, identificando, assim, aqueles com maior impacto para a economia. Logo, aplicando o choque de preços para cada um dos setores do modelo é possível comparar quais são as atividades para as quais a elevação do preço da energia elétrica desencadearia maiores efeitos para a economia,

como ilustra a tabela 7. De forma geral, pode-se dizer que os setores que transmitem a elevação dos preços e, conseqüentemente, a queda no nível de atividade e consumo para o restante da economia, são aqueles com elevado uso de energia como proporção do valor da produção, com algumas exceções.

Entre os usuários rurais, a transmissão de efeitos é proeminente tanto para a agricultura, a silvicultura e a exploração florestal, quanto para a pecuária e a pesca, para os quais a elevação de 10% na tarifa de energia reduz o PIB mineiro em 0,08% e 0,09%, respectivamente, com efeitos similares sobre o consumo das famílias, e provocando elevação no IPC de 0,02% e 0,03%. Entre os setores industriais, a fabricação de aço e derivados se destaca, seguida em menores proporções por alimentos e bebidas e metalurgia de metais não ferrosos. Por sua vez, entre os serviços, o comércio desponta gerando uma redução de 0,10% no PIB, 0,09% no consumo das famílias e elevação de 0,06% no IPC. Ou seja, do ponto de vista de políticas públicas esses seriam setores para os quais elevações nas tarifas deveriam ser evitadas a fim de minimizar a transmissão de efeitos negativos para a economia de Minas Gerais como um todo.

**TABELA 7**  
**Efeitos de modificações setoriais de preços de energia sobre a economia de Minas Gerais**  
**(Variação, em %)**

Setor com choque de 10% no preço da energia	Energia/valor bruto da produção	Impacto do choque setorial sobre Minas Gerais		
		PIB	Consumo das famílias	IPC
Agricultura, silvicultura, exploração florestal	2,53	-0,08	-0,07	0,02
Pecuária e pesca	3,03	-0,09	-0,09	0,03
Minério de ferro	1,10	-0,01	-0,01	0,00
Outros da indústria extrativa	3,02	-0,01	-0,01	0,00
Alimentos e bebidas	0,76	-0,03	-0,03	0,01
Têxteis	3,02	-0,01	-0,01	0,01
Celulose e produtos de papel	3,07	-0,01	-0,01	0,00
Produtos químicos	1,29	-0,01	-0,01	0,00
Artigos de borracha e plástico	1,99	-0,01	-0,01	0,00
Cimento	1,97	-0,01	-0,01	0,00
Outros produtos de minerais não metálicos	2,18	-0,01	-0,01	0,01
Fabricação de aço e derivados	3,23	-0,09	-0,07	0,03
Metalurgia de metais não ferrosos	4,30	-0,03	-0,02	0,00
Produtos de metal – exclusive máquinas e equipamentos	1,17	-0,02	-0,01	0,00
Peças e acessórios para veículos automotores	1,42	-0,01	-0,01	0,00
Água, esgoto e limpeza urbana	9,59	-0,02	-0,02	0,02
Construção	0,08	-0,01	0,00	0,01
Comércio	1,69	-0,10	-0,09	0,06
Transporte, armazenagem e correio	0,50	-0,01	-0,01	0,01

Elaboração dos autores a partir dos resultados da simulação.



## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou o impacto de elevações de preços de energia em Minas Gerais, utilizando um modelo de EGC especialmente capacitado para esta análise. Acreditamos que a metodologia empregada é a mais adequada quando se busca estudar os efeitos amplos de elevações de custo de energia na economia, considerando seus diferentes usos e as relações de cadeias produtivas.

Desde o início dos anos 2000 o setor elétrico brasileiro passa por mudanças de regulação que têm alterado a forma de definição e reajustes de tarifas. Concomitantemente, os anos de 2012 a 2014 representaram baixas médias pluviométricas, que afetaram a oferta hídrica de energia e implicaram utilização do fornecimento por térmicas. Este fator representou aumentos importantes no preço da energia, como os verificados no início de 2015.

Ao se analisar o impacto setorial dos preços da energia, os resultados permitem identificar elementos que podem subsidiar políticas de precificação de energia em Minas Gerais e no restante do Brasil. Notou-se que os efeitos indiretos do preço da energia sobre a economia são tão ou mais prejudiciais que os efeitos do aumento de preços sobre o consumo residencial de energia. Assim, ajustes de preços em direção ao consumo final tendem a ser menos negativos do que as elevações de preços de energia sobre setores produtivos, especialmente na indústria.

No caso da economia de Minas Gerais, os resultados indicaram que elevações de preços de energia sobre os setores de siderurgia, metalurgia, alimentos, pecuária, agricultura e comércio possuem maior impacto negativo na economia. Elevações de preços para os demais setores de serviços e para uso residencial têm impacto negativo inferior.

Resultados como esse reforçam a importância de análises detalhadas sobre os impactos econômicos de alterações nas tarifas setoriais de energia. Em setembro de 2015, o governo de Minas Gerais elevou a alíquota de Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços (ICMS) de energia de 18% para 25% para consumidores da classe comercial, serviços e outras atividades, como igrejas e entidades filantrópicas (Projeto de Lei nº 2.817/2015). A Secretaria da Fazenda admitiu que os objetivos dessa medida visavam aumentar a arrecadação do governo estadual. Tal escolha não esteve ancorada nos impactos econômicos potenciais da medida aplicada e suas consequências para diferentes setores e agentes econômicos.

O presente estudo fornece, portanto, *insights* relevantes sobre o desenho de políticas econômicas desse tipo, principalmente nas simulações em que foram projetadas modificações homogêneas. Neste caso, os resultados por usuário de energia passam a ser diretamente comparáveis, ou seja, pode-se inferir para qual tipo de uso a elevação de preços da energia produz impactos negativos mais significativos na economia, independentemente da variação absoluta observada nos preços.

Por fim, dado que Minas Gerais apresenta uma estrutura regional e produtiva similar à brasileira, resultados mais generalizados, como o efeito negativo do aumento das tarifas de energia elétrica sobre setores industriais, por exemplo, podem fornecer elementos para a regulamentação e a formulação de políticas públicas do setor, tanto a nível nacional quanto regional.

## REFERÊNCIAS

- AKKEMIK, K. A. Potential impacts of electricity price changes on price formation in the economy: a social accounting matrix price modeling analysis for Turkey. **Energy Policy**, v. 39, n. 2, p. 854-864, 2011.
- ANA – AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS. **Resultados por município**. Brasília: ANA, 2015. Disponível em: <<https://goo.gl/anfT1R>>. Acesso em: 27 fev. 2015.
- ANEEL – AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. **Relatórios SAS**. Brasília: Aneel, 2015. Disponível em: <<https://goo.gl/3VoF49>>. Acesso em: 27 fev. 2015.
- BACELAR, T. A “questão regional” e a “questão nordestina”. In: TAVARES, M. C. (Org.). **Celso Furtado e o Brasil**. São Paulo: FPA, 2000.
- BONINI, M. R. Tarifas de energia elétrica: evolução nos últimos anos e perspectivas. **Boletim de Economia Fundap**, v. 8, p. 19-36, 2011.
- BROWN, S. P. A; YÜCEL, M. K. Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 42, n. 2, p. 193-208, 2002.
- CARVALHO, T. S. **Uso do solo e desmatamento nas regiões da Amazônia Legal brasileira**: condicionantes econômicos e impactos de políticas públicas. 2014. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2014.
- DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **As tarifas de energia elétrica no Brasil: sistemática de correção e evolução dos valores**. São Paulo: Dieese, 2007. (Nota Técnica, n. 58).
- DIXON, P. B. *et al.* **A multisectoral model of the australian economy**. Amsterdam: North-Holland, 1982.
- DIXON, P.; RIMMER, M. **Dynamic general equilibrium modelling for forecasting and policy**: a practical guide and documentation of Monash. Cayton: Emerald, 2002.
- DOMINGUES, E. P. *et al.* World financial crisis in Brazil: industry and regional economic impacts. **Journal of International Business and Economics**, v. 2, p. 57-94, 2014.

EPE – EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA. **Balço Energético Nacional (BEN) 2015**. Relatório-síntese – ano-base 2014, 2015. Rio de Janeiro: EPE, 2015.

FJP – FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Tabela de recursos e uso e matriz de insumo-produto de Minas Gerais**: 2008. Belo Horizonte: FJP, 2015.

HAN, S.-Y.; YOO, S.-H.; KWAK, S.-J. The role of the four electric power sectors in the Korean national economy: an input-output analysis. **Energy Policy**, v. 32, n. 13, p. 1531-1543, 2004.

HARRISON, W. J., HORRIDGE, M.; PEARSON, K. R. Decomposing simulation results with respect to exogenous shocks. **Computational Economics**, v. 15, n. 3, p. 227-249, 2000.

HE, Y. X. *et al.* Economic analysis of coal price-electricity price adjustment in China based on the CGE model. **Energy Policy**, v. 38, n. 11, p. 6629-6637, 2010.

HORRIDGE, J. M. **Preparing a term bottom-up regional database**. Melbourne: Monash University, 2006.

HORRIDGE, J. M.; MADDEN, J.; WITTEWER, G. The impact of the 2002-2003 drought on Australia. **Journal of Policy Modeling**, v. 27, n. 3, p. 285-308, 2005.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais**: matriz insumo-produto. Rio de Janeiro: IBGE, 2015a. Disponível em: <<https://goo.gl/ViTyZ>>. Acesso em: 3 mar. 2015.

\_\_\_\_\_. **Contas Regionais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015b. Disponível em: <<https://goo.gl/Fkf8oe>>. Acesso em: 23 jan. 2015.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa de Orçamento Familiar**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015c. Disponível em: <<https://goo.gl/g4JEHT>>. Acesso em: 23 jan. 2015.

\_\_\_\_\_. **Contas Nacionais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015d. Disponível em: <<https://goo.gl/MEQBde>>. Acesso em: 23 jan. 2015.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA. **Ipeadata**. Brasília: Ipea, 2015. Disponível em: <<https://goo.gl/9n7LD1>>. Acesso em: 23 fev. 2015.

KESSIDES, I. N. The impacts of electricity sector reforms in developing countries. **The Electricity Journal**, v. 25, n. 6, p. 79-88, 2012.

KRUGMAN, P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade. **The American Economic Review**, v. 70, n. 5, p. 950-959, 1980.

MAGALHÃES, A. S. **Economia de baixo carbono no Brasil**: alternativas de políticas e custos de redução de emissões de gases de efeito estufa. 2013. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013.

MILLER, R.; BLAIR, P. **Input-output analysis: foundations and extensions**. New Jersey: Prentice-Hall, 2009.

NGUYEN, K. Q. Impacts of a rise in electricity tariff on prices of other products in Vietnam. **Energy Policy**, v. 36, n. 8, p. 3145-3149, 2008.

NIJKAMP, P.; PERRELS, A. Impacts of electricity rates on industrial location. **Energy Economics**, v. 10, n. 2, p. 107-116, 1988.

SANTOS, G. F. **Política energética e desigualdades regionais na economia brasileira**. 2010. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2010.

ZHAO, H.; YOU, P. The impact of electricity price adjustment on national economy based on SAM multiplier analysis. *In*: ICRMEM'08 – INTERNATIONAL CONFERENCE ON IEEE, 2008, Beijing. **Annals...** Beijing: IEEE, 2008. p. 339-343.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Impactos econômicos da carteira de investimentos. *In*: \_\_\_\_\_. (Org.). **Estudo da Dimensão Territorial para o Planejamento**. Brasília: MPOG, 2008. volume VI.

FACHINELLO, A. L. **Avaliação do impacto econômico de possíveis surtos da gripe aviária no Brasil: uma análise de equilíbrio geral computável**. 2008. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

HORRIDGE, J. M.; WITTWER, G. The economic impacts of a construction project, using SinoTerm, a multi-regional CGE model of China. **China Economic Review**, v. 19, n. 4, p. 628-634, 2008.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. A multi-regional representation of China's agricultural sectors. **China Agricultural Economic Review**, v. 1, n. 4, p. 420-434, 2009.

PAMBUDI, D.; SMYTH R. Making Indonesia more attractive to foreign investors: a computable general equilibrium analysis of reducing the risk premium in Central Java. **Review of Urban and Regional Development Studies**, v. 20, n. 3, p. 226-240, 2008.

SANTOS, C. V. **Política tributária, nível de atividade econômica e bem-estar: lições de um modelo de equilíbrio geral inter-regional**. 2006. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

WITTWER, G. **Economic modeling of water**. London: Springer, 2012.

# ENSINO PROFISSIONALIZANTE, DESEMPENHO ESCOLAR E INSERÇÃO PRODUTIVA: UMA ANÁLISE COM DADOS DO ENEM<sup>1</sup>

Antônio José Negreiros Araújo<sup>2</sup>

Flávia Chein<sup>3</sup>

Cristine Pinto<sup>4</sup>

Uma das metas do milênio para o Brasil é a melhoria dos indicadores educacionais. A despeito do aumento do acesso à educação em todos os níveis nas últimas décadas, a qualidade desse ensino ainda é considerada baixa. Este artigo avalia a relação entre a educação profissional e tecnológica (EPT) de nível médio e o desempenho (proficiência) e a inserção produtiva do aluno. Os resultados das estimativas por pareamento com escore de propensão apontam que os alunos que realizam EPT possuem escore padronizado das notas de linguagem e códigos e redação entre 4,5 e 13,44 pontos acima dos que fazem o ensino regular, respectivamente. É encontrada também uma correlação significativa da EPT com a inserção produtiva, em média a probabilidade de estar empregado aumenta entre 1,2 e 1,3 ponto percentual (p.p.) para os alunos de EPT.

**Palavras-chave:** educação profissional e tecnológica; inserção produtiva; proficiência; Enem.

JEL: I00; I2; J3; J1.

## VOCATIONAL EDUCATION, SCHOOL PERFORMANCE AND PRODUCTIVE INSERTION: AN ANALYSIS WITH ENEM DATA

One of the millennium goals for Brazil is improving educational outcomes. Despite increased access to education at all levels in recent decades, the quality of that education is low. This article evaluates the relation between technical and vocational education and training (TVET) and the performance (proficiency) and productive insertion of the mid-level student. The results of the estimates with propensity score matching show an average treatment effect between 4.5 and 13.5 points in the standardized score of language and writing, respectively. Are also found significant correlations between EPT and productive insertion, on average there is an increase between 1.2 and 1.3 percentage points in the probability of being employed for TVET students.

**Keywords:** technical and vocational education and training; productive insertion; Enem.

---

1. Os autores agradecem à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig), à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), ao Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), por financiamentos obtidos, respectivamente, por meio do Edital Demanda Universal 2012 e Programa Pesquisador Mineiro (PPM) 2014, Observatório da Educação 2010 e Ciências Sociais Aplicadas 2011.

2. Mestre em economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF). *E-mail:* <ajnegreiros@gmail.com>.

3. Professora-associada do Departamento de Economia do PPGE da UFJF. Bolsista PQ 2 CNPq. *E-mail:* <flavia.chein@ufjf.edu.br>.

4. Professora assistente da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV). Bolsista PQ 2 CNPq. *E-mail:* <cristine.pinto@fgv.br>.

## 1 INTRODUÇÃO

O sistema educacional brasileiro, nos últimos anos, apresenta uma evolução positiva na questão da universalização do ensino, principalmente nos primeiros anos da educação básica. Contudo, como mostram os dados do Programa Internacional de Avaliação de Alunos (Pisa),<sup>5</sup> o posicionamento do país no *ranking* (58<sup>o</sup>) e sua evolução com relação à avaliação das habilidades básicas estão abaixo de países como Vietnã (17<sup>o</sup>), Chile (51<sup>o</sup>) e México (53<sup>o</sup>), também em desenvolvimento.

Há estudos que indicam que, no Brasil e em outros países da América Latina, aproximadamente 15% dos jovens entre 16 e 24 anos de idade não estudam e não trabalham (Bassi *et al.*, 2012). Também nessa faixa etária, a ocorrência de emprego informal é muito elevada, evidenciando que esses jovens não apresentam as habilidades requeridas em empregos de qualidade no setor formal. Especificamente no Brasil, segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), em 2013, do total de jovens entre 16 e 20 anos que trabalhavam, 52% não possuíam carteira assinada. Além disso, embora tenha havido uma redução no desemprego entre os jovens de 15 a 25 anos nos anos recentes, com uma queda de 15,8%, entre 2009 e 2013, tal queda foi menor do que a observada entre os trabalhadores de forma geral, cujo desemprego passou de 8,30%, em 2009, para 6,52%, em 2013. O desemprego é, persistentemente, mais elevado entre os mais jovens.

Contudo, apesar do aumento da escolaridade média, tanto da população em geral quanto entre os jovens, o investimento em capital humano ainda pode ser considerado baixo entre os trabalhadores jovens. De acordo com dados da Pnad (2013), entre os jovens de 15 a 25 anos inseridos no mercado de trabalho, 46% têm até dez anos de estudo, ou seja, não possuem nem o ensino médio completo.

Ademais, o baixo acúmulo de capital humano específico entre os jovens já apresenta reflexos diretos na economia brasileira. O processo de estabilização econômica iniciado em meados dos anos 1990 levou o país a uma nova trajetória de crescimento, com atração de novos investimentos e expansão do crédito. Entretanto, grande parte do crescimento observado no início dos anos 2000 foi fruto da expansão da demanda/consumo. Existem, hoje, a despeito do crescimento na absorção de trabalhadores com maior qualificação no mercado de trabalho, gargalos específicos de mão de obra qualificada em diversos setores da economia.

Tal realidade não se reverte apenas pela pressão das demandas do mercado de trabalho sobre o sistema educacional. É necessário um trabalho sistemático de melhoria da qualidade da educação em todos os níveis e, em especial, em relação ao

---

5. A Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) promove, desde 2000, uma avaliação educacional em larga escala, em seus países-membros e em países com os quais estabelece acordos de parceria, como o Brasil. A avaliação, denominada Pisa, é feita a cada três anos e aplicada aos alunos com 15 anos. Sua quinta e mais recente edição foi em 2012. Nessa edição, o Brasil ocupou a 58<sup>a</sup> posição de 64 países analisados.

nível médio, no qual as carências do sistema educacional brasileiro manifestam-se de forma mais clara. Como esclarecem Schwartzman e Castro (2013a; 2013b), a educação média brasileira está estagnada tanto pela quantidade quanto pela qualidade. Há um consenso de que as escolas não estão sendo capazes de gerar o conhecimento mínimo necessário para o exercício da cidadania e inserção no mercado de trabalho. Autores como Saboia e Salm (2009) e Veloso, Ferreira e Pessoa (2013) mostram que uma das consequências dessa incapacidade das escolas tem sido a persistência da utilização de mão de obra de baixa qualificação em setores de alta tecnologia, bem como a estagnação da produtividade do trabalhador brasileiro em níveis muito baixos.

É, portanto, neste contexto de baixa produtividade da força de trabalho que ganha destaque outra modalidade de ensino: a educação profissional e tecnológica (EPT). A educação profissional tem como objetivo o desenvolvimento de aptidões para a vida produtiva e social, ou seja, a qualificação voltada para a inserção de indivíduos no mercado de trabalho.

De acordo com Neri (2014), os dados da Pesquisa Mensal do Emprego do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PME/IBGE) apontam um aumento de 83% na participação de jovens na frequência de educação profissional entre 2004 e 2010. Logo, considerando que ainda existe uma grande parcela de jovens que nem trabalham nem estudam, os chamados nem-nem, a onda jovem da educação profissional pode representar uma mudança de atitude dos jovens em relação ao binômio estudo-trabalho.

A meta 11 do Plano Nacional de Educação (PNE) para o período de 2014 a 2024, aprovado pela Lei nº 13.005, de 25 de junho de 2014, propõe triplicar as matrículas da educação profissional técnica de nível médio, assegurando a qualidade da oferta e pelo menos 50% da expansão no segmento público. Entre as estratégias elencadas no PNE estão, além da ampliação do acesso, por meio do aumento de ofertas de vagas de EPT na rede pública e dos programas de financiamento, destaca-se, em especial, o papel dos institutos federais de educação, ciência e tecnologia (Ifets) na ordenação territorial e interiorização da EPT, e a necessidade de associação da oferta de cursos aos arranjos produtivos, sociais e culturais locais e regionais.

Logo, o PNE 2014-2024 aponta a EPT não apenas como uma política educacional voltada para a inserção de jovens no mercado de trabalho, mas também como parte de uma estratégia de desenvolvimentos regional e local.

Segundo o relatório do Observatório da Equidade (Brasil, 2007), o paradigma atual de desenvolvimento tecnológico introduz um ritmo acelerado de inovações no campo produtivo e na organização do trabalho, que, continuamente, desafiam as atualizações dos processos de formação profissional em todos os países. A educação profissional destaca-se como um fator estratégico de competitividade e desenvolvimento humano na nova ordem econômica mundial.

A hipótese deste trabalho é que a EPT de ensino médio pode ser uma forma de propiciar o maior desenvolvimento das habilidades cognitivas e socioemocionais, uma vez que se baseia em currículos específicos, e, assim, melhorar o desempenho na escola e a inserção produtiva sob uma perspectiva de transição entre a escola e o mercado de trabalho. Com base em informações do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) de 2009, o trabalho investiga se os alunos que realizam o currículo específico da EPT apresentam maior proficiência em disciplinas básicas e incremento da probabilidade de inserção no mercado de trabalho.

As estimativas do modelo de pareamento com escore de propensão apontam para uma relação positiva da EPT tanto com o desempenho escolar quanto com a empregabilidade. Em média, os diferenciais encontrados em favor do aluno da EPT variam em torno de 4 e 13 pontos no escore de proficiência padronizado. Quanto à inserção produtiva, as correlações positivas com a EPT estão em torno de 1 p.p. a mais na chance de ser empregado, enquanto a probabilidade de estar empregado em uma área para a qual se preparou é cerca de 17 p.p. superior.

## 2 O CONTEXTO INTERNACIONAL E O ENSINO TÉCNICO NO BRASIL

A formação das habilidades que um aluno precisa adquirir na fase educacional, a fim de se preparar adequadamente para o mundo do trabalho, é uma discussão presente na EPT; contudo, a estruturação dos currículos e o desenvolvimento dessas habilidades não são padronizados. Esse é um dos fatores que faz com que haja uma controvérsia na literatura sobre os benefícios da EPT comparativamente ao ensino regular de nível médio.

De forma geral, a discussão nas literaturas internacional e nacional tem se limitado a uma análise da EPT como uma política pública para a qualificação mais especializada da mão de obra, em contraposição à educação em geral. Nesse sentido, entre as justificativas para o investimento em EPT, Crouch, Finegold e Sako (1999) destacam que a mão de obra mais qualificada seria uma forma de os países desenvolverem melhores condições para competir no mercado internacional; além disso, tais políticas contribuiriam para reduzir o desemprego, especialmente entre os jovens. Por fim, os autores advogam que a qualificação de mão de obra, por meio da EPT, possibilitaria a transição de economias de produção de bens de baixo valor agregado e renda concentrada para economias baseadas na produção de mercadorias de maior valor agregado, que viabilizariam uma melhor distribuição de renda.

Com relação à formação das habilidades, alguns estudos realizados para países da América Latina evidenciam que grande parte dos jovens egressos do ensino médio apresenta condições piores de trabalho, como, por exemplo, menores salários e menos estabilidade, em comparação aos trabalhadores mais experientes.



Uma possível explicação para essas condições é que a maioria dos jovens inicia sua trajetória profissional no mercado de trabalho informal e, posteriormente, aprimora suas habilidades até conseguir um emprego formal. Essas habilidades deveriam ser ensinadas na etapa de ensino de conclusão da educação básica, o nível médio (Cunningham e Bustos, 2011).

Entretanto, não há na literatura um consenso sobre o sucesso das políticas de investimento em EPT. Resumindo os resultados da investigação para Colômbia, Tanzânia, Quênia, México, Jordânia, Sri Lanka, Índia, Barbados, El Salvador, Brasil, Nigéria e Somália, Psacharopoulos (1987) argumenta que os custos dos programas de formação profissional são maiores do que a educação em geral, enquanto os benefícios são semelhantes; além disso, tais políticas tenderiam a reproduzir as desigualdades, já que atraem alunos de estratos socioeconômicos mais baixos e não seriam capazes de prepará-los para a entrada no ensino superior. Alguns estudos, como o de Chen e Weko (2009), para a Indonésia, não encontram vantagem nem desvantagem para a EPT em termos de oportunidade de emprego. Outros estudos, entre os quais o de Neuman e Ziderman (1989), encontram resultados positivos sobre o rendimento no mercado de trabalho para a EPT, em Israel, nos anos 1980, comparativamente ao ensino regular.

Quanto ao Brasil, seguindo evidências encontradas por Psacharopoulos (1987) e Foley (2007), o ensino técnico, a princípio, era destinado a pessoas de nível socioeconômico mais baixo, enquanto o ensino superior às classes média e alta. Existe no Brasil a dualidade histórica no ensino profissionalizante. Embora a educação profissional<sup>6</sup> adquira relevância, nos anos 1990, ganhando um capítulo especial na nova Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional – Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Antes da criação dos Ifets, sua trajetória foi marcada pela dualidade relacionada ao ensino técnico e ao ensino geral. O ensino técnico era voltado para os filhos dos trabalhadores, ao contrário do ensino geral, que direcionava os filhos das classes médias e altas para a entrada nas universidades federais (Wittaczik, 2008; Marçal *et al.*, 2011; Azevedo, Shiroma e Coan, 2012). Após a criação desses institutos, pelo Decreto nº 5.154/2004, a dualidade completa-se entre o ensino técnico subsequente e o ensino técnico integrado ou concomitante, ofertado, em grande parte, pelo setor privado – Sistema S, composto por Senai e Senac – e pelo setor público, respectivamente (Frigotto, 2007; Frigotto, Ciavatta e Ramos, 2005; Kuenzer, 2008).

Em 2005, há a implantação do Programa de Integração da Educação Profissional ao Ensino Médio na Modalidade de Educação de Jovens e Adultos (Proeja). Ainda em 2005, foi homologada a Resolução nº 01/2005, que atualiza as

---

6. Ver Lei nº 9.394, de 23 de dezembro de 1996, texto integral da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional e Decreto nº 5.154, de 23 de julho de 2004.

Diretrizes Curriculares Nacionais definidas pelo Conselho Nacional de Educação para o ensino médio e para a educação profissional técnica de nível médio. O art. 3º desse documento atualiza a nomenclatura dos cursos e programas de educação profissional; a partir daí, a “educação profissional de nível técnico” passa a denominar-se “educação profissional técnica de nível médio”. No ano de 2007, é homologado o Documento Base da Educação Profissional Técnica integrada ao Ensino Médio.

No período de 2009 em diante, as iniciativas procuram efetivar a integração entre o ensino médio e a educação profissionalizante com definições mais claras em termos de carga horária por modalidade, padrões de avaliação e certificação. Segundo Martins (2012), a integração das duas redes de ensino, profissional e geral, seria um meio de se romper a dualidade estrutural entre formação para o trabalho e preparação para a universidade.

Neste contexto, é importante salientar alguns dos problemas do ensino médio no Brasil, que, como assevera Castro (2009), iniciam-se com a fraqueza do ensino fundamental. Na prática, a maior parte dos alunos que chega ao ensino médio chega com deficiências em português, matemática e ciências naturais. Embora os currículos sejam extensos, são também vagos, o que não permite que as escolas tenham clareza sobre o que ensinar. Diante de uma realidade em que poucos concluintes do ensino médio avançam para o ensino superior – a despeito do incremento recente dessa proporção em função de políticas recentes de acesso e financiamento voltados para o ensino superior, como Programa de Financiamento Estudantil (Fies), Programa Universidade Para Todos (Prouni) e Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni) –, como assevera Castro (2009), é fundamental questionar qual o papel da EPT, o que deve se esperar de um ensino médio: ser prático ou profissional? O que importa é uma boa formação acadêmica ou o ensino de uma profissão?

Talvez o dilema que norteia tanto as mudanças do marco regulatório da EPT quanto as políticas públicas de incentivos diversos, como criação dos institutos federais de educação, bem como as idas e vindas entre a integração entre o ensino regular e profissionalizante, seja o que se refere à escolha entre preparar o indivíduo para o trabalho, preparar para o ensino superior, ou seja, entre ofertar disciplinas acadêmicas ou disciplinas profissionais (Castro, 2009).

Apesar de o dilema educação profissional e ensino regular, prática ou conhecimento acadêmico estar há tempos sendo discutido no Brasil por educadores, economistas do trabalho, sociólogos, entre outros, os estudos sobre efeitos da EPT no país, assim como na literatura internacional, ainda se restringem, em grande parte, a uma análise de seus impactos sobre o mercado de trabalho, pouco se tem avaliado os efeitos do ensino prático sobre a proficiência ou aprendizagem.

Em relação aos estudos sobre o impacto do ensino profissionalizante sobre a ocupação e o rendimento no mercado de trabalho, há efeitos positivos sobre a renda esperada para o ensino técnico de nível básico (cerca de 37%) encontrados por Severnini e Orellano (2010), enquanto os efeitos para o ensino profissionalizante de nível tecnológico em relação àqueles que não fizeram curso técnico no nível superior da educação são negativos (têm uma renda esperada 27% menor). Entretanto, estudos desenvolvidos a partir de bases de informações mais recentes, como a PME e o suplemento de EPT da Pnad (2007), têm apontado para efeitos significativos da EPT de nível médio tanto sobre a probabilidade de estar trabalhando quanto também sobre os salários, que variam entre 9,8% e 21% (Hermeto e Rios-Neto, 2007; Neri, 2010; Assunção e Gonzaga, 2010; FIS, 2010; Aguas, 2011; Gonçalves *et al.*, 2011).

### **3 BASE DE DADOS E METODOLOGIA**

#### **3.1 Base de dados**

Nesse trabalho são utilizadas informações dos microdados do Enem, realizado anualmente pelo Inep (2009).

O Enem é uma avaliação de âmbito nacional que avalia as competências e habilidades desenvolvidas em onze anos de escolarização básica. De 1998 a 2008, era realizado com a aplicação de uma única prova de 63 questões interdisciplinares. Durante esse período, algumas instituições utilizavam-no como estratégia de seleção para ingresso no ensino superior, mas se tratavam de ações isoladas e dispersas no país.

A partir da edição de 2009, ocorreu a reformulação metodológica do Enem e de sua utilização como forma de seleção unificada nos processos seletivos das universidades federais. O Enem passou a possibilitar, também, a certificação para conclusão no ensino médio, obedecendo-se às exigências previstas na Lei de Diretrizes e Bases para a educação de jovens e adultos, como a necessidade de o candidato possuir 18 anos completos na data da realização da prova. Este será, portanto, o ano da pesquisa a ser considerado, tendo em vista a mudança de metodologia ocorrida. Cabe ressaltar que não é possível utilizar os anos mais recentes do Enem, tendo em vista não haver informação consistente sobre a EPT.

Para 2009 existe, no questionário do Enem, uma questão que pergunta ao aluno em que tipo de instituição ele concluiu ou concluirá o ensino médio e apresenta como alternativa de resposta três possibilidades: a) ensino regular; b) educação de jovens e adultos (EJA, antigo supletivo); c) ensino técnico/ensino profissional; e d) ensino especial.

Na análise, a comparação é entre o ensino profissionalizante (EPT) e o regular, excluindo da amostra a EJA e o ensino especial, pois são formas de ensino diferenciadas que não são objeto de estudo do trabalho. Além das questões objetivas e da prova de redação, cada um dos participantes do Enem responde a um questionário socioeconômico. Os questionários socioeconômicos do exame permitem, entre outras coisas, o cruzamento dos resultados obtidos com a realidade de cada participante enquanto sujeito da educação. Alguns dados coletados são: prática de leitura dos participantes, condições socioeconômicas, suas práticas de lazer, suas inserções no mundo do trabalho, suas opiniões sobre seus percursos escolares, seus professores, suas escolas, seus interesses, suas expectativas e suas experiências, entre outros.

A edição de 2009 do Enem foi estruturada a partir de uma nova matriz de referência, subdividida em quatro áreas do conhecimento. O exame passou a ser constituído, assim, por quatro provas objetivas, contendo cada uma 45 questões de múltipla escolha e uma redação. As provas objetivas e a proposta de redação avaliam as seguintes áreas de conhecimento: ciências humanas e suas tecnologias (CH), ciências da natureza e suas tecnologias (CN), linguagens, códigos e suas tecnologias e redação (LR) e matemática e suas tecnologias (M), bem como os respectivos componentes curriculares.

### 3.2 O método do pareamento com escore de propensão

O melhor cenário para comparar os resultados dos diferentes grupos, aqueles que realizaram EPT e não realizaram, seria possuir “subamostras” aleatórias de alunos idênticos realizando EPT e não realizando. Nesse cenário, o efeito médio do tratamento (ATE – *average treatment effect*) é semelhante ao efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATT – *average treatment effect on the treated*).

Porém a “subamostra” dos alunos do Enem que faz EPT não é aleatória, pois os indivíduos escolhem realizar ou não EPT. Os alunos que fazem EPT são diferentes dos alunos que não o fazem em algumas características observáveis (como *background* socioeconômico e idade), e possivelmente em relação a algumas características não observáveis. A tabela 3, presente na seção de análise descritiva dos dados, indica que os alunos que cursam o ensino médio técnico são, na média, mais velhos que os alunos que fizeram ensino regular, e os pais possuem, na média, uma menor escolaridade do que os pais dos alunos que fizeram ensino regular. Os alunos, para que entrem na maioria das escolas de ensino técnico brasileiro, em especial nos Ifets, devem passar por um processo de seleção que inclui provas de proficiência. Logo, estes alunos podem se diferenciar *a priori* dos alunos do ensino médio regular em habilidades cognitivas. Além disso, possivelmente os alunos que fazem ensino técnico são aqueles que possuem uma necessidade maior de entrar no mercado de trabalho após o ensino médio, e exercem um esforço maior de aprendizado no ensino médio de habilidades que são necessárias a uma melhor colocação no mercado de trabalho.

Neste sentido, sob a hipótese de seleção positiva, os alunos que fazem a EPT tenderiam a exercer um esforço maior no ensino médio, em função do próprio processo seletivo e das exigências de desempenho ao longo do curso, propiciando o melhor desenvolvimento de habilidades cognitivas. Logo, este esforço e as habilidades adquiridas podem estar correlacionados de forma positiva com o nível de aprendizado e com as variáveis de mercado de trabalho, assim como com fazer ou não a EPT, o que geraria um viés positivo no efeito da EPT sobre as variáveis de resultado dos alunos.

Para lidar com esta seleção, neste trabalho, estimamos os efeitos médios de realizar a EPT sobre os indivíduos que cursaram a EPT (ATT) condicional a um vetor de variáveis observadas,  $X$ . Este vetor de variáveis controla por fatores observáveis que levaram os alunos a escolher cursar o ensino técnico profissional. Estimamos o efeito da EPT sobre a proficiência, medida pelas notas no Enem de ciências humanas, ciências naturais, linguagens e códigos, matemática e redação, e também sobre a probabilidade de estar trabalhando. Existe uma variável no Enem em 2009 que pergunta se o aluno está trabalhando atualmente. E, por fim, estimamos o efeito da EPT sobre probabilidade de estar trabalhando em atividade para a qual se preparou. Existe a variável no questionário do Enem apenas em 2009 que pergunta se o indivíduo trabalha em atividade para a qual se preparou.

Além do viés decorrente da autoseleção, as nossas estimativas podem estar contaminadas pelo viés que advém do fato de a amostra do Enem não ser aleatória, pois os alunos escolhem realizar ou não a prova do Enem. Os alunos do ensino regular ou do ensino técnico que fazem o exame geralmente visam à entrada em uma universidade ou em um curso técnico de nível superior. Se esta seleção for diferenciada entre os alunos que fazem ensino regular e os que cursam o ensino técnico, as nossas estimativas podem estar viesadas. Por exemplo, se a maioria dos alunos que cursa ensino técnico busca um emprego após a conclusão do ensino médio, e somente aqueles que têm uma grande habilidade cognitiva e desejam continuar os estudos fazem o Enem, os alunos que fazem ensino técnico e Enem podem ter uma habilidade não observada maior que os que fazem ensino regular e Enem, e os efeitos da EPT nas variáveis de resultados estarão superestimados. No entanto, podemos pensar em outro caso no qual os melhores alunos do ensino técnico conseguem se colocar bem no mercado de trabalho, e não prestam o exame. Neste caso, os alunos do ensino técnico que fazem Enem são aqueles que não conseguiram vaga no mercado de trabalho, e possuem uma habilidade cognitiva não observada menor que os alunos do ensino regular que fazem Enem, e esse viés estará subestimando os nossos resultados. Dado que, com a base de dados do Enem, não conseguimos olhar para uma amostra de alunos do ensino médio e do ensino regular sem este viés de fazer o exame, na tabela A.1, do apêndice, mostramos estatísticas descritivas dos alunos que cursam o ensino técnico, usando o Censo Escolar de 2009. A ideia é que se o Enem não estiver distorcendo a amostra de alunos que cursam ensino técnico, deveríamos observar a mesma distribuição de sexo,

idade e raça nestas duas pesquisas. No entanto, nos dados do Enem, os alunos apresentam uma média de idade mais alta e uma maior porcentagem de mulheres que os dados do Censo Escolar 2009. Esses resultados indicam que os alunos que fazem ensino técnico e Enem possivelmente possuem características diferentes dos alunos que fazem ensino técnico, e podemos estar subestimando ou superestimando os efeitos da EPT, dependendo do tipo de seleção, como descrito anteriormente.

Iremos assumir as hipóteses de identificação de que o tratamento, ou seja, realizar EPT, é exógeno às variáveis de resultado, desempenho, trabalhar e trabalhar na área para a qual se qualificou, condicional nas variáveis explicativas, e que os grupos comparados apresentam o mesmo suporte, chamado suporte comum. A primeira é chamada hipótese de independência condicional (HIC). Essa hipótese garante a independência condicional das variáveis de resultado e realização da EPT condicional ao vetor de variáveis observadas. Como foi dito anteriormente, caso exista algum fator não observável que diferencie o grupo de alunos que fizeram a EPT em relação ao grupo de alunos que fizeram o ensino regular, as nossas estimativas estarão viesadas.

A HIC implica que, dado um grupo de controle, com suas variáveis observadas e seus resultados, a realização da EPT, condicional a esses controles, é essencialmente aleatória. A HIC garante que a EPT é uma variável exógena e não existe viés de seletividade e viés de simultaneidade (Rosenbaum, 2002), ou seja, não há variável explicativa relevante omitida e o vetor de variáveis explicativas determina a variável dependente de forma causal e não espúria. Esta hipótese é muito forte e, no caso em questão, a sua validade pode ser questionada, pois podem existir fatores não observáveis (como habilidades cognitivas iniciais) dos alunos que influenciam a decisão de ele se inscrever no ensino técnico ou não. Como foi dito anteriormente, se estas habilidades inatas são correlacionadas positivamente com as variáveis de resultado e com a probabilidade de fazer EPT, os nossos resultados estarão superestimando o efeito da EPT. Dado isso, os resultados deste exercício serão apenas indicativos da direção da associação entre EPT e proficiência (ou mercado de trabalho), e não enfatizaremos uma interpretação causal destes efeitos médios.

A segunda hipótese aqui considerada é a de sobreposição (HS) ou de pareamento, que é dada por:

$$0 < Pr[EPT_i = 1 | X_i = x] < 1, \quad (1)$$

que significa que, para cada valor de  $x$ , existem ambos os casos, alunos que realizaram EPT e alunos que não realizaram EPT, ou, ainda, para cada aluno que realizou EPT, existe pelo menos um que não realizou, pareado com características observáveis semelhantes.

Neste trabalho, iremos utilizar o escore de propensão,  $p(X) = Pr[EPT_i = 1 | X_i = x]$ , para reduzir a dimensionalidade de  $X$ . Quanto ao método de pareamento, são utilizados, neste artigo, dois métodos diferentes para a estimação dos efeitos

da EPT sobre desempenho escolar e inserção produtiva, o método do vizinho mais próximo e o de estratificação intervalar, conforme descritos por Rosenbaum e Rubin (1985) e Rosenbaum (2002).

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Análise descritiva dos dados

Há uma extensa literatura em economia da educação, baseada na existência de uma função de produção da educação que aponta o nível socioeconômico como um dos determinantes do desempenho acadêmico (Hanushek, 2003). Nesse sentido, a base de dados do Enem fornece uma série de características de infraestrutura domiciliar como quantidade de aparelhos de TV em casa, se o domicílio é próprio, se tem água encanada, rede elétrica, entre outras, que possibilita a construção de uma *proxy* para o nível socioeconômico, por meio de uma análise de componente principal. O primeiro componente explica 30,1% da variância total. A tabela 1 apresenta os pesos de cada uma das variáveis socioeconômicas dentro deste componente. O primeiro componente é, portanto, a *proxy* adotada para o nível socioeconômico (NSE); quanto maior o seu valor, melhor o nível socioeconômico do aluno.

Para facilitar a interpretação da medida de NSE, a variável foi normalizada, de forma a assumir valores entre 0 e 1, sendo que, quanto mais próximo de 1, maior o NSE do aluno. Na média, os alunos apresentam um NSE de 0,38 com um desvio de 0,13.

TABELA 1  
Criação da variável de NSE (2009)

Variáveis	NSE
Quantidade de TV	0,38
Quantidade de vídeo ou DVD	0,34
Quantidade de computadores	0,41
Quantidade de computadores com internet	0,38
Quantidade de celular	0,31
Quantidade de máquina de lavar	0,31
Quantidade de geladeiras	0,25
Quantidade de automóveis	0,36
Tem casa própria	0,09
Calçamento na rua da residência	0,16
Água encanada	0,10
Rede elétrica	0,03
Observações	1.781.440
Variância explicada (%)	30,1

Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).  
Elaboração dos autores.

A tabela 2 apresenta as estatísticas principais das variáveis do Enem. Ela destaca que 42% dos indivíduos que fizeram o Enem trabalham atualmente, e que as notas das provas apresentam uma grande dispersão.

**TABELA 2**  
**Descrição das variáveis do Enem (2009)**

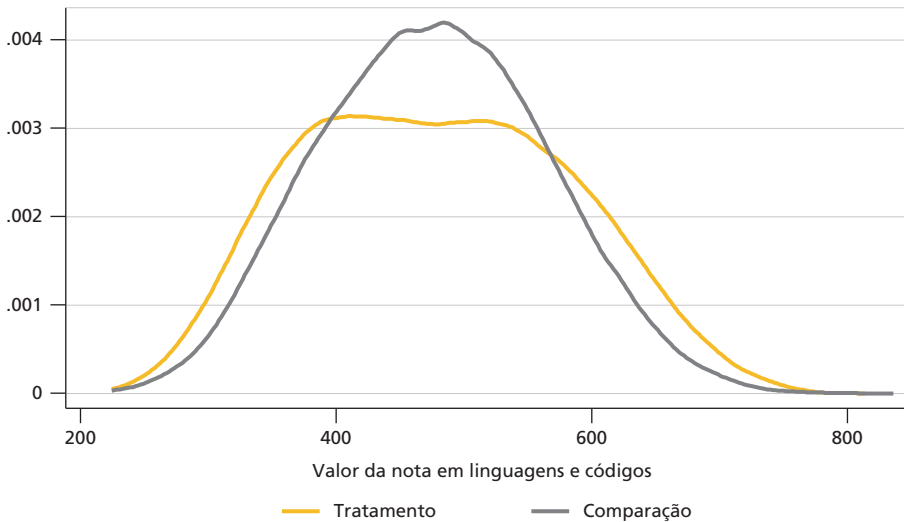
Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<b>Notas</b>					
Ciências da natureza	2.264.320	506,90	95,57	263,30	903,20
Ciências humanas	2.264.320	509,20	100,12	300,00	887,00
Linguagens e códigos	2.159.601	507,39	97,13	224,30	835,60
Matemática	2.159.601	498,87	99,10	296,00	985,10
Redação	3.641.351	343,93	315,94	0,00	1000,00
<b>Variáveis de trabalho</b>					
Trabalha atualmente	1.886.701	0,42	0,49	0	1
Idade	3.640.757	24,09	7,50	10,00	55,00
<b>Sexo</b>					
Masculino	3.640.704	0,40	0,49	0	1
<b>Origem do aluno</b>					
Aluno de São Paulo	3.640.689	0,22	0,42	0	1
Aluno do Rio de Janeiro	3.640.689	0,07	0,25	0	1
Nível socioeconômico	1.781.440	0,38	0,13	0	1
<b>Cor/raça</b>					
Branco	1.945.944	0,43	0,50	0	1
<b>Escolaridade do pai</b>					
Não estudou	1.812.453	0,08	0,27	0	1
1ª a 4ª séries do ensino fundamental	1.812.453	0,32	0,47	0	1
5ª a 8ª séries do ensino fundamental	1.812.453	0,17	0,38	0	1
Ensino médio incompleto	1.812.453	0,07	0,25	0	1
Ensino médio completo	1.812.453	0,22	0,41	0	1
Ensino superior incompleto	1.812.453	0,04	0,19	0	1
Ensino superior completo	1.812.453	0,08	0,27	0	1
Pós-graduação	1.812.453	0,03	0,17	0	1
<b>Escolaridade da mãe</b>					
Não estudou	1.907.566	0,06	0,23	0	1
1ª a 4ª séries do ensino fundamental	1.907.566	0,27	0,44	0	1
5ª a 8ª séries do ensino fundamental	1.907.566	0,17	0,38	0	1
Ensino médio incompleto	1.907.566	0,07	0,26	0	1
Ensino médio completo	1.907.566	0,24	0,43	0	1
Ensino superior incompleto	1.907.566	0,04	0,19	0	1
Ensino superior completo	1.907.566	0,10	0,30	0	1
Pós-graduação	1.907.566	0,05	0,22	0	1
<b>Dependência administrativa</b>					
Federal	1.356.135	0,02	0,13	0	1
Estadual	1.356.135	0,74	0,44	0	1
Municipal	1.356.135	0,02	0,13	0	1
Privada	1.356.135	0,22	0,42	0	1

Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).  
Elaboração dos autores.



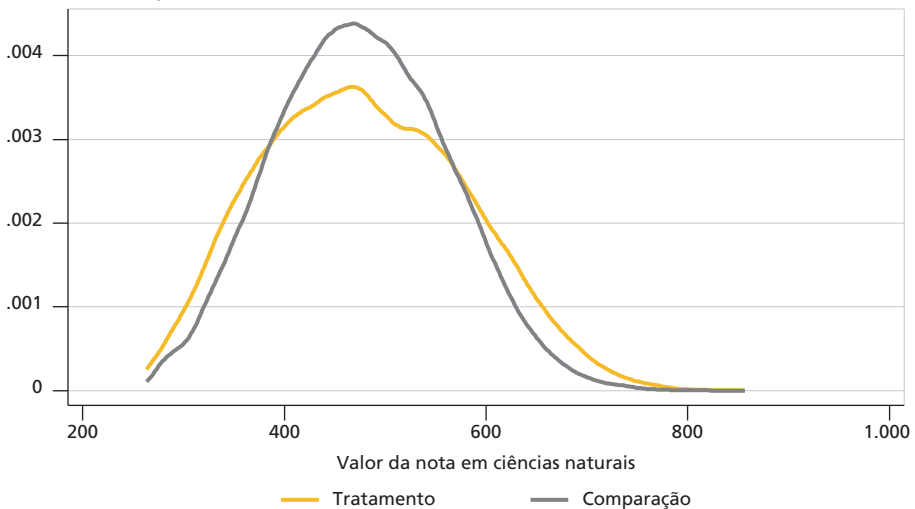
Os gráficos 1 a 6 mostram as distribuições de proficiência e do nível socioeconômico dos alunos que realizaram EPT, chamados de tratamento e representados pela distribuição de cor amarela, e dos alunos do ensino regular, denominados de comparação e representados pela cor cinza.

**GRÁFICO 1**  
**Distribuição das notas em linguagens e códigos**



Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).  
Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 2**  
**Distribuição das notas em ciências naturais**



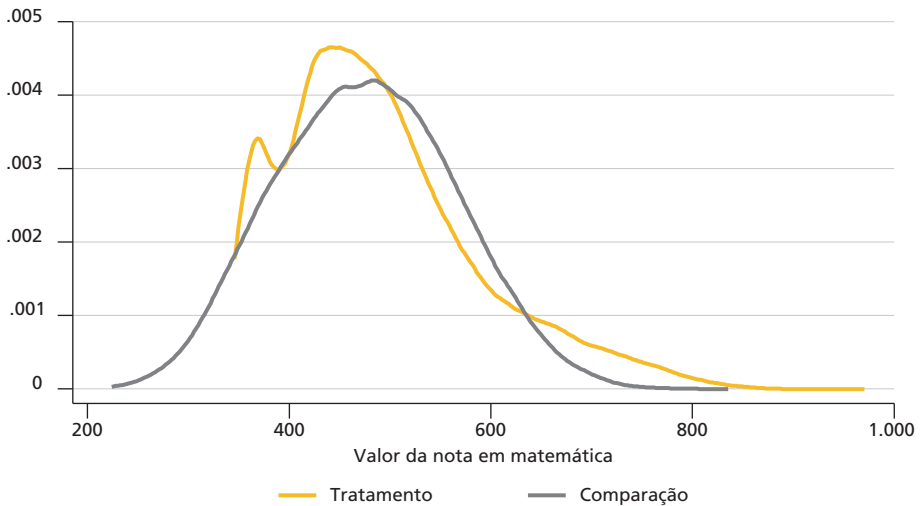
Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).  
Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 3**  
**Distribuição das notas em ciências humanas**



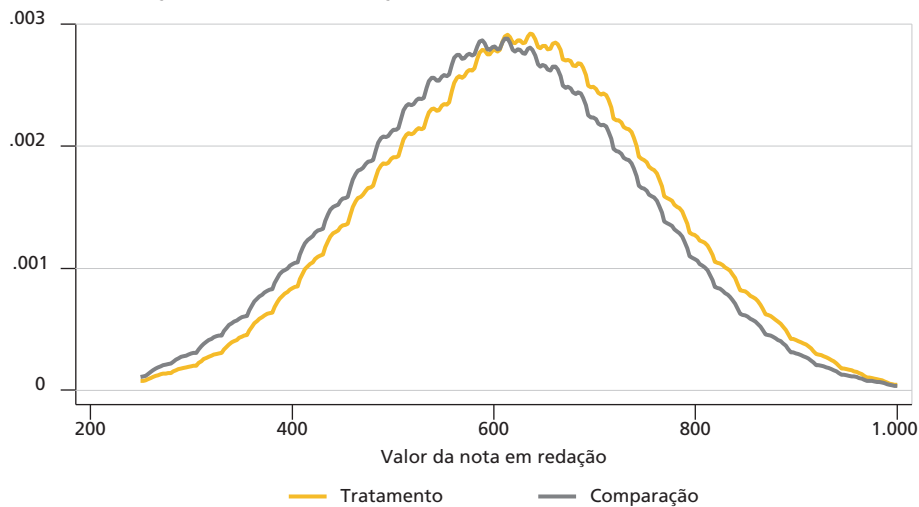
Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 4**  
**Distribuição das notas em matemática**



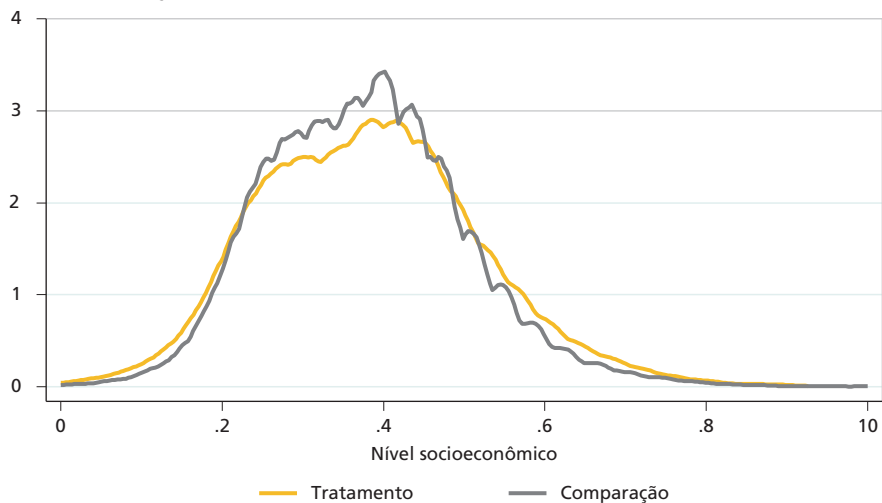
Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).  
 Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 5**  
**Distribuição das notas em redação**



Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).  
Elaboração dos autores.

**GRÁFICO 6**  
**Distribuição do nível socioeconômico**



Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).  
Elaboração dos autores.

Ressalte-se que, tanto nas distribuições das notas (gráficos 1 a 5) quanto na distribuição do nível socioeconômico (gráfico 6), para aqueles que realizaram EPT, a concentração é maior nas caudas inferior e superior e menor na parte intermediária do que a distribuição para o grupo de comparação, ou seja, para os concluintes do ensino médio regular.

Antes de estimar o modelo de pareamento proposto, faz-se uma análise do teste de média das variáveis utilizadas e observa-se que a maioria das variáveis apresenta diferenças significativas do grupo de EPT em relação ao grupo de comparação.

Na tabela 3, percebe-se que o desempenho dos alunos que realizaram EPT é maior nas provas de ciências humanas, ciências da natureza, matemática, linguagens e códigos, apesar de esses alunos apresentarem um nível socioeconômico menor. Em redação, o grupo de comparação apresenta vantagem em relação ao grupo de tratamento. As variáveis de origem da escola, origem do aluno, idade, nível socioeconômico, cor, religião, estado civil, condições de moradia, escolaridade e área de trabalho do pai, escolaridade e área de trabalho da mãe e renda familiar são utilizadas como variáveis de controle. O teste de comparação da média dessas variáveis entre os grupos de EPT e não EPT apresenta diferenças significativas.

**TABELA 3**  
**Teste de média entre alunos de EPT e alunos do ensino regular**

Variáveis	EPT	Regular	Diferença
<b>Notas</b>			
Ciências da natureza	517,20	506,60	10,60***
Ciências humanas	524,90	508,60	16,30***
Linguagens e códigos	520,50	507,00	13,50***
Matemática	505,80	498,80	7,00***
Redação	342,80	345,90	-3,10***
Idade	28,92	23,65	5,27***
<b>Sexo</b>			
Masculino	0,38	0,40	-0,02***
<b>Origem do aluno</b>			
Aluno de São Paulo	0,152	0,228	-0,076***
Aluno do Rio de Janeiro	0,161	0,061	0,100***
Nível socioeconômico	0,370	0,381	-0,011***
<b>Cor/raça</b>			
Branco	0,408	0,436	-0,028***

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	EPT	Regular	Diferença
<b>Escolaridade do pai</b>			
Não estudou	0,090	0,075	0,015***
1ª a 4ª séries do ensino fundamental	0,361	0,314	0,047***
5ª a 8ª séries do ensino fundamental	0,161	0,173	-0,012***
Ensino médio incompleto	0,062	0,067	-0,005***
Ensino médio completo	0,210	0,216	-0,006***
Ensino superior incompleto	0,035	0,039	-0,003***
Ensino superior completo	0,062	0,084	-0,023***
Pós-graduação	0,019	0,032	-0,013***
<b>Escolaridade da mãe</b>			
Não estudou	0,076	0,056	0,020***
1ª a 4ª séries do ensino fundamental	0,317	0,264	0,053***
5ª a 8ª séries do ensino fundamental	0,165	0,175	-0,010***
Ensino médio incompleto	0,062	0,071	-0,009***
Ensino médio completo	0,233	0,244	-0,011***
Ensino superior incompleto	0,035	0,039	-0,004***
Ensino superior completo	0,076	0,100	-0,024***
Pós-graduação	0,037	0,051	-0,014***
<b>Dependência administrativa</b>			
Federal	0,190	0,008	0,182***
Estadual	0,582	0,751	-0,169***
Municipal	0,047	0,016	0,031***
Privada	0,179	0,223	-0,044***
<b>Variáveis de trabalho</b>			
Trabalha atualmente	0,513	0,416	0,097***
Trabalha em atividade para a qual se preparou	0,440	0,260	0,180***

Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).

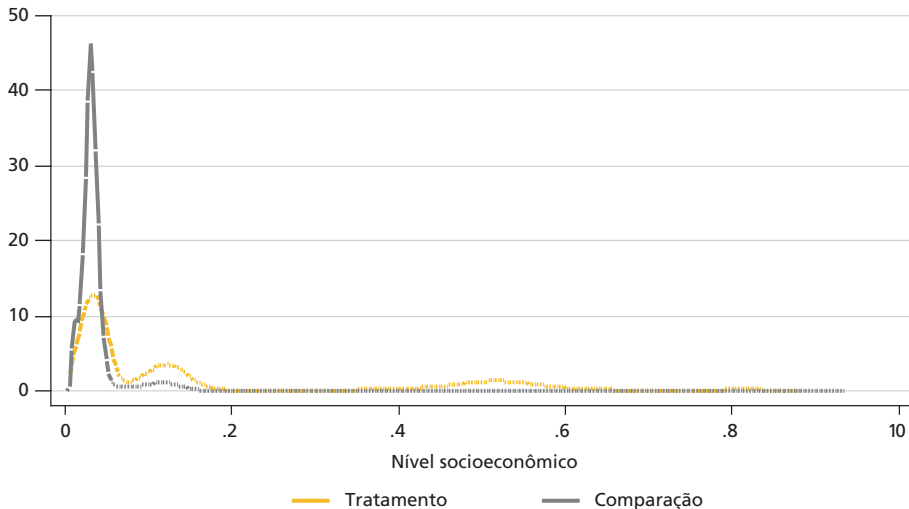
Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

## 4.2 A estimação do pareamento com escore de propensão

O escore de propensão de ter cursado a EPT é estimado por meio do modelo *logit*, utilizando as variáveis descritas na tabela 3 como explicativas. O gráfico 7 apresenta a distribuição do escore de propensão estimado para o grupo de tratamento (alunos de EPT) e controle (ensino regular).

GRÁFICO 7  
Distribuição populacional do escore de propensão



Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).  
Elaboração dos autores.

A análise do gráfico 7 aponta que a distribuição de probabilidade de realizar a EPT, tanto para os tratados quanto os controles, é maior para valores inferiores a 0,1, ou seja, nos quais o escore de propensão aproxima-se de zero. Esse resultado pode ser um problema para a estimação do pareamento, pois, quando o escore de propensão aproxima-se de zero, o viés do modelo de pareamento aumenta consideravelmente.

Contudo, com base no mesmo gráfico 7, é possível verificar que existe uma sobreposição das duas curvas de distribuição (dos grupos de tratamento e comparação), o que evidencia que os alunos que realizaram a EPT possuem compatibilidade com os alunos do ensino regular, em termos das características observáveis, possibilitando o pareamento.

Após a estimação do escore de propensão, foi feito o pareamento utilizando os métodos do primeiro vizinho mais próximo e por estratificação.

Como visto, antes de realizar o pareamento, o diferencial de desempenho dos alunos que realizaram EPT em relação ao grupo de comparação era positivo e significativo para a maioria das áreas de conhecimento avaliadas, exceto para redação, cujo resultado era negativo e significativo a 5%. A inserção produtiva também era a favor do grupo de EPT (tabela 3). Contudo, nesse cenário anterior não era realizado o controle por variáveis observadas, pareamento.

Um procedimento importante com relação à construção do escore de propensão e de implementação do pareamento é a checagem das condições de balanceamento. A tabela 4 mostra as médias das variáveis, apresentadas na tabela 3, no tratamento e no controle após o pareamento, considerando o método do vizinho mais próximo. Ressalte-se que os resultados são similares para o caso do método de pareamento por estratificação. A tabela A.2, no apêndice, traz as diferenças para as demais variáveis de controle. A hipótese nula do teste é que a diferença das médias é zero, ou seja, as médias dos dois grupos são estatisticamente iguais. Antes do pareamento (tabela 3), é esperado que as médias fossem diferentes. Depois de pareados, percebe-se que em quase todos os casos tem-se um pareamento com um bom balanceamento das variáveis.

Embora algumas variáveis permaneçam com diferenças significativas entre os alunos de EPT e do ensino regular, cabe destacar que todas as evidências da diferença da média em relação ao *background* familiar e à dependência administrativa da escola são favoráveis aos alunos que não realizaram EPT. Segundo Menezes-Filho (2007), tais diferenças podem ser analisadas como indícios de que os controles deveriam apresentar um melhor desempenho escolar.

Em relação à variável de cor, observa-se que, após o pareamento, a porcentagem de alunos pardos é maior entre os tratados do que no grupo de controle, em 2 p.p. De acordo com Carvalho (2005), o viés gerado pela diferença racial levaria os alunos que realizaram a EPT a terem um pior desempenho em relação aos controles.

TABELA 4

**Teste de comparação de média dos grupos de EPT e não EPT após o pareamento método do vizinho mais próximo**

Variáveis	EPT	Regular	Diferença	Viés (%)
Idade	19,52	19,62	-0,10***	-2,6
Masculino	0,4	0,41	-0,01	-0,01
Origem do aluno				
Aluno de São Paulo	0,11	0,11	0	1
Aluno do Rio de Janeiro	0,24	0,27	-0,03***	-7,4
Nível socioeconômico	0,408	0,414	-0,006***	-4
Cor/raça				
Branco	0,47	0,49	-0,02***	-2,9

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	EPT	Regular	Diferença	Viés (%)
<b>Escolaridade do pai</b>				
Não estudou	0,04	0,04	0	0,4
1ª a 4ª séries do ensino fundamental	0,25	0,24	0,01	0,8
5ª a 8ª séries do ensino fundamental	0,17	0,16	0,01***	2,3
Ensino médio incompleto	0,08	0,08	0	0,5
Ensino médio completo	0,28	0,28	0	0,5
Ensino superior incompleto	0,05	0,05	0	-1
Ensino superior completo	0,1	0,11	-0,01***	-2,5
Pós-graduação	0,03	0,04	-0,01***	-3,5
<b>Escolaridade da mãe</b>				
Não estudou	0,03	0,03	0	-0,1
1ª a 4ª séries do ensino fundamental	0,19	0,18	0,01**	1,6
5ª a 8ª séries do ensino fundamental	0,16	0,16	0	0,2
Ensino médio incompleto	0,08	0,08	0	0,1
Ensino médio completo	0,31	0,3	0,01	1
Ensino superior incompleto	0,05	0,06	-0,01	-0,4
Ensino superior completo	0,12	0,12	0	-1,1
Pós-graduação	0,07	0,08	-0,01***	-2,9
<b>Dependência administrativa</b>				
Federal	0,23	0,22	0,01***	3,4
Estadual	0,54	0,52	0,02***	3,5
Municipal	0,04	0,05	-0,01***	-7
Privada	0,19	0,2	-0,01***	-3,8

Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Com o intuito de compreender melhor os possíveis vieses da estimação, a tabela 5 apresenta as estimativas do efeito da EPT por regressão linear, preliminarmente aos resultados estimados por pareamento com escore de propensão. A análise dos resultados da tabela 5 aponta para correlações positivas da EPT sobre a proficiência em todas as disciplinas, exceto em ciências humanas. Além disso, os resultados indicam que a EPT está correlacionada de forma positiva com as variáveis de mercado de trabalho.



**TABELA 5**  
**Estimativas por regressão linear dos efeitos da EPT sobre a proficiência e empregabilidade**

Variáveis	Ciências naturais	Ciências humanas	Linguagens e códigos	Matemática	Redação	Trabalha	Trabalha na área de qualificação
EPT	1,693*** (0,493)	-0,192 (0,510)	4,509*** (0,519)	1,615*** (0,527)	13,03*** (1,203)	0,00589** (0,00249)	0,170*** (0,00432)
Nível socioeconômico	13,55*** (1,060)	2,607** (1,097)	13,63*** (1,119)	26,31*** (1,137)	-35,24*** (2,585)	0,0345*** (0,00535)	0,157*** (0,00908)
Inscrição de São Paulo	2,424*** (0,256)	2,358*** (0,265)	11,12*** (0,271)	9,174*** (0,275)	2,536*** (0,625)	0,0510*** (0,00132)	0,0452*** (0,00225)
Inscrição do Rio de Janeiro	6,759*** (0,383)	11,71*** (0,396)	15,46*** (0,402)	7,099*** (0,409)	13,27*** (0,934)	-0,0496*** (0,00198)	-0,0117*** (0,00416)
Dependência administrativa							
Estadual	-89,10*** (0,744)	-85,68*** (0,770)	-77,27*** (0,782)	-94,39*** (0,794)	-75,17*** (1,817)	0,167*** (0,00378)	-0,0256*** (0,00902)
Municipal	-80,97*** (1,074)	-77,33*** (1,112)	-69,54*** (1,133)	-86,16*** (1,150)	-66,37*** (2,620)	0,160*** (0,00559)	-0,0125 (0,0110)
Privada	-33,45*** (0,754)	-32,01*** (0,780)	-30,92*** (0,792)	-47,18*** (0,804)	-29,46*** (1,841)	-0,00958** (0,00383)	-0,0920*** (0,00935)
Constante	528,8*** (1,384)	523,9*** (1,433)	528,6*** (1,464)	551,4*** (1,486)	633,1*** (3,376)	-0,196*** (0,00787)	0,00827 (0,0132)
Características individuais	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Escolaridade do pai	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Escolaridade da mãe	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Renda familiar	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	693.946	693.946	671.271	671.271	696.936	665.741	227.033
R <sup>2</sup>	0,330	0,291	0,277	0,294	0,059	0,133	0,032

Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*\*\*, \*\* e \* =  $p < 0,01$ ,  $p < 0,05$  e  $p < 0,1$ , respectivamente.

2. Erros-padrão entre parênteses.

A tabela 6 apresenta os diferenciais de nota estimados por pareamento com escore de propensão. Observam-se diferenciais significativos nas notas de linguagens e códigos (LC) e redação (R), entre os que fizeram EPT e aqueles que cursaram escola regular apenas, de, respectivamente, 4,48 e 13,44 pontos no escore padronizado, utilizando o método de vizinhos mais próximos. Para a estimação do pareamento por estratificação, o efeito estimado da realização da EPT foi muito semelhante ao resultado anterior, 4,18 e 13,08 pontos no escore padronizado, respectivamente para as notas de LC e R.

O estimador de pareamento e o modelo de regressão estimado na tabela 5 usam a mesma hipótese de identificação, a de seleção nos observáveis. Ambos os métodos controlam por características observáveis na tentativa de aproximar o desempenho dos alunos do ensino médio pelo desempenho dos alunos do ensino regular. Desse modo, as estimativas do efeito da EPT sobre as variáveis de resultado obtidas pelo método do pareamento deveriam ser parecidas com os resultados obtidos com a regressão linear, e é isso que os resultados das tabelas 5 e 6 indicam.

Os resultados são uma evidência inicial de que os estudantes do ensino técnico e profissional de nível médio apresentam um diferencial na formação de habilidades comparativamente aos alunos do ensino regular. Não é possível, entretanto, interpretar tais resultados como o impacto da EPT sobre o desempenho acadêmico, uma vez que pode ser explicado, também, por características não observáveis daqueles que optam por esse tipo de ensino com currículo específico e voltado para o mercado de trabalho. Como foi dito anteriormente, os alunos que entram no ensino técnico passam por um processo de seleção mais acirrada para entrar no ensino médio, e, possivelmente, têm uma habilidade cognitiva maior na entrada do ensino médio, de modo que este efeito positivo pode ser em parte devido à seleção dos bons alunos para cursarem o ensino técnico profissional.

**TABELA 6**  
**Efeito médio da EPT sobre a proficiência – pareamento com escore de propensão**

Método de pareamento	Disciplinas	Suporte comum		Notas		ATT	Desvio-padrão
		EPT	Ensino regular	EPT	Ensino regular		
Dependência administrativa: todas							
Vizinhos mais próximos	Ciências naturais	29.801	588.471	524,95	523,70	1,25	0,89
	Ciências humanas	29.801	588.471	523,18	523,28	-0,09	0,90
	Linguagens e códigos	29.801	588.471	525,70	521,22	4,48***	0,89
	Matemática	29.801	588.471	523,65	521,71	1,94	1,03
	Redação	29.801	588.471	601,94	588,50	13,44***	1,59
Estratificação	Ciências naturais	29.801	588.471	524,95	523,83	1,12	0,93
	Ciências humanas	29.801	588.471	523,18	523,72	-0,53	0,95
	Linguagens e códigos	29.801	588.471	525,70	521,52	4,18***	0,93
	Matemática	29.801	588.471	523,65	522,48	1,17	1,05
	Redação	29.801	588.471	601,94	588,86	13,08***	1,67
Dependência administrativa: estadual							
Vizinhos mais próximos	Ciências naturais	15.982	411.720	492,64	478,82	13,82***	1,01
	Ciências humanas	15.982	411.720	494,65	480,52	14,12***	1,03
	Linguagens e códigos	15.982	411.720	501,08	481,69	19,38***	1,08
	Matemática	15.982	411.720	490,91	477,11	13,79***	0,99
	Redação	15.982	411.720	587,58	555,03	32,55***	2,10

(Continua)

(Continuação)

Método de pareamento	Disciplinas	Suporte comum		Notas		ATT	Desvio-padrão
		EPT	Ensino regular	EPT	Ensino regular		
Dependência administrativa: privada							
Vizinhos mais próximos	Ciências naturais	5.574	162.469	541,75	572,29	-30,54***	1,85
	Ciências humanas	5.574	162.469	534,09	573,24	-39,13***	1,92
	Linguagens e códigos	5.574	162.469	537,37	567,86	-30,49***	1,83
	Matemática	5.574	162.469	539,45	565,57	-26,12***	2,21
	Redação	5.574	162.469	603,94	624,35	-20,41***	3,44
Dependência administrativa: federal							
Vizinhos mais próximos	Ciências naturais	7.092	6.083	593,58	599,65	-6,07***	2,32
	Ciências humanas	7.092	6.083	588,06	594,91	-6,84***	2,42
	Linguagens e códigos	7.092	6.083	579,53	584,34	-4,81**	2,38
	Matemática	7.092	6.083	595,12	604,31	-9,19***	3,08
	Redação	7.092	6.083	642,00	650,47	-8,47**	4,28
Dependência administrativa: municipal							
Vizinhos mais próximos	Ciências naturais	1.153	8.199	504,16	491,03	13,13***	4,14
	Ciências humanas	1.153	8.199	505,24	489,09	16,15***	4,16
	Linguagens e códigos	1.153	8.199	515,86	490,22	25,63***	4,28
	Matemática	1.153	8.199	503,56	490,31	13,25***	4,21
	Redação	1.153	8.199	589,51	564,55	24,96***	7,87

Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A tabela 6 apresenta também os resultados de pareamentos realizados por dependência administrativa das escolas. É importante enfatizar que os efeitos da EPT sobre o desempenho tornam-se negativos para as dependências privada e federal. Tais resultados, em princípio, podem ser entendidos como um reflexo da heterogeneidade em termos de qualidade e perfil dos alunos dos cursos de EPT, especialmente no caso daqueles ofertados na esfera privada, na qual a magnitude do efeito adverso da EPT é mais acentuada. No caso da esfera federal, o resultado pode advir do fato de o número de controles ser inferior ao de alunos do grupo de tratamento, o que piora a qualidade do pareamento. No entanto, estes resultados devem ser analisados com cuidado, pois, ao separar a análise por dependência administrativa, devemos levar em consideração não só que a qualidade dos cursos de ensino técnico varia por dependência administrativa, mas também que a qualidade do curso de ensino regular varia por dependência administrativa. Os resultados também podem ser explicados pelo fato de, na esfera privada, as escolas de ensino regular terem uma qualidade superior às escolas de ensino técnico, e os seus alunos apresentarem uma habilidade cognitiva maior na entrada do ensino médio.

Com base nas evidências de que há um diferencial positivo da EPT sobre a formação de habilidades cognitivas ou desempenho acadêmico, medido pelos testes de proficiência, as tabelas 7 e 8 apresentam estimativas do ATT, considerando como variáveis de resultado não mais as proficiências, e sim variáveis de inserção no

mercado de trabalho. Cabe esclarecer que, embora a base de dados adotada neste trabalho, o Enem, não seja a ideal para se estimar impactos da EPT sobre o mercado de trabalho, uma vez que muitos dos jovens observados estão apenas concluindo o ensino médio e têm com objetivo principal o ingresso no curso superior, a ideia aqui é apenas trazer uma evidência inicial de que o melhor desenvolvimento de habilidades cognitivas de alunos que cursaram EPT comparativamente a alunos do ensino regular pode ser um possível canal que explique a melhor inserção de egressos da EPT no mercado de trabalho, já retratada em trabalhos anteriores, como os de Neuman e Ziderman (1989), Hermeto e Rios-Neto (2007), Neri (2010), Assunção e Gonzaga (2010), FIS (2010), Aguas (2011) e Gonçalves *et al.* (2011).

Os resultados apresentados nas tabelas 7 e 8 apontam para diferenciais significativos entre os alunos de EPT e os de ensino regular. Destaca-se que os alunos que realizaram EPT têm, em média, de 1,2 a 1,3 p.p. a mais de probabilidade de estarem empregados em relação aos alunos que não realizaram EPT (tabela 7). Tal resultado é mais uma constatação da efetividade da formação proporcionada pela EPT do que uma estimativa de efeito, dadas as considerações já realizadas anteriormente acerca do viés de seleção dos estudantes de EPT. Diferentemente do que ocorre para os resultados de proficiência, a análise por dependência administrativa aponta resultados positivos apenas para as escolas federais e privadas, nas quais o efeito da EPT é de, respectivamente, 3,8 p.p. e 8,6 p.p. No caso das dependências estadual e municipal, o efeito seria uma menor probabilidade de trabalhar do aluno de EPT em relação ao do ensino regular em cerca de 2 p.p. Tal resultado pode estar associado ao fato de os cursos privados e federais serem direcionados para uma inserção mais imediata do aluno no mercado de trabalho. Haveria, nesse sentido, um *trade-off* entre desempenho acadêmico e inserção no mercado de trabalho.

TABELA 7  
Efeito médio da EPT na probabilidade de trabalhar sobre o grupo de EPT

Método de pareamento	Tratados no suporte comum	Controles no suporte comum	EPT	Ensino regular	ATT	Desvio-padrão
Dependência administrativa: todas						
Vizinhos próximos	29.569	586.243	0,230	0,218	0,012***	0,004
Estratificação	29.569	586.243	0,230	0,217	0,013***	0,004
Dependência administrativa: estadual						
Vizinhos próximos	15.882	411.775	0,290	0,310	-0,020***	0,005
Dependência administrativa: privada						
Vizinhos próximos	5.519	160.132	0,163	0,077	0,086***	0,006
Dependência administrativa: federal						
Vizinhos próximos	7.026	6.040	0,126	0,088	0,038***	0,007
Dependência administrativa: municipal						
Vizinhos próximos	1.142	8.296	0,327	0,350	-0,023	0,022

Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Já a probabilidade de trabalhar em atividade para a qual se preparou é de, aproximadamente, 17 p.p. superior para os alunos que realizaram a EPT comparativamente aos que não a realizaram (tabela 8). Os diferenciais quando se separam as dependências administrativas permanecem significativos e variam entre 15 p.p. e 25,9 p.p. Essas evidências reforçam resultados de estudos anteriores, como os de Crouch, Finegold e Sako (1999), que destacam uma forte ligação da EPT com o direcionamento para o mercado de trabalho.

TABELA 8

**Efeito médio da EPT na probabilidade de trabalhar, tendo se capacitado para a atividade, sobre o grupo de EPT**

Tipos de pareamento	Tratados no suporte comum	Controles no suporte comum	EPT	Ensino regular	ATT	Desvio-padrão
Dependência administrativa: todas						
Vizinhos próximos	9.068	198.446	0,3710	0,201	0,170***	0,007
Estratificação	9.068	198.446	0,3710	0,201	0,170***	0,007
Dependência administrativa: estadual						
Vizinhos próximos	5.958	174.772	0,346	0,195	0,151***	0,008
Dependência administrativa: privada						
Vizinhos próximos	1.268	19.230	0,438	0,179	0,259***	0,019
Dependência administrativa: federal						
Vizinhos próximos	1.364	786	0,413	0,217	0,196***	0,027
Dependência administrativa: municipal						
Vizinhos próximos	477	3.658	0,390	0,193	0,197***	0,031

Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).

Elaboração dos autores.

Obs.: \*, \*\* e \*\*\* = Significativo a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

## 5 CONCLUSÃO

A despeito dos grandes ganhos educacionais alcançados pelo Brasil nas últimas décadas, ainda são inúmeros os questionamentos sobre a qualidade da educação e sua efetividade para inserção produtiva da população, especialmente a mais jovem. O presente trabalho traz novas evidências sobre o papel da EPT não apenas como política social ou de inserção produtiva, mas também como política educacional, na medida em que pode levar a diferenciais positivos de desempenho dos alunos do ensino técnico de nível médio, comparativamente àqueles do ensino regular.

Quanto aos alunos que realizam EPT, nota-se que possuem menor nível socioeconômico e menor renda familiar, além de apresentarem maior probabilidade de estudar em escolas estaduais do que em escolas privadas. Em termos de *background* familiar, os pais possuem menor escolaridade e têm maior possibilidade de serem pardos, em relação aos que não realizam, após o pareamento. Tais variáveis são destacadas na literatura com impacto negativo sobre desempenho e inserção produtiva.

Contudo, os resultados encontrados apontam para uma correlação positiva entre realizar EPT e possuir melhor desempenho escolar e maior inserção produtiva. Portanto, considerando que as diferenças, que continuaram significativas entre os alunos de EPT e aqueles do ensino regular após o pareamento, indicam que os alunos de EPT têm piores condições socioeconômicas do que o grupo de controle, se essas diferenças influenciarem os resultados deste trabalho, na verdade, as correlações encontradas estariam subestimando o “potencial” da EPT sobre a melhoria no desempenho e a maior inserção produtiva. Ou, de outra forma, ainda que os resultados aqui apresentados não possam ser interpretados como impactos da EPT, eles indicam que os alunos de EPT possuem um diferencial positivo em relação àqueles do ensino regular.

Ademais, este artigo traz também evidências de que a EPT está relacionada a uma maior probabilidade de transição escola-trabalho.

Em suma, as estimativas aqui encontradas apontam para pesquisas futuras no sentido de avançar na identificação de causalidade na relação entre EPT e desempenho acadêmico e inserção produtiva. Além disso, se há um viés positivo dos alunos de EPT, isso decorre exclusivamente de processos seletivos, que ocorrem não apenas em EPT, mas também em escolas privadas e federais de ensino regular, ou está relacionado também a questões referentes à sinalização, decisão de investimento em capital humano e “*matching*” entre o tipo de capital humano ofertado e o demandado pelo mercado de trabalho? Certo é que há, ainda, um largo campo de pesquisa a ser explorado.

## REFERÊNCIAS

AGUAS, M. **Ensino profissional e rendimentos do trabalho**: uma análise para o Brasil. Brasília: Ipea, 2011. (Nota Técnica, n. 47). Disponível em: <<https://goo.gl/pwuZRC>>. Acesso em: 19 fev. 2018.

ASSUNÇÃO J.; GONZAGA, G. **Educação profissional no Brasil**: inserção e retorno. Brasília: Senai DN, 2010. (Série Cenários, n. 3).

AZEVEDO, L. A.; SHIROMA, E. O.; COAN, M. As políticas públicas para a educação profissional e tecnológica: sucessivas reformas para atender a quem? **Boletim Técnico do Senac**, Rio de Janeiro, v. 38, n. 2, maio/ago. 2012.

BASSI, M. *et al.* **Desconectados**: habilidades, educación y empleo en América Latina. Washington: BID, 2012.

BRASIL. Presidência da República. Observatório da Equidade. **As desigualdades na escolarização no Brasil**. Brasília: Presidência da República, 2007. (Relatório de Observação, n. 4).

CARVALHO, M. Quem é negro, quem é branco: desempenho escolar e classificação racial de alunos. **Revista Brasileira de Educação**, n. 28, p. 77-95, 2005.

CASTRO, C. D. M. Desventuras do Ensino Médio e seus desencontros com o profissionalizante. *In: VELOSO, F. (Orgs.). et al. Educação básica no Brasil: construindo o país do futuro.* Rio de Janeiro: Editora Campus; Elsevier, 2009. p. 145-169.

CHEN, X.; WEKO, T. **Students who study Science, Technology, Engineering, and Mathematics (STEM) in Postsecondary Education.** Washington: NCES, 2009. (Stats in Brief, n. 2009161).

CROUCH, C.; FINEGOLD, D.; SAKO, M. **Are skills the answer?** The political economy of skill creation in advanced industrial countries. Oxford; New York: Oxford University Press, 1999.

CUNNINGHAM, W.; BUSTOS, J. **Youth employment transitions in Latin America.** Washington: World Bank Policy Research, 2011. (Working Paper, n. 5521).

FIS – FUNDAÇÃO ITAÚ SOCIAL. **Relatório de Avaliação Econômica – Avaliação Econômica do Ensino Médio Profissional.** São Paulo: FIS, 2010.

FOLEY, P. **The socio-economic status of vocational education and training students in Australia.** Adelaide: National Centre for Vocational Education Research Ltd., 2007.

FRIGOTTO, G. A relação da educação profissional e tecnológica com a universalização da educação básica. **Educação e Sociedade**, Campinas, v. 28, n. 100, p. 1129-1152, 2007.

FRIGOTTO, G.; CLAVATTA, M.; RAMOS, M. A política de educação profissional no governo Lula: um percurso histórico controvertido. **Educ. Soc.**, Campinas, v. 26, n. 92, p. 1087-1113, out. 2005. Disponível em: <<https://goo.gl/LwJL6X>>. Acesso em: 19 fev. 2018.

GONÇALVES, F. *et al.* Retornos privados do ensino profissional: uma análise de PSM para o Brasil. *In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA*, 16., 2011, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Banco do Nordeste do Brasil, 2011.

HANUSHEK, E. A. The failure of input-based schooling policies. **The Economic Journal**, v. 113, p. 64-98, Feb. 2003.

HERMETO, A. M.; RIOS-NETO, E. Uma avaliação experimental dos impactos da política de qualificação profissional no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 3, jul./set. 2007.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Sinopse Estatística da Educação Básica 2009.** Brasília: Inep, 2009. Disponível em: <<https://goo.gl/UrhBQh>>. Acesso em: 25 abr. 2013.

KUENZER, A. Z. Reforma da educação profissional ou ajuste ao regime de acumulação flexível? **Trabalho, Educação e Saúde**, v. 5, n. 3, p. 491-508, 2008.

MARÇAL, F. A. *et al.* Escolarização e educação profissional de trabalhadores no Brasil: um olhar sobre as experiências. **Revista Brasileira de História & Ciências Sociais**, v. 3, n. 5, jul. 2011.

MARTINS, A. P. Pressupostos de Gramsci na educação profissional e tecnológica de nível médio. # **Tear: Revista de Educação, Ciência e Tecnologia**, v. 1, n. 2, p. 1-17, 2012.

MENEZES-FILHO, N. A. **Os determinantes do desempenho escolar do Brasil**. João Pessoa: IFB, 2007.

NERI, M. **A educação profissional e você no mercado de trabalho**. Rio de Janeiro: FGV/CPS, 2010.

\_\_\_\_\_. Onda jovem na educação profissional: determinantes e motivações. *In*: CORSEUIL, C. H.; BOTELHO, R. (Orgs.). **Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros**. Brasília: Ipea, 2014. p. 21-71.

NEUMAN, S.; ZIDERMAN, A. Vocational secondary schools can be more cost effective than academic schools: the case of Israel. **Comparative Education**, v. 25, n. 2, p. 151- 163, 1989.

PSACHAROPOULOS, G. To vocationalize or not to vocationalize? That is the curriculum question. **International Review of Education**, v. 33, p. 187-211, 1987.

ROSENBAUM, P. **Observational studies**. New York: Springer Verlag, 2002.

ROSENBAUM, P.; RUBIN, D. B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. **The American Statistician**, v. 39, n. 1, p. 33-38, 1985.

SABOIA, J.; SALM, C. **Tendências da qualificação da força de trabalho – perspectivas do investimento no Brasil**. Rio de Janeiro: UFRJ; Unicamp, 2009. (Projeto BID).

SCHWARTZMAN, S.; CASTRO, C. M. Ensino, formação profissional e a questão da mão de obra. **Revista Ensaio – Avaliação de Políticas Públicas de Educação**, v. 21, n. 80, p. 563-624, 2013a.

\_\_\_\_\_; \_\_\_\_\_. **Estudo e trabalho da juventude brasileira**. Rio de Janeiro: IETS, 2013b.

SEVERNINI, E. R.; ORELLANO, V. I. F. O efeito do ensino profissionalizante sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho e sobre a renda no período pré-Planfor. **Revista EconomiA**, Brasília, v. 11, n. 1, p. 155-174, jan./abr. 2010.

VELOSO, F.; FERREIRA, P. C.; PESSOA, S. Experiências comparadas de crescimento econômico no pós-guerra. *In*: VELOSO, F. *et al.* (Org.). **Desenvolvimento econômico – uma perspectiva brasileira**. Rio de Janeiro: Campus/Elsevier, 2013.

WITTACZIK, L. S. Educação profissional no Brasil: histórico. **E-Tech: Atualidades Tecnológicas para Competitividade Industrial**, Florianópolis, v. 1, n. 1, p. 77-86, 2008.



## APÊNDICE

TABELA A.1  
**Comparação dos alunos do ensino técnico: Enem 2009 e Censo Escolar 2009**

Variáveis	Censo Escolar 2009	Enem 2009
Mulheres (%)	51,69	62
Média de idade	23,54	28,92
Branco (%)	39,89	41
Domicílio na zona urbana (%)	95,34	-
EPT integral (%)	16,69	-
EPT concomitante (%)	29,67	-
EPT subsequente (%)	53,64	-

Fonte: Enem e Censo Escolar.  
 Elaboração dos autores.

TABELA A.2  
**Teste de comparação de média dos grupos de EPT e não EPT após o pareamento**

Variáveis	EPT	Regular	Diferença	Viés (%)
Origem da escola				
Aluno de São Paulo	0,11	0,11	0	0,9
Aluno do Rio de Janeiro	0,25	0,27	-0,02***	-6,8
Cor/raça				
Pardo	0,38	0,36	0,02***	3,2
Preto	0,12	0,11	0,01	0,4
Amarelo	0,03	0,04	-0,01	-1
Indígena	0,01	0,02	-0,01	-0,3
Religião				
Católico	0,62	0,61	0,01	0,3
Evangélico	0,24	0,24	0	1,2
Espírita	0,03	0,03	0	-1
Umbanda ou candomblé	0,01	0,01	0	-0,4
Estado civil				
Solteiro	0,95	0,95	0	0,9
Casado	0,04	0,04	0	-1
Separado	0	0	0	0,6
Condições de moradia				
Não mora sozinho	0,97	0,98	-0,01	-0,5
Não mora com pais	0,11	0,11	0	0,7
Não mora com esposo(a)	0,95	0,95	0	0,5
Não mora com filhos	0,95	0,95	0	0,3
Não mora com irmãos	0,28	0,28	0	-0,4

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	EPT	Regular	Diferença	Viés (%)
Área em que o pai trabalha(ou)				
Agricultura	0,19	0,18	0,01*	1,5
Indústria	0,14	0,14	0	-0,4
Construção civil	0,06	0,06	0	1,1
Comércio	0,27	0,26	0,01	1,2
Funcionalismo público	0,14	0,15	-0,01**	-2
Profissional liberal	0,04	0,05	-0,01***	-2,2
Atividades informais	0,08	0,08	0	-0,2
Serviços em casa	0,02	0,02	0	-0,3
Serviço na casa de terceiros	0,01	0,01	0	0,5
No lar	0	0	0	0,8
Área em que a mãe trabalha(ou)				
Agricultura	0,1	0,09	0,01	0,2
Indústria	0,04	0,03	0,01	0,3
Construção civil	0	0	0	-1,1
Comércio	0,16	0,15	0,01	0,3
Funcionalismo público	0,17	0,17	0	-0,1
Profissional liberal	0,07	0,08	-0,01***	-3,5
Atividades informais	0,01	0,01	0	0,3
Serviços em casa	0,05	0,05	0	-0,8
Serviço na casa de terceiros	0,1	0,1	0	-0,5
No lar	0,23	0,22	0,01**	2
Renda familiar				
Até 1 SM	0,14	0,13	0,01	0,9
De 1 a 2 SM	0,31	0,3	0,01	0,6
De 2 a 5 SM	0,35	0,34	0,01***	2,2
De 5 a 10 SM	0,14	0,14	0	-0,5
De 10 a 30 SM	0,05	0,06	-0,01***	-4,5
De 30 a 50 SM	0,01	0,02	-0,01***	-3,6
Mais de 50 SM	0	0,01	-0,01**	-1,6

Fonte: Microdados Enem (Inep, 2009).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. SM = salário mínimo.

2. \*, \*\* e \*\*\* = Significativo a 10%, 5% e 1%.

# IMPACTOS DOS PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA BENEFÍCIO DE PRESTAÇÃO CONTINUADA E BOLSA FAMÍLIA SOBRE A ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL

Daiana Inocente da Silva<sup>1</sup>

Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho<sup>2</sup>

Esta pesquisa teve como objetivo analisar os impactos econômicos dos programas de transferência de renda Benefício de Prestação Continuada (BPC) e Bolsa Família (BF), por meio de um modelo de equilíbrio geral computável. A partir de dados do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome foram calculados o crescimento real dessas transferências no período entre 2005 e 2012, representando o choque a ser inserido no modelo. Foram realizadas três simulações, em ambientes macroeconômicos distintos. Os resultados agregados do modelo mostram que há retração do produto interno bruto (PIB) real quando as transferências são financiadas via impostos, enquanto o consumo real das famílias aumenta em todas as simulações. O PIB das regiões com maior número de pobres também aumenta, devido ao montante de recursos recebidos, evidenciando uma distribuição inter-regional da renda. O trabalho traz evidência contrária a trabalhos recentes da literatura, concluindo que tais programas não podem ser vistos como políticas de crescimento econômico, mas sim de redução de pobreza e redistribuição regional da renda.

**Palavras-chave:** transferência de renda; Bolsa Família; Benefício de Prestação Continuada; modelos de equilíbrio geral computável.

JEL: C68; D58; I38.

## IMPACTS OF THE INCOME TRANSFER PROGRAMS BENEFÍCIO DE PRESTAÇÃO CONTINUADA AND BOLSA FAMÍLIA ON THE BRAZILIAN ECONOMY: A COMPUTABLE GENERAL EQUILIBRIUM ANALYSIS

In this paper, we analyze the economic impacts of two important cash transfer programs in Brazil, the Bolsa Família and the Benefício de Prestação Continuada programs, using a CGE model of Brazil. The real value of those transfers between 2005 and 2012 were calculated and the shocks imposed to the model as shocks to household income. Three scenarios were analyzed, under different macroeconomic environments. Results show a fall in GDP when the transfers have to be funded by taxes on the domestic economy, while real household consumption increases in all simulations. GDP increases in the poorest regions, what shows an inter-regional income redistribution effect associated to those programs. The paper suggests that, contrary to recent findings in the literature on the topic, transfer programs cannot be regarded as economic growth programs, but as poverty alleviation programs only.

**Keywords:** transfer programs; Bolsa Família; Benefício de Prestação Continuada; computable general equilibrium model.

---

1. Doutoranda em economia aplicada na Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (USP).  
*E-mail:* <dinocente@usp.br>.

2. Professor titular da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da USP. *E-mail:* <vsjbsferre@usp.br>.

## 1 INTRODUÇÃO

O Brasil tem mostrado melhorias em seus indicadores sociais desde o ano de 2001. Desta forma, o índice de Gini passou de 59,3 naquele ano para 52,7 em 2012, enquanto o número de famílias pobres decresceu de 35,9 para 13,5 milhões naquele mesmo ano (World Bank, 2015). Entre os fatores explicativos daquela queda estão o forte crescimento econômico observado entre 2003 e 2008, bem como a concomitante implementação de programas de transferência de renda (Hoffmann, 2006), além da política de aumento de salário mínimo, que redistribui renda diretamente via mercado de trabalho, conforme aponta Soares (2006).

Entre os programas de transferência de renda no Brasil, dois merecem atenção especial, tanto pela penetração quanto pela eficiência no combate à pobreza. O primeiro deles é o Benefício de Prestação Continuada (BPC), que, apesar de ser uma pensão não contributiva da Previdência do país, em termos práticos, funciona como uma política de transferência de renda direta. O BPC, programa com mais de dez anos no país, tem seus desdobramentos sociais pouco estudados (Kassouf, Oliveira e Aquino, 2011), com pagamento mensal de um salário mínimo para idosos acima de 65 anos e pessoas com deficiências, incapazes de manterem a si mesmos, que tenham renda familiar *per capita* inferior a 25% do salário mínimo vigente.

O segundo deles é o Programa Bolsa Família (BF), criado para integrar a estratégia de acesso a alimentos e geração de renda do Programa Fome Zero (Aranha, 2010), cujo objetivo é promover segurança alimentar e nutricional para a população vulnerável à fome e é pautado em três dimensões, necessárias para a superação da fome e da pobreza. A primeira delas diz respeito a promover o alívio imediato da pobreza, por meio da transferência direta da renda para as famílias. A segunda refere-se ao rompimento do ciclo de pobreza entre gerações, visto que existem condicionalidades a serem cumpridas pelos beneficiários no âmbito da saúde e da educação. Por último, estão os programas complementares para o desenvolvimento das famílias, como programas de geração de trabalho e renda, de alfabetização de adultos, de fornecimento de registro civil e demais documentos (Brasil, 2015).

Em 2012, o Programa BPC atendeu 3,8 milhões de indivíduos, com repasse total de R\$ 27,4 bilhões (0,62% do produto interno bruto – PIB) e crescimento real de 156,6% em relação aos valores de 2005 (quando era cerca de 0,17% do PIB). Já o BF atendeu 13,9 milhões de famílias em todo o Brasil, transferindo R\$ 21,2 bilhões (0,48% do PIB). Esse valor representa um crescimento de 161,6%, em termos reais, em relação às transferências do programa em 2005, que representava 0,13% do PIB daquele ano (Brasil, 2015).

Conforme mencionado anteriormente, estes programas, particularmente o BF, têm sido considerados programas de sucesso em termos de redução nos índices de pobreza e outros indicadores socioeconômicos observados nos últimos anos (Guedes e

Araújo, 2009; Kassouf, Oliveira e Aquino, 2011; Oliveira, 2012). Conforme observado por Ferreira Filho e Silva (2015), contudo, a melhoria simultânea dos indicadores sociais e o forte crescimento econômico observado até 2008, contudo, têm levado alguns pesquisadores a atribuir a estes programas um papel de destaque no crescimento econômico. Utilizando metodologias distintas, diversos trabalhos da literatura trazem conclusões distintas a este respeito. Neri, Vaz e Souza (2013), por exemplo, concluem que o PIB crescerá de R\$ 1,78 para cada R\$ 1 transferido por meio do BF. Outros autores, contudo, como Souza (2011), Araújo e Lima (2009), Marinho, Linhares e Campelo (2011) e Costa Junior, Sampaio e Gonçalves (2012) têm visão distinta, alertando para possíveis efeitos negativos diversos das políticas de transferência, inclusive sobre o PIB, ainda que os resultados sejam positivos do ponto de vista dos efeitos sociais.

A literatura que suporta a visão de que programas como o BF podem ser considerados como iniciativas de crescimento econômico de curto prazo tendem a focar os efeitos multiplicadores locais destes programas, ou os efeitos deles sobre a demanda, o que traz um impacto econômico positivo, em uma perspectiva de ausência de restrições de oferta. Esta literatura, contudo, é falha no sentido de não especificar os impactos da mobilização necessária de fundos para financiar estes programas. Esta, entretanto, pode ser uma omissão bastante séria na análise de programas da magnitude do BF, que transfere aproximadamente 0,5% do PIB do Brasil a cada ano, e que requer um esforço fiscal considerável,<sup>3</sup> o que sugere que os efeitos dos programas não podem ser avaliados separadamente de suas fontes de financiamento.

Mesmo que estudos como o de Hoffmann (2005) tenham concluído que apenas 10% a 20% do declínio nos índices de pobreza no período deveriam-se aos programas de transferência de renda, enquanto o restante pode ser atribuído ao crescimento econômico observado, outros tipicamente tendem a superestimar os efeitos do BF sobre a pobreza e o crescimento, com base em análises com multiplicadores de preços fixos, como é o caso de Neri, Vaz e Souza (2013). Uma dificuldade existente com este tipo de estudos é o de se estabelecer uma base de comparação, ou um cenário contrafactual adequado para se isolar os múltiplos efeitos atuando simultaneamente, além da necessidade de se integrar o lado da oferta à análise.

Os modelos computáveis de equilíbrio geral (CGE) permitem superar as dificuldades mencionadas anteriormente, especificando detalhadamente o lado da oferta e da demanda na economia, bem como o fluxo circular da renda. Além disso, permitindo ajustamento endógeno de preços, o modelo permite captar os efeitos na economia em geral das formas de financiamento da política em foco, além dos seus efeitos sobre a demanda, como se verá a seguir.

---

3. Apenas para efeito de comparação, o gasto total com saúde no Brasil em 2010 foi equivalente a 5% do PIB naquele ano, ao passo que todos os investimentos em transporte foram equivalentes a 0,7% do PIB no mesmo ano. Mais informações em: <<https://goo.gl/pnZg5P>>.

Dessa forma, o objetivo principal deste trabalho é investigar os impactos dos programas federais de transferência de renda BPC e BF na economia como um todo, entre os anos de 2005 e 2012, por meio de um modelo computável de equilíbrio geral. Dada a distribuição desigual destes programas no território brasileiro, o trabalho, além de analisar os resultados nas principais variáveis macroeconômicas, traz um foco particular nas variáveis regionais, com atenção especial ao mercado de trabalho e ao consumo das famílias.

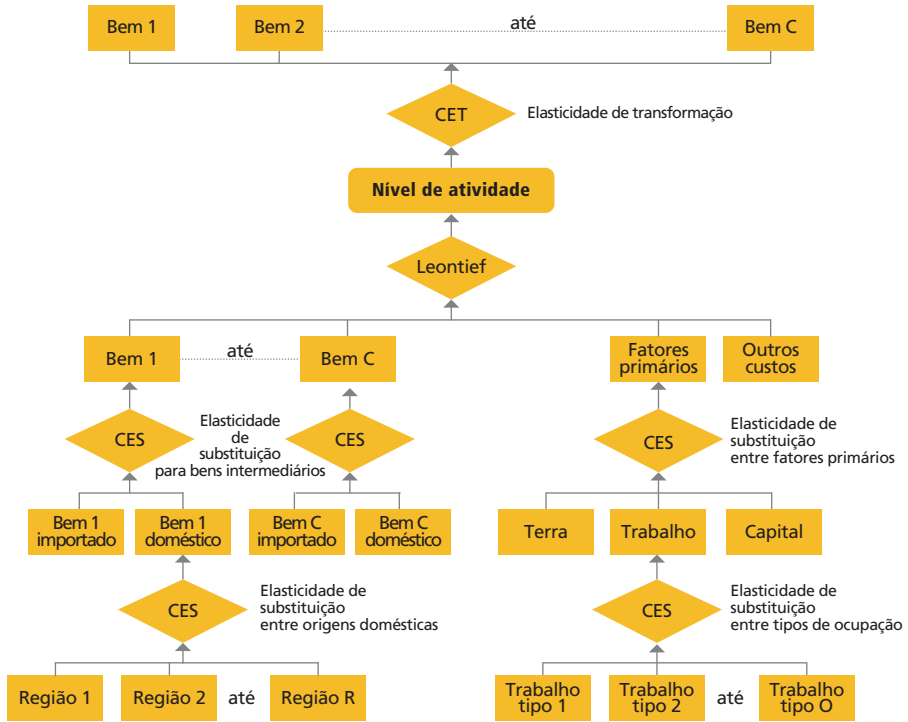
Este trabalho contribui para a literatura existente em três aspectos principais. Em primeiro lugar, utiliza um modelo CGE detalhado em termos regionais, que permite a análise de impactos individualizada ao nível de famílias e regiões. Em segundo lugar, analisa os impactos conjuntos dos dois principais programas de transferência de renda do Brasil, o BPC e o BF, bem como as suas contribuições individuais. E, finalmente, compara diversos cenários de fechamento macroeconômico, como forma de evidenciar as condições sob as quais estas políticas poderiam ser consideradas como políticas de crescimento econômico.

## 2 METODOLOGIA

Este trabalho utiliza um modelo de equilíbrio geral computável, o Term-BR, para analisar os efeitos dos principais programas de transferência de renda brasileiros, o BPC e o BF, sobre a economia brasileira. O Term-BR é um modelo estático e inter-regional da economia brasileira, que distingue 27 regiões, 55 setores de atividade e 110 produtos. É um modelo linearizado do tipo *bottom-up*, isto é, trata cada região como uma economia separada, que interage com as diversas regiões do país. Desse modo, esse modelo permite estudar choques que não afetam a economia de forma homogênea, uma característica importante em países grandes como o Brasil, em que a atividade econômica está dispersa de maneira heterogênea no território. Os resultados nacionais surgem da agregação dos resultados obtidos em cada região (Horridge, Madden e Wittwer, 2005; Fachinello, 2008). O modelo é calibrado para o ano de 2005, com dados da matriz de insumo produto do Brasil e de diversas outras fontes de dados, como a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) e a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF).

A estrutura teórica do modelo é descrita em detalhes em Horridge, Madden e Wittwer (2005), enquanto o modelo adaptado para o Brasil tem suas origens em Ferreira Filho e Horridge (2006). Aqui, apenas alguns elementos centrais a ele são discutidos. A figura 1 mostra a árvore de decisões aninhada do modelo.

FIGURA 1  
A estrutura de produção no Term-BR



Fonte: Santos (2006, p. 67).  
Elaboração dos autores.

Desta forma, as atividades produtivas são modeladas em uma estrutura de produção aninhada, na qual, no nível mais elevado da árvore de produção, insumos e fatores primários compostos são combinados por meio de funções Leontief, ou seja, a coeficientes fixos.

No nível seguinte da árvore de decisão, funções de elasticidade de substituição constante (CES) determinam a alocação dos insumos compostos entre insumos domésticos e importados, e do fator primário composto entre os fatores primários terra, trabalho e capital, com base em seus preços relativos e elasticidades de substituição específicas. O fator composto trabalho, por sua vez, também é um fator composto CES entre dez tipos diferentes de trabalho, classificados por faixa de salários, que é utilizado como uma *proxy* para qualificação.<sup>4</sup> As combinações de produtos consumidos dentro de cada região, contudo, também são agregadas CES das diversas origens nacionais, derivadas de uma matriz de comércio estimada para o ano-base.

4. Esta classificação é obtida com base na Pnad.

Do ponto de vista da demanda dos consumidores, a demanda é modelada por meio do Sistema Linear de Dispêndio (Stone, 1954), para dez tipos de famílias com padrões de dispêndio particulares, definidos por intermédio da POF 2008-2009 para cada tipo de renda familiar e para cada região.

Para as finalidades desta pesquisa, o banco de dados do modelo foi agregado, mantendo-se os produtos relacionados direta ou indiretamente ao consumo das famílias de renda mais baixa, bem como as regiões mais importantes sob a ótica das políticas de transferências estudadas. O modelo apresenta, a partir dessa agregação, mostrada no apêndice, resultados para 33 setores industriais, 33 produtos e 37 usuários, dos quais quatro referem-se à demanda final. Foram mantidas as dez classes de ocupação do modelo original e 37 usuários.<sup>5</sup> E, finalmente, o modelo é resolvido utilizando-se o *software* Gempack (Horridge, 2011).

### 3 CENÁRIOS DE SIMULAÇÃO E O FECHAMENTO DO MODELO

Um dos pontos centrais na presente discussão é a identificação das fontes de financiamento para os programas de transferência de rendas analisados. Embora não haja certeza a respeito das fontes de financiamento exatas desses programas, nem do percentual com que cada imposto contribui para os gastos com eles, a literatura especializada (Cury e Leme, 2007; Cury, Coelho e Pedrozo, 2007; Cury *et al.*, 2010; Ribeiro, 2010) identifica o Programa de Integração Social (PIS)/Contribuição para Financiamento da Seguridade Social (Cofins) como as fontes principais de financiamento dos programas. Cury e Leme (2007), por exemplo, mostram que, segundo o Orçamento da União, em 2005, 98% dos recursos destinados ao Fundo Nacional de Assistência Social (Fnas), responsável pelo orçamento do BPC, eram provenientes da Cofins. Já os fundos destinados ao BF têm várias fontes distintas que alimentam o Fundo de Combate à Fome.<sup>6</sup> Desta forma, admite-se, neste trabalho, que os programas BPC e BF tenham sido financiados via aumento de impostos indiretos.<sup>7</sup>

Assim, a estratégia de simulação utilizada consiste em garantir, por meio do fechamento do modelo (a ser discutido adiante), que o montante de recursos a serem transferidos pelos dois programas seja levantado por intermédio de impostos. Operacionalmente, isso é feito deixando-se variar endogenamente a alíquota do imposto indireto, para que a variação na coleta do imposto iguale a variação do valor das transferências, que será o choque exógeno. Adicionalmente, uma outra simulação é realizada, em que as transferências não são financiadas por impostos, com o objetivo de permitir a comparação entre os cenários.

5. Para detalhes sobre a agregação utilizada, ver Silva (2014).

6. Para detalhes específicos ver a Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, que cria o Programa Bolsa Família.

7. A respeito do tratamento do PIS/Cofins como imposto indireto, ver Silva (2004) e IBGE (2015).



Uma característica central em qualquer modelo CGE é o seu fechamento. Sucintamente, como os modelos CGE têm em geral um número maior de variáveis do que de equações, o fechamento consiste em escolher um conjunto de variáveis a serem tratadas como exógenas, de modo a igualar-se o número de equações ao número de variáveis endógenas, garantindo, assim, que o modelo tenha solução. A escolha deste conjunto de variáveis, contudo, não é neutra, e determina o comportamento do modelo, ou a forma como os equilíbrios macroeconômicos serão atingidos.

Como o objetivo deste trabalho é investigar os efeitos das políticas de transferências diretas sobre a economia brasileira, três fechamentos distintos serão utilizados, com características de longo prazo. Dois destes fechamentos são comparáveis com as simulações propostas por Cury e Leme (2007) e por Cury *et al.* (2010), relacionadas ao aumento de impostos indiretos. Os fechamentos de longo prazo têm em comum a hipótese de que as políticas analisadas não afetam a taxa natural de desemprego da economia, o que faz com que o ajustamento dos mercados de trabalho seja feito por meio de variações no salário real. Além disso, no longo prazo a taxa de retorno ao capital é considerada fixa, e o estoque de capital se ajusta.

Em todos os casos, admitiu-se que as alíquotas de impostos sobre produção e importação são exógenas. O consumo real das famílias é endógeno, e influenciado pelas transferências de renda dos programas BPC e BF. O consumo do governo é considerado exógeno, e a taxa de câmbio nominal, assim como as exportações, endógenas. O Índice de Preços aos Consumidores é o *numéraire* do modelo. A seguir, estão sumarizados os diferentes fechamentos utilizados:

- SIM1: os programas são financiados por impostos indiretos coletados domesticamente. O saldo do balanço comercial é tratado como uma variável exógena ao modelo, ou seja, é fixado como percentual do PIB, enquanto o investimento ajusta-se endogenamente;
- SIM2: os programas são financiados por impostos indiretos coletados domesticamente. O investimento passa a ser variável exógena, enquanto o saldo do balanço comercial passa a ser a variável de ajuste (endógena);
- SIM3: os impostos não são coletados domesticamente, mas financiados por meio do aumento do endividamento do governo. Tanto o investimento quanto o saldo do balanço comercial são endógenos.

Das três simulações propostas, SIM3 é a que apresenta características similares às apresentadas por Cury *et al.* (2010) e ao trabalho de Neri, Vaz e Souza (2013).<sup>8</sup> Note-se que, neste caso, o ajuste macroeconômico dá-se via setor externo, quando variações no saldo do balanço comercial (transações correntes) devem ter uma contrapartida no balanço de capitais.

8. Os autores utilizaram uma matriz de contabilidade social em sua análise, não explicitando a fonte de ajuste da economia.

A seguir são descritos os choques de política simulados, bem como a estratégia de simulação utilizada neste estudo.

#### 4 OS CHOQUES DE POLÍTICA SIMULADOS

Conforme mencionado anteriormente, a base de dados do modelo é o ano de 2005. A estratégia de simulação proposta neste trabalho consiste em inserir o choque referente ao crescimento percentual real entre 2005 e 2012 de ambos os programas de transferência de renda na economia de 2005, o que permitirá analisar o ajustamento econômico com a inclusão desses choques. As variações nos valores das transferências no período foram calculadas em relação ao ano de 2005 e transformadas em choques percentuais, por estado e por tipo de família. Na tabela 1, estão apresentados os valores correntes dos programas BF e BPC, bem como a variação dos valores nominais distribuídos entre os anos de 2005 e 2012.

TABELA 1

**Valores do BPC e do BF por estado, nos anos de 2005 e 2012, e variação de ambos no período, por região**

(Valores em milhões de R\$ de 2005, e variação em %)

	2005		2012		Variação 2005-2012 (%)	
	BPC	BF	BPC	BF	BPC	BF
Rondônia	70,7	45,4	193,0	127,5	173,0	180,8
Acre	36,6	26,3	101,7	92,4	177,9	251,3
Amazonas	170,7	103,6	420,8	416,9	146,5	302,4
Roraima	13,5	12,8	48,2	57,7	257,0	350,8
Pará	336,1	244,9	890,2	967,4	164,9	295,0
Amapá	34,9	9,1	99,9	68,4	186,2	651,6
Tocantins	77,0	49,2	182,2	154,1	136,6	213,2
Maranhão	352,1	373,6	921,5	1.117,2	161,7	199,0
Piauí	101,4	201,6	286,6	500,9	182,6	148,5
Ceará	393,6	519,5	1.025,3	1.183,9	160,5	127,9
Rio Grande do Norte	125,1	163,0	318,4	382,2	154,5	134,5
Paraíba	189,7	240,2	450,0	544,5	137,2	126,7
Pernambuco	555,4	442,5	1.337,7	1.214,8	140,9	174,5
Alagoas	153,5	187,9	531,9	481,7	246,5	156,4
Sergipe	86,9	104,0	235,8	287,1	171,3	176,1
Bahia	766,9	751,4	1.860,2	1.932,2	142,6	157,1

(Continua)

(Continuação)

	2005		2012		Variação 2005-2012 (%)	
	BPC	BF	BPC	BF	BPC	BF
Minas Gerais	835,7	619,0	1.842,3	1.230,3	120,4	98,8
Espírito Santo	113,9	98,3	281,1	202,5	146,8	106,0
Rio de Janeiro	415,5	180,5	1.329,3	817,7	219,9	353,0
São Paulo	1.232,2	522,3	3.197,3	1.256,4	159,5	140,6
Paraná	365,1	241,8	923,6	446,7	153,0	84,7
Santa Catarina	97,0	81,0	298,6	150,6	207,8	85,9
Rio Grande do Sul	307,7	234,0	859,3	478,9	179,3	104,7
Mato Grosso do Sul	144,8	40,1	366,0	150,0	152,8	274,1
Mato Grosso	187,8	68,7	402,2	190,6	114,2	177,4
Goiás	272,2	106,6	678,0	354,5	149,1	232,6
Distrito Federal	88,0	24,3	227,5	82,9	158,5	241,2
<b>Total</b>	<b>7.523,9</b>	<b>5.691,7</b>	<b>19.308,6</b>	<b>14.890,1</b>	<b>156,6</b>	<b>161,6</b>

Fonte: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome.

Os dados da POF 2008-2009 (IBGE, 2010) permitem identificar as classes de renda para as quais os recursos dos programas são destinados. Com base naquelas informações, os valores estaduais foram distribuídos adicionalmente por classe de renda familiar, permitindo o cálculo de quanto das transferências foram feitas por cada tipo de família. Como não se tem esta distribuição por família para o ano de 2005, admitiu-se que ela não se alterou no período, ou seja, que a distribuição percentual dos benefícios entre as diferentes classes de família era, em 2005, a mesma da observada em 2009. O valor, contudo, não é o mesmo, uma vez que os totais por estado nos dois anos são conhecidos. Além disso, pela falta da distribuição por renda familiar em 2005 admitiu-se a mesma variação entre os anos, observada entre as regiões, para todas as famílias.

Desta forma, sob estas hipóteses é possível gerar uma matriz de choques por estado e por classe de renda familiar. Estes choques são transmitidos ao modelo na forma de choques exógenos ao consumo nominal das famílias.<sup>9</sup> Note-se que sendo o Índice de Preços ao Consumidor o *numéraire* do modelo, estes choques nominais equivalem a choques reais, ou seja, sobre o valor do consumo real das famílias. A tabela 2 mostra a distribuição dos valores de cada programa por região e por família para o ano de 2005, ao passo que a tabela 3 traz a variação nos valores dos programas, em termos reais, entre 2005 e 2009, por região.

9. Este procedimento traz implícita a hipótese de que todo o valor das transferências é destinado ao consumo.

TABELA 2

**Valor do BF e do BPC, por região em classe de renda familiar e participação de cada classe de renda em cada programa (2005)**

(Valores em milhões de R\$ de 2005)

	FAM1		FAM2		FAM3		FAM4		FAM5	
	BF	BPC	BF	BPC	BF	BPC	BF	BPC	BF	BPC
Norte	85,8	51,2	57,0	62,4	60,5	150,7	28,2	79,4	15,0	59,5
Pará	85,2	42,6	56,6	52,0	60,0	125,6	28,0	66,2	14,9	49,6
Maranhão	130,0	44,7	86,4	54,5	91,6	131,6	42,8	69,3	22,8	52,0
Nordeste	312,1	83,3	207,4	101,6	219,9	245,4	102,7	129,3	54,6	96,9
Ceará	180,8	50,0	120,1	60,9	127,4	147,1	59,5	77,5	31,6	58,1
Pernambuco	154,0	70,5	102,3	86,0	108,5	207,6	50,7	109,4	27,0	82,0
Bahia	261,5	97,3	173,7	118,7	184,3	286,7	86,1	151,0	45,8	113,2
Minas Gerais	215,4	106,1	143,1	129,4	151,8	312,3	70,9	164,6	37,7	123,3
Sudeste	97,0	67,2	64,5	81,9	68,4	197,9	31,9	104,3	17,0	78,1
São Paulo	181,8	156,4	120,8	190,7	128,1	460,6	59,8	242,7	31,8	181,9
Sul	193,8	97,7	128,8	119,2	136,5	287,7	63,8	151,6	33,9	113,6
Centro-Oeste	83,4	87,9	55,4	107,2	58,8	258,9	27,5	136,4	14,6	102,2
<b>Total</b>	<b>1.981,1</b>	<b>954,9</b>	<b>1.316,2</b>	<b>1.164,7</b>	<b>1.395,7</b>	<b>2.812,1</b>	<b>652,0</b>	<b>1.481,7</b>	<b>346,7</b>	<b>1.110,5</b>
<b>Total BF (%)</b>	<b>0,35</b>	<b>-</b>	<b>0,23</b>	<b>-</b>	<b>0,25</b>	<b>-</b>	<b>0,11</b>	<b>-</b>	<b>0,06</b>	<b>-</b>
<b>Total BPC (%)</b>	<b>-</b>	<b>0,13</b>	<b>-</b>	<b>0,15</b>	<b>-</b>	<b>0,37</b>	<b>-</b>	<b>0,20</b>	<b>-</b>	<b>0,15</b>

Fonte: Silva (2014).  
Elaboração dos autores.

Como se pode verificar dos dados da tabela 2, há valores distribuídos por ambos os programas até para as famílias de renda mais elevada, embora estes valores sejam pequenos para o caso do BF, da ordem de 6% do valor total do programa (penúltima linha da tabela). Verifica-se também que, dadas as características de ambos os programas, o BF é mais focalizado nas famílias de renda mais baixa do que o BPC: no caso do BF, cerca de 82% do total de recursos é distribuído para famílias até a classe de renda 3 (FAM3), valor que cai para 66% no caso do BPC.

Calculados os valores de ambos os programas, por região e classe de renda familiar, em 2005 e 2009, calculou-se a variação (em termos reais) entre aqueles anos, resultando nos choques percentuais no consumo das famílias, decorrentes dos programas.

**TABELA 3**  
**Variações nas transferências do BF e do BPC, por região**  
 (Em %)

Região	BF	BPC
Norte	271,9	159,3
Pará	295,1	164,9
Maranhão	199,0	161,7
Nordeste	145,0	177,6
Ceará	127,9	160,5
Pernambuco	174,6	140,9
Bahia	157,2	142,6
Minas Gerais	98,8	120,5
Sudeste	265,9	204,2
São Paulo	140,5	159,5
Sul	93,3	170,4
Centro-Oeste	224,5	141,6

Fonte: Silva (2014).  
 Elaboração dos autores.

Conforme observado anteriormente, os choques percentuais para cada estado mostrados na tabela 3 foram aplicados a todas as classes de renda familiar dentro deles. Note-se, contudo, que as variações entre estados não são uniformes, especialmente no caso do BF, que cresce substancialmente menos nos grandes estados da região Sudeste, Minas Gerais e São Paulo, assim como na região Sul. Além disso, é importante para a interpretação dos resultados o fato de que o BF representa uma parcela da renda familiar mais elevada nas regiões mais pobres do país.

## 5 RESULTADOS

Na tabela 4 estão listados os principais resultados macroeconômicos do modelo, de acordo com cada uma das simulações. A variação do investimento em SIM2, bem como a variação da demanda por trabalho nas três primeiras simulações, são valores nulos pelo fato de serem variáveis determinadas exogenamente, ou seja, com variação nula entre as simulações.

TABELA 4  
Principais resultados macroeconômicos, por simulação  
(Variação em %)

	SIM1			SIM2			SIM3		
	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC
Consumo real das famílias	<b>0,42</b>	0,35	0,08	<b>0,63</b>	0,47	0,16	<b>2,59</b>	1,32	1,27
Investimento	<b>-3,63</b>	-2,11	-1,52	<b>0,00</b>	0,00	0,00	<b>0,59</b>	0,30	0,29
Exportações ( <i>quantum</i> )	<b>-0,66</b>	-0,31	-0,36	<b>-4,15</b>	-2,33	-1,81	<b>-7,60</b>	-3,88	-3,72
Importações ( <i>quantum</i> )	<b>-0,76</b>	-0,36	-0,40	<b>0,20</b>	0,20	0,00	<b>1,54</b>	0,80	0,74
PIB real	<b>-0,34</b>	-0,14	-0,21	<b>-0,28</b>	-0,10	-0,18	<b>0,31</b>	0,16	0,16
Salário médio real	<b>-2,04</b>	-0,87	-1,17	<b>-1,77</b>	-0,71	-1,05	<b>0,68</b>	0,35	0,32
Balanco comercial/PIB	<b>0,00</b>	0,00	0,00	<b>-0,64</b>	-0,37	-0,27	<b>-1,32</b>	-0,68	-0,65

Fonte: Silva (2014).  
Elaboração dos autores.

Na tabela 4 os resultados são apresentados em termos dos efeitos totais de ambos os programas, bem como dos subtotais. Assim, por exemplo, verifica-se que em SIM1 o PIB real cairia em -0,34%, correspondente a uma queda de -0,14% relativa ao BF e -0,21% relativa ao BPC.<sup>10</sup> Como se pode verificar dos dados da tabela, o consumo das famílias cresce, em termos reais, em todas as simulações, o que é um resultado direto das transferências simuladas. Note-se que o consumo real das famílias cresce mais no cenário SIM3, em que os programas não são financiados com impostos internos e o ajuste da economia é feito com recursos vindos do exterior, seguindo o mesmo raciocínio dos trabalhos de Mostafa, Souza e Vaz (2010) e Neri, Vaz e Souza (2013). Este é também o único cenário no qual os programas de transferência causariam elevação do PIB, a ser discutido mais adiante.

A variação dos demais agregados macroeconômicos, contudo, depende do fechamento utilizado. O investimento cai na primeira simulação devido à não compensação do aumento dos impostos indiretos incidentes sobre os bens de investimento. Como o imposto é sobre preços e a incidência final é na demanda final, a elevação dos impostos deve impactar o investimento, reduzindo-o, dado que o consumo do governo é fixo. Assim, esse efeito faz com que o aumento de impostos iniba a ampliação de investimentos. Este resultado é compatível com o observado por Toyoshima e Silva (2013), que mostram uma queda na competitividade externa, decorrente das simulações de política de transferência de renda. Segundo esses autores os motivos são a diminuição de investimentos públicos, quando o governo não recorre a endividamento, e o efeito *crowding out*, que reduz investimentos privados, na política de transferência direta com *deficit* fiscal.

10. O *software* Gempack, utilizado neste trabalho, possui um algoritmo numérico que permite uma decomposição aditiva dos resultados de um choque total nos seus componentes.

As exportações apresentaram comportamento semelhante, registrando queda em todos os cenários, com destaque para o terceiro cenário, de endividamento externo, cuja queda foi de 7,6%. Novamente, estes resultados são compatíveis com os de Cury *et al.* (2010), que mostram retração dos investimentos e do volume de exportações decorrentes de políticas de transferências de renda. Note-se que, entre as simulações, a maior queda no PIB real e do índice de salário real seria observada em SIM1, em que o saldo do balanço comercial é fixado como proporção do PIB. Este fechamento representa uma forte restrição externa, que determina um ajustamento mais severo na absorção doméstica, que se materializa na queda dos investimentos e dos salários reais.

Pode-se observar ainda que, como as exportações caem em todos os cenários, enquanto as importações crescem pouco em SIM2 e em SIM3, há uma deterioração do balanço comercial em todas as simulações. Em contrapartida, para equilibrar esse *deficit*, a conta capital deve ter variação positiva em todos os casos, ou seja, seria necessário um aumento no afluxo de poupança externa para o Brasil, como decorrência das políticas de transferência de renda.

Os resultados obtidos para o PIB estão associados ao desempenho dos agregados econômicos que o compõem, como o investimento e as exportações discutidos acima, uma vez que os gastos do governo são admitidos como constantes. Note-se que o PIB real só cresce na simulação SIM3, na qual a economia nacional recebe um influxo de capitais externos, para compensar a deterioração do balanço comercial. Esse resultado, compatível com Mostafa, Souza e Vaz (2010), é também o único caso compatível com os resultados encontrados por Neri, Vaz e Souza (2013), que promovem simulações por meio de multiplicadores de preços fixos derivados a partir de uma matriz de contabilidade social. Como se pode ver, a visão otimista a respeito dos programas de transferência de renda, no que tange ao seu papel de programas de crescimento econômico, está restrita a um caso bastante particular, ou seja, aquele em que o resto do mundo estaria disposto a financiar indefinidamente a economia nacional.

Deve-se notar, a este respeito, que outros autores, como Marques (2005), Azzoni *et al.* (2007), Barros e Athias (2013) e Tupy e Toyoshima (2013), também encontraram relações positivas entre transferências e crescimento econômico, mas em contextos bastante distintos. Em particular, estes trabalhos referem-se a economias sub-regionais, ou seja, a regiões dentro do país que estariam recebendo as transferências. Como se verá adiante, os resultados aqui encontrados também encontram estes efeitos.

Os impactos regionais da variação nas transferências podem ser vistos na tabela 5, em que também são apresentadas as decomposições dos valores totais dos impactos entre os dois programas. Como se pode verificar dos resultados, o impacto sobre os PIBs regionais varia, com algumas regiões ganhando e outras perdendo.

As regiões Sudeste, São Paulo e Sul apresentam resultados de crescimento negativo em todas as simulações, ao passo que as regiões que são o objeto principal das transferências apresentem ganho de PIB. Em termos proporcionais, o estado do Maranhão seria o mais beneficiado em termos de crescimento do PIB, e o de São Paulo o mais afetado negativamente.

Além disso, pode-se verificar também que os efeitos positivos associados ao BF nas regiões mais pobres são, em geral, maiores do que aqueles devidos ao BPC, o que está associado à diferente distribuição regional de ambos os programas, conforme visto anteriormente. Nos estados/regiões de Minas Gerais, Sudeste, São Paulo e Sul, os efeitos (negativos) de ambos os programas sobre o PIB tendem a ser equivalentes.

Estes resultados ilustram os efeitos redistributivos das políticas de transferências, em termos regionais, das regiões mais ricas para as mais pobres do país. Como a mobilização de fundos é via impostos indiretos, a incidência destes sobre a demanda final faz com que as regiões que são proporcionalmente mais importantes em termos de consumo e demanda por investimento sejam aquelas em que o maior volume de recursos é arrecadado. Estes recursos são, posteriormente, transferidos para as regiões mais pobres do país, por meio dos programas analisados, que se beneficiam relativamente mais das transferências.

TABELA 5  
Resultados do modelo: valores totais e decompostos nos efeitos dos programas BF e BPC  
(Variação do PIB real por região, em %)

	SIM1			SIM2			SIM3		
	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC
Norte	<b>0,32</b>	0,33	-0,01	<b>0,40</b>	0,38	0,02	<b>1,01</b>	0,65	0,37
Pará	<b>0,85</b>	0,63	0,22	<b>0,68</b>	0,54	0,15	<b>1,02</b>	0,68	0,34
Maranhão	<b>2,92</b>	1,95	0,97	<b>2,91</b>	1,94	0,96	<b>3,45</b>	2,18	1,27
Nordeste	<b>1,93</b>	1,27	0,66	<b>2,10</b>	1,37	0,73	<b>2,92</b>	1,73	1,19
Ceará	<b>1,60</b>	1,01	0,60	<b>1,78</b>	1,11	0,67	<b>2,58</b>	1,46	1,12
Pernambuco	<b>1,68</b>	0,99	0,70	<b>1,95</b>	1,15	0,81	<b>2,87</b>	1,55	1,32
Bahia	<b>0,27</b>	0,27	-0,01	<b>0,39</b>	0,34	0,04	<b>1,19</b>	0,70	0,50
Minas Gerais	<b>-0,62</b>	-0,31	-0,31	<b>-0,49</b>	-0,23	-0,26	<b>0,22</b>	0,08	0,14
Sudeste	<b>-0,58</b>	-0,27	-0,32	<b>-0,58</b>	-0,27	-0,32	<b>-0,01</b>	-0,02	0,01
São Paulo	<b>-0,82</b>	-0,41	-0,40	<b>-0,76</b>	-0,38	-0,38	<b>-0,18</b>	-0,13	-0,05
Sul	<b>-0,55</b>	-0,29	-0,27	<b>-0,61</b>	-0,32	-0,29	<b>-0,21</b>	-0,15	-0,06
Centro-Oeste	<b>-0,13</b>	-0,06	-0,07	<b>0,14</b>	0,10	0,04	<b>0,89</b>	0,43	0,46

Fonte: Silva (2014).  
Elaboração dos autores.



Os resultados observados na tabela 5 estão diretamente correlacionados com a variação do consumo das famílias em cada região, conforme pode ser visto na tabela 6. Como se pode observar dos dados, o programa BF tende a ter um impacto mais elevado sobre o consumo nas regiões Norte e Nordeste do que o BPC, menos focalizado naquelas regiões.

TABELA 6

**Resultados do modelo: variação no consumo real das famílias, por região**

(Em %)

	SIM1			SIM2			SIM3		
	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC
Norte	<b>4,15</b>	2,89	1,26	<b>4,40</b>	3,04	1,36	<b>6,44</b>	3,93	2,51
Pará	<b>4,74</b>	3,14	1,60	<b>4,73</b>	3,13	1,59	<b>6,35</b>	3,84	2,51
Maranhão	<b>11,28</b>	7,35	3,93	<b>11,42</b>	7,43	3,98	<b>13,31</b>	8,26	5,05
Nordeste	<b>6,75</b>	4,31	2,45	<b>7,06</b>	4,49	2,57	<b>9,16</b>	5,40	3,75
Ceará	<b>5,13</b>	3,14	1,98	<b>5,44</b>	3,33	2,12	<b>7,62</b>	4,28	3,34
Pernambuco	<b>5,45</b>	3,08	2,37	<b>5,86</b>	3,32	2,54	<b>8,09</b>	4,29	3,79
Bahia	<b>2,49</b>	1,70	0,78	<b>2,78</b>	1,87	0,90	<b>4,97</b>	2,83	2,14
Minas Gerais	<b>-0,53</b>	-0,27	-0,26	<b>-0,28</b>	-0,12	-0,16	<b>1,72</b>	0,75	0,97
Sudeste	<b>-0,54</b>	-0,21	-0,34	<b>-0,40</b>	-0,12	-0,28	<b>1,44</b>	0,68	0,76
São Paulo	<b>-1,37</b>	-0,72	-0,65	<b>-1,16</b>	-0,60	-0,56	<b>0,80</b>	0,26	0,55
Sul	<b>-0,80</b>	-0,47	-0,33	<b>-0,72</b>	-0,43	-0,30	<b>1,08</b>	0,35	0,72
Centro-Oeste	<b>0,47</b>	0,22	0,25	<b>0,87</b>	0,45	0,42	<b>3,04</b>	1,40	1,64

Fonte: Silva (2014).

Elaboração dos autores.

Outra forma interessante de examinar os resultados sobre o consumo das famílias é quando estes são analisados de acordo com as faixas de renda familiar, o que pode ser visto na tabela 7, que mostra alguns resultados importantes para a análise.<sup>11</sup> Inicialmente, verifica-se que as maiores variações no consumo são observadas nas famílias de renda mais baixa (FAM1). Ao se analisar os subtotais, contudo, verifica-se que o resultado deve-se principalmente ao BF, mais focalizado, de fato, nas famílias de mais baixa renda do que o BPC. Como se pode verificar, em todas as simulações os impactos do BPC sobre o consumo tendem a crescer com a renda familiar quando comparados aos do BF. Desta forma, o impacto do BPC torna-se maior do que o do BF para as famílias de grupo de renda 3 (FAM3), ao passo que corresponde a aproximadamente um terço da variação do consumo observado para o BF para as famílias de renda 1 (FAM1).

11. Os dados estão disponíveis por faixa de renda familiar e por região, não sendo aqui apresentados por uma questão de dimensionalidade das tabelas.

TABELA 7  
**Resultados do modelo: variações no consumo real das famílias, por tipo de família**  
 (Em %)

	SIM1			SIM2			SIM3		
	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC
FAM1	<b>15,95</b>	11,27	4,68	<b>16,15</b>	11,38	4,77	<b>18,01</b>	12,20	5,82
FAM2	<b>4,95</b>	2,96	2,00	<b>5,15</b>	3,07	2,08	<b>7,10</b>	3,92	3,18
FAM3	<b>3,03</b>	1,01	2,02	<b>3,20</b>	1,12	2,09	<b>5,15</b>	1,96	3,19
FAM4	<b>0,13</b>	-0,07	0,20	<b>0,30</b>	0,03	0,28	<b>2,26</b>	0,88	1,38
FAM5	<b>-1,33</b>	-0,60	-0,73	<b>-1,11</b>	-0,47	-0,64	<b>0,86</b>	0,39	0,47

Fonte: Silva (2014).  
 Elaboração dos autores.

Os dados apresentados na tabela 8 permitem a comparação entre os valores recebidos na forma de transferências pelos programas com o valor arrecadado regionalmente na forma de elevação nos impostos indiretos, nas simulações SIM1 e SIM2.<sup>12</sup> Como se pode observar, a variação na arrecadação dos impostos é maior do que no valor das transferências nos estados/regiões de Minas Gerais, Sudeste, São Paulo e Sul, em que a relação entre o valor das transferências e o total de impostos coletados é menor do que 1. Conforme observado anteriormente, estas são também as regiões que apresentaram crescimento negativo no PIB como consequência das transferências.

TABELA 8  
**Resultados do modelo: variação nos valores transferidos pelo BF e pelo BPC entre 2005 e 2012, e total arrecadado do imposto indireto, por região**  
 (Em R\$ milhões de 2005)

	BF	BPC	Total	Impostos	Relação transferências/impostos
Norte	1.359,5	796,5	<b>2.156,0</b>	721,0	3,0
Pará	1.475,4	824,5	<b>2.299,9</b>	607,2	3,8
Maranhão	995,1	808,4	<b>1.803,5</b>	498,5	3,6
Nordeste	724,8	887,9	<b>1.612,7</b>	1.169,2	1,4
Ceará	639,6	802,5	<b>1.442,1</b>	654,6	2,2
Pernambuco	872,8	704,3	<b>1.577,1</b>	756,9	2,1
Bahia	785,8	712,8	<b>1.498,6</b>	1.230,7	1,2
Minas Gerais	493,8	602,3	<b>1.096,1</b>	1.711,4	0,6
Sudeste	1.329,4	1.021,1	<b>2.350,5</b>	2.610,2	0,9
São Paulo	702,7	797,4	<b>1.500,1</b>	5.986,9	0,3
Sul	466,5	852,0	<b>1.318,5</b>	3.647,3	0,4
Centro-Oeste	1.122,7	708,0	<b>1.830,7</b>	1.389,4	1,3

Fonte: Silva (2014).  
 Elaboração dos autores.

12. Lembramos que na simulação SIM3 os programas não são financiados por impostos.

Outro aspecto importante a ser analisado diz respeito às variações no emprego regional. Conforme mostrado por Hoffmann (2006), a expansão da economia, e não os programas de transferência de renda, foi a principal responsável pela melhoria da desigualdade social no país, via aumento nos rendimentos e do emprego. Os resultados aqui encontrados corroboram os daquele autor. Como se pode ver, os programas de transferência de renda isoladamente teriam o efeito de elevar o emprego em algumas regiões, mas ao custo de reduzir em outras, que são aquelas em que foram observadas quedas nos PIB regionais.<sup>13</sup>

TABELA 9

**Resultados do modelo: variações no nível do emprego regional**

(Em %)

	SIM1			SIM2			SIM3		
	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC	Total	BF	BPC
Norte	<b>0,28</b>	0,21	0,07	<b>0,30</b>	0,22	0,08	<b>0,33</b>	0,24	0,10
Pará	<b>0,71</b>	0,45	0,26	<b>0,59</b>	0,38	0,21	<b>0,43</b>	0,31	0,12
Maranhão	<b>1,89</b>	1,19	0,69	<b>1,86</b>	1,18	0,68	<b>1,82</b>	1,16	0,66
Nordeste	<b>1,33</b>	0,81	0,52	<b>1,42</b>	0,87	0,56	<b>1,58</b>	0,93	0,64
Ceará	<b>1,16</b>	0,68	0,48	<b>1,24</b>	0,72	0,51	<b>1,37</b>	0,78	0,59
Pernambuco	<b>1,29</b>	0,72	0,58	<b>1,45</b>	0,81	0,64	<b>1,66</b>	0,90	0,76
Bahia	<b>0,35</b>	0,23	0,12	<b>0,40</b>	0,26	0,14	<b>0,54</b>	0,32	0,22
Minas Gerais	<b>-0,15</b>	-0,10	-0,06	<b>-0,10</b>	-0,07	-0,04	<b>-0,02</b>	-0,03	0,01
Sudeste	<b>-0,17</b>	-0,10	-0,07	<b>-0,18</b>	-0,10	-0,08	<b>-0,17</b>	-0,10	-0,07
São Paulo	<b>-0,30</b>	-0,17	-0,12	<b>-0,30</b>	-0,17	-0,12	<b>-0,30</b>	-0,17	-0,13
Sul	<b>-0,11</b>	-0,08	-0,03	<b>-0,21</b>	-0,14	-0,08	<b>-0,37</b>	-0,21	-0,16
Centro-Oeste	<b>0,14</b>	0,06	0,08	<b>0,24</b>	0,12	0,12	<b>0,31</b>	0,15	0,16

Fonte: Silva (2014).

Elaboração dos autores.

**6 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Os resultados aqui encontrados sugerem que os programas de transferência de renda têm contribuído para a redução da pobreza e da desigualdade inter-regional da renda. Não podem, contudo, ser adequadamente analisados sem a especificação das suas fontes de financiamento. Esta especificação evidencia as restrições de financiamento na economia, bem como os ajustamentos necessários nos fluxos macroeconômicos para fazer frente a programas de transferências tão expressivos

13. De fato, em simulações de curto prazo (não mostradas neste estudo), verifica-se que, sendo o nível de emprego agregado a variável de ajuste, o emprego total de fato cai como resultado das políticas de transferência de renda, caso os programas tenham que ser financiados por impostos.

como são o BF e o BPC. Deixar de levar em consideração este aspecto leva a uma avaliação distorcida dos resultados destes programas. Desta forma, os resultados aqui encontrados sugerem razão para não se considerar que programas de transferências diretas como o BF e o BPC devam ser considerados como programas de crescimento econômico. De fato, isso é pedir demais a programas projetados como políticas de redução de pobreza, e que, como tal, devem ser considerados.

## REFERÊNCIAS

ARANHA, A. V. Fome Zero: um programa transformado em estratégia de governo. *In*: SILVA, J. Z.; GROSSI, M. E.; FRANÇA, C. G. (Orgs.). **Fome Zero: a experiência brasileira**. Brasília: FAO, 2010. cap. 4, p. 85-109.

ARAÚJO, L. A.; LIMA, J. P. R. Transferências de renda e empregos públicos na economia sem produção do semiárido nordestino. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, v. 33, p. 45-77, jul.-dez./2009.

AZZONI, C. R. *et al.* Social policies, personal and regional income inequality in Brazil: an I-O analysis of the Bolsa Família Program. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007, Recife. **Anais...** Recife: Anpec, 2007.

BARROS, A. R.; ATHIAS, D. Salário mínimo, Bolsa Família e desempenho relativo recente da economia do Nordeste. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 33, n. 1, p. 179-199, jan.-mar./2013.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. **Institucional**. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome, 2015. Disponível em: <<https://goo.gl/S5a6dN>>. Acesso em: 3 mar. 2015.

COSTA JUNIOR, C. J.; SAMPAIO, A. V.; GONÇALVES, F. Transferência de renda como modelo de crescimento econômico. **Economia & Tecnologia**, v. 8, p. 17-32, 2012.

CURY, S. *et al.* The impacts of income transfer programs on income distribution and poverty in Brazil: an integrated microsimulation and computable general equilibrium analysis. *In*: PEP RESEARCH NETWORK GENERAL MEETING, 10., 2010, Cape Town. **Annals...** Cape Town: PEP, 2010.

CURY, S.; COELHO, A. M.; PEDROZO, E. The impacts of income transfer programs on income distribution and poverty in Brazil: an integrated microsimulation and computable general equilibrium analysis. *In*: PEP RESEARCH NETWORK GENERAL MEETING, 6., 2007, Lima. **Annals...** Lima: PEP, 2007.

CURY, S.; LEME, M. C. S. Redução da desigualdade e programas de transferência de renda: uma análise de equilíbrio geral. *In*: BARROS, R. P. *et al.* (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. 2. ed. Brasília: Ipea, 2007. cap. 34, p. 507-549.

FACHINELLO, A. L. **Avaliação do impacto econômico de possíveis surtos da gripe aviária no Brasil**: uma análise de equilíbrio geral computável. 2008. Tese (Doutorado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.

FERREIRA FILHO, J. B. S.; HORRIDGE, M. The Doha Development Agenda and Brazil: distributional impacts. **Review of Agricultural Economics**, v. 28, p. 362, 2006.

FERREIRA FILHO, J. B. S.; SILVA, D. I. The Bolsa Família Programme: distribution and growth. **Policy in Focus**, v. 11, n. 1, p. 22-24, 2015.

GUEDES, G. R.; ARAÚJO, T. F. Impacto do aumento da cobertura do Programa Benefício de Prestação Continuada (BPC) sobre a pobreza e a desigualdade entre o grupo de idosos e os elegíveis não atendidos. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 40, n. 1, p. 100-118, jan./mar. 2009.

HOFFMANN, R. As transferências não são a causa principal da redução da desigualdade. **Econômica**, Niterói, v. 7, n. 2, p. 335-341, 2005.

\_\_\_\_\_. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Niterói, v. 8, n. 1, p. 55-81, 2006.

HORRIDGE, M. **The Term model and its data base**. Melbourn: Monash University, 2011. (General Paper, n. G-219).

HORRIDGE, M.; MADDEN, J.; WITTWER, G. The impact of the 2002-2003 drought on Australia. **Journal of Policy Modeling**, New York, v. 27, n. 3, p. 85-308, abr./2005.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009**: despesas, rendimentos e condições de vida. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

\_\_\_\_\_. **Sistemas de Contas Nacionais – Brasil**: referência 2010. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. (Nota Metodológica, n. 19). Disponível em: <<https://goo.gl/EtLSC4>>. Acesso em: 10 jan. 2017.

KASSOUF, A. L.; OLIVEIRA, P. R.; AQUINO, J. M. Impact evaluation of the Brazilian pension program Benefício da Prestação Continuada (BPC) on Family Welfare. *In*: PEP RESEARCH NETWORK GENERAL MEETING, 9., 2011, Siem Reap. **Annals...** Siem Reap: PEP, 2011.

MARINHO, E.; LINHARES, F.; CAMPELO, G. Os programas de transferência de renda do governo impactam a pobreza no Brasil? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 65 n. 3, p. 267-288, jul./set. 2011.

MARQUES, R. M. **A importância do Bolsa Família nos municípios brasileiros.** Brasília: MDS-Sagi, 2005. (Cadernos de Estudos Desenvolvimento Social em Debate, n. 1). p. 1-40.

MOSTAFA, J.; SOUZA, P. H. G. F.; VAZ, F. M. Efeitos econômicos do gasto social no Brasil. *In*: CASTRO, J. A. *et al.* (Orgs.). **Perspectivas da política social no Brasil.** Brasília: Ipea, 2010. cap. 3, p. 109-160.

NERI, M. C.; VAZ, F. M.; SOUZA, P. H. G. F. Efeitos macroeconômicos do programa Bolsa Família: uma análise comparativa das transferências sociais. *In*: CAMPELLO, T.; NERI, M. C. (Orgs.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania.** Brasília: Ipea, 2013. v. 1, cap. 11, p. 193-206.

OLIVEIRA, P. R. **Impact evaluation of the Brazilian non-contributory pension program BPC (Benefício de Prestações Continuadas) on family welfare.** 2011. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.

RIBEIRO, M. B. **Uma análise da carga tributária bruta e das transferências de assistência e previdência no Brasil no período 1995-2009: evolução, composição e suas relações com a regressividade e a distribuição de renda.** Rio de Janeiro: Ipea, 2010. (Texto para Discussão, n. 1464).

SANTOS, C. V. **Política tributária, nível de atividade econômica e bem-estar: lições de um modelo de equilíbrio geral inter-regional.** 2006. Tese (Doutorado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

SILVA, D. I. **Impactos dos programas de transferência de renda Benefício de Prestação Continuada (BPC) e Bolsa Família sobre a economia brasileira: uma análise de equilíbrio geral.** 2004. Dissertação (Mestrado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2014.

SOARES, S. **Distribuição de renda no Brasil de 1976 a 2004 com ênfase no período entre 2001 e 2004.** Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1166).

SOUZA, A. P. **Políticas de distribuição de renda no Brasil e o Bolsa Família.** São Paulo: FGV-EESP, 2011. (Texto para Discussão, n. 281).

STONE, J. R. N. Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of British demand. **Economic Journal**, v. 64, p. 511-527, 1954.

TOYOSHIMA, S. H.; SILVA, E. H. **Transferência de renda e a dinâmica do crescimento econômico: um modelo de simulação.** Estudos Econômicos, v. 43, p. 525-555, 2013.

TUPY, I. S.; TOYOSHIMA, S. H. Impactos dos programas governamentais de transferência de renda sobre a economia do Vale do Jequitinhonha. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., 2013, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2013. p. 1-25.

WORLD BANK. **Poverty and Inequality Database**. Washington: World Bank, 2015. Disponível em: <<https://goo.gl/YXAq4K>>. Acesso em: 30 mar. 2015.

#### **BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

SILVA, N. L. C. D.; TOURINHO, O. A. F.; ALVES, Y. B. **Impacto da reforma tributária na economia brasileira**: uma análise com modelo CGE. Brasília: Ipea, 2004. (Texto para Discussão, n. 1056).

## APÊNDICE

TABELA A.1  
Agregações realizadas no modelo

	Base de dados inicial	Após agregação
Produtos	108	33
Indústrias	108	33
Classes de renda familiar	10	5
Regiões	27	12
Usuários	112	37
Ocupação	10	10

Fonte: Silva (2014).  
Elaboração dos autores.

QUADRO A.1  
Usuários, produtos, indústrias e regiões do modelo, após agregação

Usuários	Produtos/indústrias	Regiões
Outros produtos e serviços da lavoura	Outros produtos e serviços da lavoura	Norte
Milho em grão	Milho em grão	Pará
Mandioca	Mandioca	Maranhão
Frutas cítricas	Frutas cítricas	Nordeste
Produtos da exploração florestal e da silvicultura	Produtos da exploração florestal e da silvicultura	Ceará
Bovinos, suínos e aves	Bovinos, suínos e aves	Pernambuco
Leite natural	Leite natural	Bahia
Ovos de galinha e de outras aves	Ovos de galinha e de outras aves	Minas Gerais
Mineração	Mineração	Sudeste
Carnes	Carnes	São Paulo
Outros produtos alimentares	Outros produtos alimentares	Sul
Óleos	Óleos	Centro-Oeste
Laticínios	Laticínios	
Arroz beneficiado e produtos derivados	Arroz beneficiado e produtos derivados	
Produtos das usinas e do refino de açúcar	Produtos das usinas e do refino de açúcar	
Café processado	Café processado	
Produtos do fumo	Produtos do fumo	
Têxtil, vestuário, calçados	Têxtil, vestuário, calçados	
Outros manufaturados	Outros manufaturados	
Celulose, papel, gráfica	Celulose, papel, gráfica	
Óleos, combustíveis e gás	Óleos, combustíveis e gás	
Gasoálcool	Gasoálcool	
Petroquímicos	Petroquímicos	

(Continua)



(Continuação)

Usuários	Produtos/indústrias	Regiões
Álcool	Álcool	
Farmacêuticos, perfumaria e limpeza	Farmacêuticos, perfumaria e limpeza	
Metalúrgicos	Metalúrgicos	
Automóveis, caminhões e ônibus	Automóveis, caminhões e ônibus	
Serviços	Serviços	
Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	Eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana	
Transporte	Transporte	
Serviços imobiliários e aluguel	Serviços imobiliários e aluguel	
Aluguel imputado	Aluguel imputado	
Serviços de alojamento e alimentação	Serviços de alojamento e alimentação	
Famílias		
Investimentos		
Governo		
Exportações		

Fonte: Silva (2014).  
Elaboração dos autores.

**TABELA A.2**  
**Classes de rendimento mensal familiar, utilizadas no modelo Term-BR**

Classificação	Estratos de renda
FAM1	Até R\$ 400
FAM2	Mais de R\$ 400 a R\$ 600
FAM3	Mais de R\$ 600 a R\$ 1.000
FAM4	Mais de R\$ 1.000 a R\$ 1.600
FAM4	Mais de R\$ 1.600

Fonte: Silva (2014).  
Elaboração dos autores.  
Obs.: Em valores de 2005.

## 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**

**Assessoria de Imprensa e Comunicação**

**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 Ipea**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026 5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto: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

MINISTÉRIO DO  
PLANEJAMENTO,  
DESENVOLVIMENTO E GESTÃO

