

**UMA ANÁLISE DOS FATORES ASSOCIADOS  
À FREQUÊNCIA AO ENSINO MÉDIO NA EDUCAÇÃO  
DE JOVENS E ADULTOS (EJA) NO BRASIL**

Priscilla Albuquerque Tavares  
André Portela Fernandes de Souza  
Vladimir Pinheiro Ponczek

**ESCORES ROBUSTOS DE EFICIÊNCIA E SEUS DETERMINANTES:  
O CASO DAS AGÊNCIAS DO BANCO DO BRASIL**

Maria da Conceição Sampaio de Sousa  
João Carlos Félix Souza

**RELIGIOSIDADE E DESEMPENHO ESCOLAR:  
O CASO DE JOVENS BRASILEIROS DA REGIÃO  
METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE**

Nina Menezes Cunha  
Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto  
Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

**O SETOR SIDERÚRGICO NACIONAL: UMA ANÁLISE INTER-REGIONAL  
DE INSUMO PRODUTO PARA O PERÍODO DE 1999 A 2002**

Vinícius de Azevedo Couto Firme  
Cláudio R. F. Vasconcelos

**A ENTRADA DA VENEZUELA NO MERCOSUL:  
UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL  
SOBRE OS IMPACTOS SETORIAIS NO BRASIL**

Eduardo Urbanski Bueno  
Flávio Tosi Feijó

**ESTRUTURA SETORIAL DA PRODUÇÃO E DISTRIBUIÇÃO  
INTERPESSOAL DE RENDA NO NORDESTE EM 2004**

Fernanda Braga Tavares  
Ignácio Tavares de Araújo Júnior

## **Governo Federal**

### **Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República**

**Ministro** Marcelo Côrtes Neri



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

#### **Presidente**

Sergei Suarez Dillon Soares

#### **Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

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

Daniel Ricardo de Castro Cerqueira

#### **Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

Cláudio Hamilton Matos dos Santos

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

Rogério Boueri Miranda

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

Fernanda De Negri

#### **Diretor de Estudos e Políticas Sociais, Substituto**

Carlos Henrique Leite Corseuil

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

Renato Coelho Baumann das Neves

#### **Chefe de Gabinete**

Bernardo Abreu de Medeiros

#### **Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

#### **Corpo Editorial**

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

#### **Editor**

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

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

#### **Coeditor**

Maurício Cortez Reis

#### **Membros**

Alexis Maka (Ipea)

Carlos Henrique Leite Corseuil (Ipea)

Eduardo Pedral Sampaio Fiuza (Ipea)

Eustáquio José Reis (Ipea)

Fernando Veloso (Ibre-FGV)

Lauro Roberto Albrecht Ramos (Ipea)

Miguel Nathan Foguel (Ipea)

Pedro Cavalcanti Ferreira (EPGE-FGV)

Rodrigo Reis Soares (FGV-EESP)

#### **Secretária-Executiva**

Thamires Fernandes da Silva

# **pesquisa e planejamento econômico - ppe**

# **ipea**

---

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

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

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

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

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

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05  
33(81) (05)

---

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

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

## SUMÁRIO

### **UMA ANÁLISE DOS FATORES ASSOCIADOS À FREQUÊNCIA AO ENSINO MÉDIO NA EDUCAÇÃO DE JOVENS E ADULTOS (EJA) NO BRASIL 7**

Priscilla Albuquerque Tavares  
André Portela Fernandes de Souza  
Vladimir Pinheiro Ponczek

### **ESCORES ROBUSTOS DE EFICIÊNCIA E SEUS DETERMINANTES: O CASO DAS AGÊNCIAS DO BANCO DO BRASIL 37**

Maria da Conceição Sampaio de Sousa  
João Carlos Félix Souza

### **RELIGIOSIDADE E DESEMPENHO ESCOLAR: O CASO DE JOVENS BRASILEIROS DA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE 71**

Nina Menezes Cunha  
Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto  
Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

### **O SETOR SIDERÚRGICO NACIONAL: UMA ANÁLISE INTER-REGIONAL DE INSUMO PRODUTO PARA O PERÍODO DE 1999 A 2002 117**

Vinícius de Azevedo Couto Firme  
Cláudio R. F. Vasconcelos

### **A ENTRADA DA VENEZUELA NO MERCOSUL: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL SOBRE OS IMPACTOS SETORIAIS NO BRASIL 169**

Eduardo Urbanski Bueno  
Flávio Tosi Feijó

### **ESTRUTURA SETORIAL DA PRODUÇÃO E DISTRIBUIÇÃO INTERPESSOAL DE RENDA NO NORDESTE EM 2004 213**

Fernanda Braga Tavares  
Ignácio Tavares de Araújo Júnior



## **CONTENTS**

**EDUCATION OF YOUTH AND ADULTS IN BRAZIL:  
DETERMINANTS OF HIGH SCHOOL ATTENDANCE 7**

Priscilla Albuquerque Tavares  
André Portela Fernandes de Souza  
Vladimir Pinheiro Ponczek

**ROBUST EFFICIENCY EVALUATION OF BANK BRANCH  
PERFORMANCE: THE CASE OF BANCO DO BRASIL 37**

Maria da Conceição Sampaio de Sousa  
João Carlos Félix Souza

**RELIGIOSITY AND SCHOOL PERFORMANCE:  
A CASE STUDY OF BRAZILIAN YOUTH IN THE  
METROPOLITAN REGION OF BELO HORIZONTE 71**

Nina Menezes Cunha  
Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto  
Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira

**THE BRAZILIAN STEEL INDUSTRY: AN INTERREGIONAL  
INPUT-OUTPUT ANALYSIS FOR 1999-2002 117**

Vinícius de Azevedo Couto Firme  
Cláudio R. F. Vasconcelos

**THE ENTRY OF VENEZUELA INTO MERCOSUR:  
A COMPUTABLE GENERAL EQUILIBRIUM ANALYSIS  
ON SECTORAL IMPACTS IN BRAZIL 169**

Eduardo Urbanski Bueno  
Flávio Tosi Feijó

**SECTORAL STRUCTURE OF PRODUCTION AND  
INTERPERSONAL INCOME DISTRIBUTION  
IN THE NORTHEAST OF BRAZIL IN 2004 213**

Fernanda Braga Tavares  
Ignácio Tavares de Araújo Júnior





# UMA ANÁLISE DOS FATORES ASSOCIADOS À FREQUÊNCIA AO ENSINO MÉDIO NA EDUCAÇÃO DE JOVENS E ADULTOS (EJA) NO BRASIL \*

Priscilla Albuquerque Tavares\*\*

André Portela Fernandes de Souza\*\*\*

Vladimir Pinheiro Ponczek\*\*\*\*

Um dos grandes desafios atuais da política educacional brasileira é compreender as razões da chamada *crise de audiência* do ensino médio. Como alternativa à modalidade regular, jovens a partir dos 17 anos podem optar pela educação de jovens e adultos (EJA). Neste artigo, descrevem-se os fatores associados às transições de entrada e saída do ensino regular e da EJA, bem como à transferência dos estudantes entre as modalidades. Além disso, fornecem-se evidências de que a EJA rivaliza com o ensino médio regular, incentivando os alunos em idade correta para cursar o ensino médio a migrar para a EJA.

**Palavras-chave:** ensino médio; fluxo escolar; educação de jovens e adultos.

JEL: I21; I25.

## 1 INTRODUÇÃO

Um dos grandes desafios atuais da política educacional brasileira é compreender quais são os fatores que explicam a baixa cobertura no ensino médio. Os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), revelam um quadro preocupante para esta etapa da escolarização. Em 2011, a cobertura do ensino médio era de 51% dos jovens de 15 a 17 anos. Entre 1999 e 2011, a proporção de estudantes de ensino médio que não concluíram este nível de ensino mais que dobrou, passando de 7,4% para 16,2% (Castro, Torres e França, 2013).

A conclusão da educação básica está associada à conquista de melhores empregos. Além disso, as taxas de retorno do ensino médio no Brasil são bastante elevadas – em torno de 60% (Tavares e Menezes-Filho, 2011).

---

\* Os autores agradecem ao Instituto Unibanco pelo financiamento do projeto de pesquisa que deu origem a este artigo.

\*\* Professora da Escola de Economia de São Paulo, da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV). *E-mail:* priscilla.tavares@fgv.br

\*\*\* Professor da EESP/FGV. *E-mail:* andre.portela.souza@fgv.br

\*\*\*\* Professor da EESP/FGV. *E-mail:* vladimir.ponczek@fgv.br

Por isso, é intrigante observar que as taxas de abandono aumentem significativamente entre os jovens com idade de cursar o ensino médio. Enquanto 97% das crianças de 13 anos frequentam a escola, esta proporção se reduz para 83%, 74% e 53% aos 16, 17 e 18 anos, respectivamente.<sup>1</sup>

Embora os jovens reconheçam a importância da obtenção de um diploma para o sucesso profissional, há evidências de que estudantes pobres abandonem os estudos por considerar a qualidade do ensino médio inadequada à aquisição de habilidades requeridas no trabalho. Além disso, os jovens de baixa renda valorizam o ingresso no mercado de trabalho antes da conclusão da educação básica (Torres *et al.*, 2014).

Como alternativa à educação regular, o sistema educacional brasileiro oferece a modalidade da educação de jovens e adultos (EJA). Para o ingresso no ensino médio na EJA, o aluno precisa ter concluído o ensino fundamental e ter, no mínimo, 17 anos de idade.<sup>2</sup> Os estudantes podem cursar o ensino médio em um ano e meio, na modalidade presencial ou à distância.

Com esta possibilidade, as pessoas que não concluíram a educação básica podem retornar à escola e finalizar os estudos num tempo mais curto do que o exigido pelo ensino regular. Além disso, os jovens que frequentam o ensino médio regular podem se sentir atraídos a migrar para a EJA para obter o diploma desta etapa de ensino. Este efeito pode, em princípio, ser mais relevante entre os estudantes desmotivados com a escola, bem como entre aqueles que decidem ingressar no mercado de trabalho. Em outras palavras, a EJA pode rivalizar com a modalidade regular no ensino médio, principalmente porque há uma proporção expressiva de alunos do ensino médio regular que se evadem da escola durante o ano letivo (Sousa *et al.*, 2012).

De fato, diante do aumento da demanda por mão de obra qualificada e dos prêmios salariais de habilidades cognitivas básicas,<sup>3</sup> os trabalhadores americanos retornam aos estudos e concluem a *high school* via EJA, com o objetivo de encontrar melhores possibilidades de emprego (Murnane, Willett e Levy, 1995). Embora a EJA seja uma possibilidade de reinserção na escola para indivíduos mais velhos, o acesso a este tipo de modalidade

---

1. PNAD 2011.

2. Resolução nº 1, de 2000, do Conselho Nacional de Educação (CNE).

3. Por exemplo, o domínio básico da matemática.

de ensino pode induzir à evasão do ensino médio regular de alunos não atrasados (Chaplin, 1999; Lillard, 2001), principalmente entre os mais pobres (Heckman *et al.*, 2012).

Entre indivíduos com idade adequada para cursar a modalidade regular, a obtenção do diploma de ensino médio via EJA pode levar a piores resultados acadêmicos e profissionais, tais como menor probabilidade de acessar e concluir o ensino superior, menores chances de conseguir um emprego e salários mais baixos (Heckman e LaFontaine, 2006).

Ademais, existem outros efeitos negativos relacionados a cursar esta forma de ensino, no que tange às habilidades não cognitivas. Ter concluído os estudos na modalidade EJA (*vis-à-vis* a modalidade regular) pode emitir um sinal negativo em termos de traços sociais relacionados a comportamentos de risco social, instabilidade, rotatividade de emprego etc., uma vez que estas são características associadas aos indivíduos que se evadem da escola (Heckman e Rubinstein, 2001).

Na última década, as matrículas no ensino médio regular no Brasil mantiveram-se estagnadas em cerca de 8,4 milhões de alunos. Enquanto isso, o número de estudantes matriculados na EJA no ensino médio elevou-se de 980 mil em 2001 para 1,4 milhão em 2011.<sup>4</sup> Apesar da importância da EJA no ensino médio brasileiro, não há estudos que investiguem os fatores associados à frequência na EJA no Brasil.

Este artigo contribui para a literatura em duas medidas. Em primeiro lugar, descrevem-se as diferentes transições de fluxo escolar no ensino médio nas modalidades regular e EJA. Em segundo, utilizam-se os dados em painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2002 a 2010, do IBGE, para investigar os fatores associados à decisão de entrada e saída no ensino médio, bem como à migração entre as duas formas. Entre eles, estão compreendidas três dimensões apontadas pela literatura como importantes determinantes das escolhas educacionais.

Primeiramente, considerou-se um conjunto de características sociodemográficas e relacionadas ao *background* familiar, apontadas como determinantes significativas do processo de acumulação de capital humano e da probabilidade de continuidade dos estudos (Jakubson e Sousa, 2011;

---

4. Sinopses Estatísticas e Censos Escolares 2001 e 2010/Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

Ponczek, 2010). Incluíram-se também variáveis *proxies* para a qualidade da educação local, uma vez que a literatura enfatiza que a qualificação dos professores bem como sua motivação e expectativas estão relacionadas às decisões de evasão ou abandono da educação formal (Glewwe e Kremer, 2006; Hanushek, 2006; Hanushek e Rivkin, 2006). Adicionalmente, consideraram-se variáveis *proxies* para a atratividade do mercado de trabalho local, acreditando que as oportunidades de emprego podem ser um forte atrativo alternativo à educação formal, particularmente entre jovens de famílias menos favorecidas (Duryea, Cox e Ureta, 2003; Edmonds, 2008).

Finalmente, explorou-se a descontinuidade da regra de idade para a elegibilidade ao ensino médio na EJA para testar formalmente a hipótese de *rivalidade* entre o ensino médio regular e a EJA. Como o sistema educacional brasileiro permite o ingresso no ensino médio na EJA a partir dos 17 anos, avaliou-se se a possibilidade de o indivíduo frequentar a escola nesta modalidade alternativa acaba por *canibalizar* as matrículas no ensino médio regular.

O texto se organiza em outras quatro seções, além desta introdução. A seção 2 discute a base de dados e a metodologia. A seção 3 apresenta as estatísticas descritivas e as transições de entrada e saída do ensino médio em cada modalidade, bem como a transferência de estudantes do ensino regular para a EJA. A seção 4 expõe os resultados dos exercícios econométricos e a seção 5 apresenta os comentários finais.

## 2 DADOS E METODOLOGIA

Neste trabalho, foram utilizados os microdados da nova PME de 2002 a 2010. A escolha do período de análise se justifica por mudança na regra de entrada na EJA em 2011. A partir desse ano, a idade mínima para o ingresso no ensino médio na modalidade de EJA mudou de 17 para 18 anos.<sup>5</sup>

A PME fornece dados em painel, ao manter informações de um indivíduo para mais de um período de tempo. Cada domicílio selecionado permanece na amostra por dezesseis meses e é entrevistado nos quatro primeiros e nos quatro últimos meses consecutivos, com um intervalo de oito meses entre os dois ciclos de entrevistas.

---

5. Resolução nº 3 de 2010, CNE.

A pesquisa fornece dados demográficos dos indivíduos residentes nos domicílios entrevistados, além de informações relacionadas à sua trajetória educacional e de trabalho. Em especial, a pesquisa investiga se os indivíduos estão frequentando a escola no mês da entrevista, qual a etapa da escolarização e qual a modalidade de ensino em que estão matriculados. Para aqueles que não frequentam a escola, pergunta-se em que fase do ciclo educacional parou de estudar. Estas informações possibilitam a identificação das pessoas que frequentam ou frequentaram o ensino médio regular ou a EJA. A estrutura de painel permite ainda identificar a transição dos indivíduos entre as duas modalidades no ensino médio; a entrada na EJA de pessoas que estavam fora da escola; e o *status* de conclusão ou evasão dos indivíduos que frequentam a EJA.

Neste artigo, foram realizados três exercícios econométricos. Em primeiro lugar, analisam-se os fatores associados à escolha do indivíduo entre não estudar, frequentar o ensino médio regular ou frequentar o ensino médio na modalidade EJA, a partir do modelo *probit multinomial* descrito a seguir, utilizando os dados *cross-section* da PME. A escolha do modelo *probit* (em detrimento do *logit*) deve-se ao fato de se ter uma amostra relativamente grande disponível para a estimação (cerca de 9 mil observações por ano da PME), o que torna razoável a hipótese de distribuição normal exigida por este modelo.

$$es_{ijt} = \alpha + \beta_1 X_{ijt} + \theta_j + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que:

$es_{ijt}$  é o *status* educacional do indivíduo  $i$ , na região metropolitana (RM)  $j$ , no ano  $t$ , dado por:

$$es_{ijt} = \begin{cases} 0, \text{ frequenta regular} \\ 1, \text{ frequenta EJA} \\ 2, \text{ está fora da escola} \end{cases}$$

$X_{ijt}$  é um vetor de características do indivíduo, que inclui gênero, cor/raça, idade, condição no domicílio, *dummy* para a condição de ocupação no mercado de trabalho (se o indivíduo encontra-se ocupado ou não);<sup>6</sup>

$Z_{jt}$  é um vetor que capta a qualidade da educação local, que inclui a razão do número de professores pela população, a escolaridade e o salário médio dos professores;

$W_{jt}$  é um vetor que capta a atratividade do mercado de trabalho local, que inclui a taxa de emprego e o salário médio;

$\theta_j$  são *dummies* para RM e capturam características não observáveis do local  $j$  fixas ao longo do tempo;

$\delta_t$  são *dummies* para o ano da pesquisa e capturam tendências temporais; e

$\varepsilon_{it}$  são características não observáveis do indivíduo.

Neste ponto, cabe esclarecer como foram construídas as covariadas que captam a qualidade da educação local. Os dados da PME incluem o código de ocupação dos indivíduos ativos e ocupados no mercado de trabalho (variável v407a). Desta forma, é possível identificar os indivíduos que trabalham como professores da educação básica (v407a igual a 33) e, portanto, calcular o nível educacional médio e o salário médio destes profissionais em cada RM, em cada ano. Assim, a oferta relativa de professores refere-se ao número total destes dividido pelo total de residentes da RM em cada ano. O salário dos professores relaciona-se ao rendimento mensal do trabalho principal auferido por estes profissionais (no mês de referência). A sua escolaridade refere-se à proporção destes profissionais que possuem, no mínimo, o ensino médio completo. Com relação às variáveis que captam a atratividade do mercado de trabalho local, calcula-se o salário médio na RM a partir da média do rendimento mensal do trabalho principal auferido no mês de referência, considerando todos os indivíduos ativos e ocupados neste período. Finalmente, a taxa de emprego é atribuída à razão entre o número de indivíduos ocupados e o número de indivíduos ativos, considerando todas as pessoas com 10 anos de idade ou mais.

6. Em estudos sobre fluxo escolar na educação básica, em geral são incluídos regressores relacionados a características dos pais dos estudantes (como sua escolaridade). Ao se investigarem estudantes que frequentam (ou poderiam frequentar) a EJA, são incluídos na amostra indivíduos que já são chefes de família ou cônjuges, além daqueles que permanecem residindo com os pais. Sendo assim, neste trabalho, a inclusão destas covariadas excluiria boa parte das observações de indivíduos que frequentam ou são elegíveis à EJA e, por este motivo, os regressores desta natureza não são considerados nas estimações.

Para a estimação deste modelo, considera-se a amostra de indivíduos elegíveis a frequentar o ensino médio, ou seja, as pessoas que declaram ter concluído o ensino fundamental. Uma vez que é necessário a elegibilidade do indivíduo a qualquer modalidade no ensino médio (regular ou EJA), restringe-se a amostra a pessoas com idade igual ou superior a 17 anos com ensino fundamental completo.

Em seguida, analisam-se os fatores associados às transições educacionais. Para isto, utilizam-se os dados em painel e seleciona-se a amostra de indivíduos entrevistados no mês de março em dois anos consecutivos. Esta escolha se justifica pelo fato de este mês representar o início do ano letivo, em que se observa o maior número de matrículas. A montagem do painel seguiu o algoritmo de Ribas e Soares (2008). Nesta investigação, são estimados modelos semelhantes ao dado em (1), com variações na definição da variável dependente. Três transições são investigadas.

A primeira refere-se à decisão de ingresso no ensino médio, condicionada a estar fora da escola. Neste caso, observa-se o indivíduo que estava fora da escola no ano  $t$  ingressar no ensino médio (regular ou EJA) no ano  $t + 1$  e  $es_{ijt}$  é definido como:

$$es_{ijt} = \begin{cases} 0, \text{ fora da escola em } t \text{ e fora da escola em } t + 1 \\ 1, \text{ fora da escola em } t \text{ e frequenta EJA em } t + 1 \\ 2, \text{ fora da escola em } t \text{ e frequenta regular em } t + 1 \end{cases}$$

A segunda transição está relacionada à decisão entre abandonar os estudos ou frequentar o ensino médio EJA, condicionada a frequentar o ensino médio regular. Neste caso, observa-se se o indivíduo que frequentava o ensino médio regular no ano  $t$  permanece ou conclui os estudos nesta modalidade, se migra para a EJA ou se evade em  $t + 1$ . Neste caso,  $es_{ijt}$  é definido como:

$$es_{ijt} = \begin{cases} 0, \text{ frequenta regular em } t \text{ e em } t + 1 \text{ permanece ou} \\ \quad \text{concluiu ensino médio regular} \\ 1, \text{ frequenta regular em } t \text{ e fora da escola em } t + 1 \\ 2, \text{ frequenta regular em } t \text{ e frequenta EJA em } t + 1 \end{cases}$$

Na estimação destes dois últimos modelos, é preciso que os indivíduos sejam elegíveis a ingressar na EJA ou a realizar a transição do ensino médio regular para a EJA, de modo que a amostra se restrinja a pessoas que em  $t + 1$  tenham 17 anos ou mais. No caso do primeiro modelo, exige-se ainda que o indivíduo tenha ensino fundamental completo.

Já a terceira transição atribui-se à decisão entre concluir ou abandonar os estudos, condicionada a frequentar o ensino médio EJA. Neste caso, observa-se o indivíduo que frequentava o ensino médio na modalidade EJA no ano  $t$  concluir os estudos nesta modalidade ou evadir-se no ano  $t + 1$ . Aqui,  $es_{ijt}$  é definido como:

$$es_{ijt} \begin{cases} 0, \text{ frequenta EJA em } t \text{ e em } t+1 \text{ permanece ou} \\ \text{concluiu ensino médio EJA} \\ 1, \text{ frequenta EJA em } t \text{ e fora da escola em } t+1 \end{cases}$$

Finalmente, investiga-se a hipótese de haver *rivalidade* entre as modalidades regular e EJA no ensino médio. Ou seja, avalia-se se a possibilidade de o indivíduo ser elegível a frequentar o ensino médio na EJA acaba por *canibalizar* as matrículas no ensino médio regular. A estratégia de identificação utiliza a regra para o ingresso na EJA, que exige que o aluno tenha ao menos 17 anos de idade e possua o ensino fundamental completo. Sendo assim, a estratégia é construir o contrafactual sobre qual seria a probabilidade de matrícula no ensino médio regular na ausência da EJA. Este contrafactual é construído a partir de uma tendência de matrícula para os indivíduos em idades inferiores à mínima requerida para o ingresso na EJA (17 anos).

Nesse sentido, explora-se a descontinuidade da regra de idade para a elegibilidade ao ensino médio na modalidade EJA, ao comparar o diferencial entre a proporção real de alunos acima de 17 anos matriculados no ensino médio regular e na EJA e a proporção construída pelo contrafactual. Caso toda mudança descontínua na proporção de matrícula do ensino médio regular acima de 17 anos se deva à EJA, não deve haver diferenças significativas entre essas proporções.



Foi investigada a rivalidade entre as modalidades regular e EJA a partir da estimação do modelo (2) a seguir:

$$y_{ijt} = \alpha + \beta_1 f(\text{idade}_{ijt} - 17) + \beta_2 d_{ijt} + \beta_3 f(\text{idade}_{ijt} - 17) d_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \mu Z_{jt} + \varphi W_{jt} + \theta_j + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

em que:

$y_{ijt}$  é uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo frequenta ensino médio regular em  $t$  e valor zero se o indivíduo frequenta ensino médio na EJA em  $t$ ;

$f(\cdot)$  são funções polinomiais da idade;

$\text{idade}_{ijt}$  é a idade do indivíduo  $i$  em  $t$ ;

$d_{ijt}$  é uma *dummy* que indica se o indivíduo é elegível à EJA (se tem 17 anos ou mais); e

$X_{ijt}$ ,  $Z_{jt}$ ,  $W_{jt}$ ,  $\theta_j$  e  $\delta_t$  são os vetores definidos acima.

Esta regressão é estabelecida para pessoas entre 14 e 19 anos de idade. Para checar a robustez dos resultados, o modelo (2) foi estimado de modo a tornar flexível a forma funcional da função  $f(\cdot)$ . Desta maneira, esta função foi incluída nas formas linear, quadrática e cúbica.

### 3 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E EVOLUÇÃO DAS TRANSIÇÕES NO ENSINO MÉDIO

A tabela 1 apresenta o tamanho da amostra de indivíduos com idade entre 14 e 60 anos que permanecem no painel da PME em dois anos consecutivos entre 2002 e 2011. Entre 2003 e 2009, o tamanho médio da amostra é de 9.400 observações por ano. Nos anos limítrofes (2002 e 2010), o número de observações é de aproximadamente a metade deste valor, uma vez que os indivíduos só são observados no painel em um ano adjacente (e não em dois anos, como ocorre nos demais períodos). A amostra é composta por indivíduos com ensino fundamental concluído e, portanto, elegíveis a cursar o ensino médio. Em média, 18,6% das pessoas nesta faixa etária frequentam o ensino médio regular, 3,2% cursam o ensino médio na EJA e 78,2% estão fora da escola.

TABELA 1

**Tamanho da amostra e distribuição segundo *status* de escolaridade, por ano**

Ano	Ensino médio regular (%)	Ensino médio EJA (%)	Fora da escola (%)	Número de observações
2002	19,1	2,5	78,4	4.351
2003	19,4	3,3	77,3	9.065
2004	19,8	4,5	75,7	9.391
2005	19,4	3,9	76,7	9.494
2006	19,5	2,9	77,5	9.342
2007	18,9	3,1	78,0	9.493
2008	17,6	3,6	78,7	9.596
2009	17,3	3,0	79,7	9.331
2010	16,4	2,4	81,3	4.653
<b>Total</b>	<b>18,6</b>	<b>3,2</b>	<b>78,2</b>	<b>74.716</b>

Fonte: PME, 2002-2010.

Elaboração dos autores.

Na tabela 2, traça-se o perfil dos três grupos – indivíduos que frequentam o ensino médio regular, que cursam o ensino médio EJA e que estão fora da escola – segundo seus atributos sociodemográficos, as características de trabalho e o local de moradia. Os estudantes que frequentam a modalidade regular (18 anos) são mais novos do que aqueles que cursam a EJA (31 anos), e as pessoas que estudam são em média mais novas do que as que estão fora da escola (36 anos). Não há diferenças significativas quanto ao gênero entre os grupos (entre 48% e 50% são homens), nem mesmo quanto à cor ou raça (cerca de 47% são brancos). Em relação à condição na ocupação, percebe-se que entre os que não estudam a proporção de chefes de família é elevada (77%) e consideravelmente maior do que entre os que estudam. Além disso, também há diferenças significativas na condição de ocupação entre os que frequentam o regular (8% são chefes) e a EJA (59% são chefes). A proporção dos que se encontram ocupados no mercado de trabalho também é mais elevada entre os indivíduos fora da escola (91%), seguida dos que cursam EJA (81%) e por fim dos que frequentam o ensino médio regular (70%). A diferença salarial mantém o mesmo padrão: a média de salários é de R\$ 976 entre os que não estudam, de R\$ 972 entre os que frequentam o ensino médio na EJA e de R\$ 947 entre os que estão matriculados na modalidade regular. Também não há grandes diferenças na distribuição dos três grupos nas RMs, com exceção de Salvador (São Paulo), região em que a proporção dos estudantes do ensino médio na EJA é mais baixa (mais alta).

TABELA 2

**Perfil dos estudantes de ensino médio, segundo a modalidade**

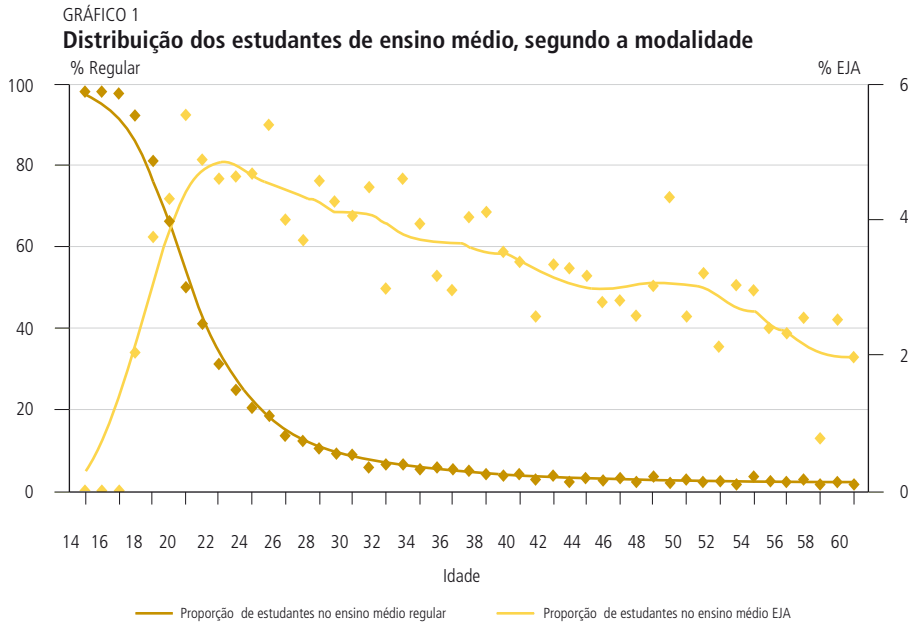
	Ensino médio regular	Ensino médio EJA	Fora da escola
Idade	18,2	30,8	35,6
Homem (%)	48	47	50
Branco (%)	47	47	48
Chefe (%)	8	59	77
Ocupado (%)	70	81	91
Salário	947,2	971,5	976,1
Recife (%)	14	13	10
Salvador (%)	13	6	10
Belo Horizonte (%)	21	22	21
Rio de Janeiro (%)	17	12	21
São Paulo (%)	22	32	21
Porto Alegre (%)	13	15	17

Fonte: PME, 2002-2010.

Elaboração dos autores.

O gráfico 1 mostra como evolui a proporção de pessoas que frequentam o ensino médio nas modalidades regular e EJA, de acordo com a idade. O eixo vertical principal apresenta a média ao longo do período de 2002 a 2010 da proporção de estudantes do ensino médio regular, relativa à população de indivíduos com ensino fundamental completo. No eixo vertical secundário encontra-se a proporção de estudantes do ensino médio EJA.

Entre 14 e 16 anos, quase todos os estudantes que concluíram o ensino fundamental frequentam o ensino médio regular (98%). Nesta faixa etária, praticamente não há estudantes cursando o ensino médio na modalidade EJA. Para os indivíduos de 17, 18 e 19 anos, a proporção dos que frequentam o ensino médio regular cai bruscamente para 93%, 81% e 66%, respectivamente. Já a porcentagem dos que frequentam o ensino médio na EJA aumenta para 2%, 4% e 4,5%. A frequência ao ensino médio regular se reduz monotonicamente com a idade. Já a frequência à EJA aumenta até por volta dos 24 anos, quando passa a se reduzir quase continuamente. Entre indivíduos de 40 anos ou mais, a proporção dos que frequentam ensino médio regular e EJA é praticamente equivalente. Esta se reduz cerca de 4% aos 40 anos para aproximadamente 2% aos 60 anos.



Fonte: PME, 2002-2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores ajustados por *local polynomial regression*.

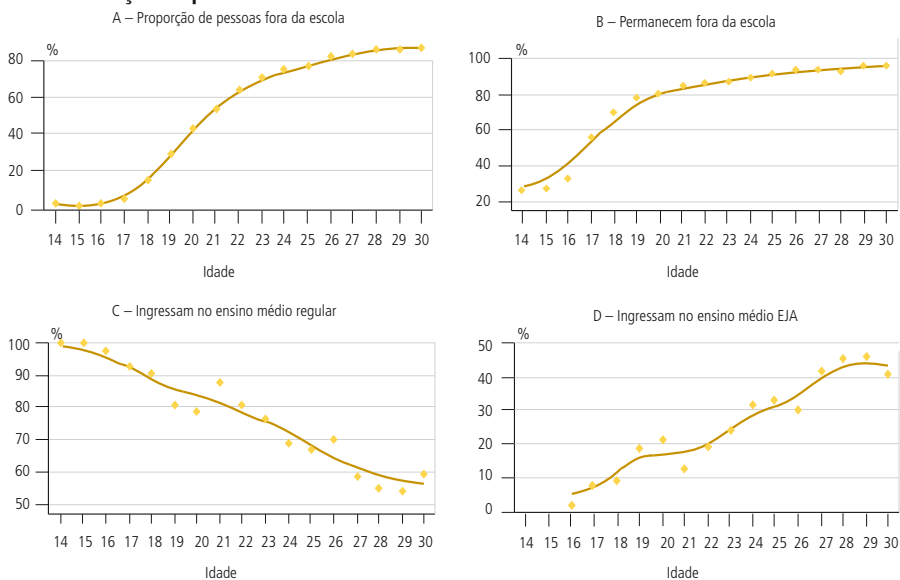
Os gráficos 2A, B, C e D descrevem as transições de entrada e saída do ensino médio em cada modalidade, bem como a migração de alunos do ensino médio regular para a EJA. É possível observar como estas transições ocorrem ao longo do ciclo de vida. São apresentadas considerando a amostra de indivíduos com idade entre 14 e 30 anos, uma vez que a partir desta idade a proporção de pessoas fora da escola atinge os 90%. Para computar as transições, utilizaram-se os dados em painel da PME e observou-se o *status* do indivíduo em  $t$  e em  $t + 1$ .

Os gráficos apresentam as transições educacionais em  $t + 1$  entre indivíduos que no ano  $t$  encontravam-se fora da escola. O gráfico 2A mostra como evolui a proporção de pessoas fora da escola ao longo do ciclo educacional. Como já observado, a parcela de jovens fora da escola cresce acentuadamente entre 17 e 20 anos. O gráfico 2B apresenta a porcentagem de pessoas que permanecem fora da escola em  $t + 1$ . Entre os jovens de 14 a 16 anos, a proporção daqueles que continuam sem estudar é relativamente baixa (menor que 30%). Ou seja, este dado demonstra que entre estudantes mais novos que interromperam os estudos as chances de

retornarem à escola são maiores do que 70%. Já entre os de 17 e 19 anos, a probabilidade de retomar os estudos é significativamente menor, uma vez que entre 60% e 80% dos jovens nesta faixa etária que se encontram fora da escola permanecem sem estudar no ano seguinte. Esta porcentagem cresce monotonicamente até os 30 anos.

Os gráficos 2C e 2D apresentam a proporção de indivíduos que estavam fora da escola em  $t$  e reingressaram no ensino médio em  $t + 1$ . Mostram-se as porcentagens de pessoas que escolhem, respectivamente, as modalidades regular e EJA, entre aquelas que decidiram voltar a estudar.

GRÁFICO 2

**Transições a partir do *status* fora da escola**

Fonte: PME, 2002-2010.

Elaboração dos autores.

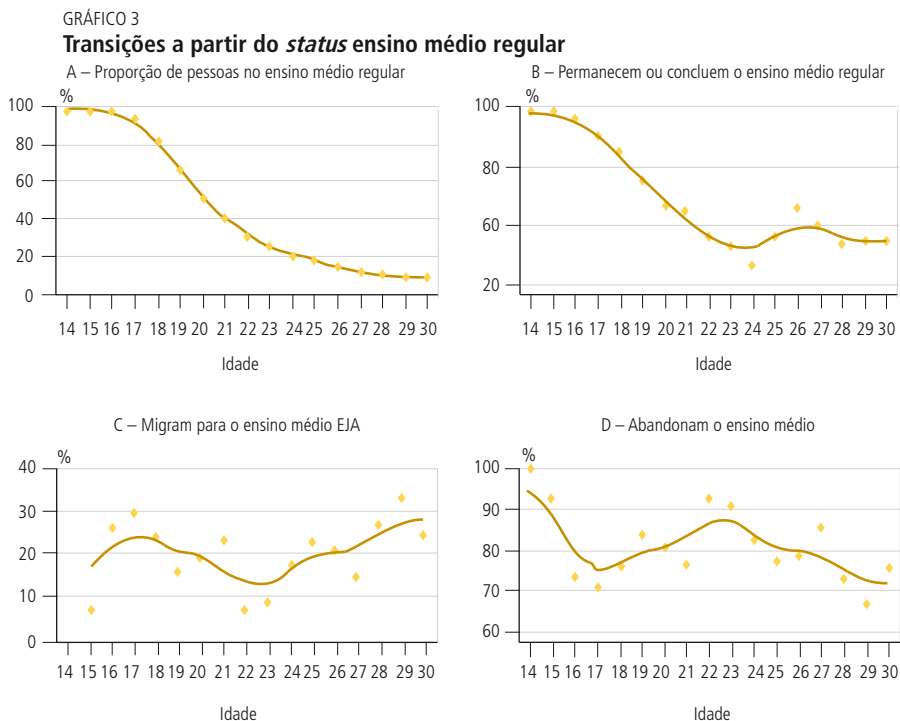
Obs.: Valores ajustados por *local polinomial regression*.

Entre os jovens de 14 e 15 anos que decidem retomar os estudos, todos reingressam no ensino médio na modalidade regular. Pouco mais de 1% dos estudantes de 16 anos que optam por voltar a estudar escolhem a EJA. Aos 17 anos, idade a partir da qual o ingresso na EJA é permitido, a proporção de alunos que escolhem esta modalidade salta para 10%. Embora a parcela de pessoas que decidem reingressar no sistema educacional e escolhem o ensino

médio na EJA cresça com a idade, é curioso notar que a modalidade regular ainda atrai relativamente mais pessoas que a EJA, mesmo entre os mais velhos.

Já os gráficos 3A, B, C e D mostram as transições educacionais em  $t + 1$  entre indivíduos que no ano  $t$  estavam matriculados no ensino médio regular. O gráfico 3A apenas reinterpreta a evolução da proporção de pessoas que frequentam o ensino médio nesta modalidade com a idade. No gráfico 3B, mostra-se a proporção de pessoas que em  $t + 1$  permanecem ou concluem o ensino médio na modalidade regular. O gráfico 3D apresenta as proporções daqueles que deixaram o ensino médio regular em  $t + 1$  e decidiram migrar para a EJA ou abandonar os estudos, respectivamente. Entre os alunos de 14 e 15 anos, 99% permanecem na modalidade regular. Entre os que deixam essa modalidade nessa faixa etária, quase a totalidade abandona a escola (100% entre os de 14 anos e 93% entre os de 15 anos, sendo que 7% dos alunos de 15 anos migram para a EJA). A proporção de alunos que permanecem no ensino médio ou concluem esta etapa da escolarização se reduz com a idade até os 24 anos. Entre os estudantes que decidem deixar o ensino médio regular e possuem idade entre 17 e 23 anos, a proporção dos que migram para a EJA (dos que abandonam os estudos) se reduz (se eleva) com a idade. Entre os alunos com idade entre 23 e 30 anos, ocorre exatamente o inverso. A EJA atrai entre 25% e 30% dos jovens com idade entre 16 e 18 anos que decidem não continuar o ensino médio regular. Apesar disso, a maior parte dos estudantes com idade correta para cursar esta etapa da escolarização e decidem não prosseguir na modalidade regular opta por abandonar a escola.

Por fim, os gráficos 4A, B e C apresentam as transições educacionais em  $t + 1$  entre indivíduos que no ano  $t$  estavam matriculados no ensino médio EJA. Novamente, o gráfico 4A apenas reinterpreta a evolução da proporção de estudantes na modalidade EJA. Os gráficos 4B e 4C mostram como evoluem as proporções dos que permanecem ou concluem o ensino médio nesta modalidade e dos que abandonam a escola, respectivamente. A transição EJA-regular é pouco significativa e, por este motivo, não é apresentada. Entre os estudantes de 17 e 18 anos que frequentam o ensino médio na EJA, mais de 90% permanecem ou concluem os estudos nesta modalidade no ano seguinte, ou seja, menos de 10% abandonam a escola. A taxa de permanência (ou conclusão) na EJA e, portanto, de abandono do sistema educacional se reduz continuamente até os 21 anos (e depois apresenta comportamento sem padrão estabelecido).



Fonte: PME, 2002-2010.

Elaboração dos autores.

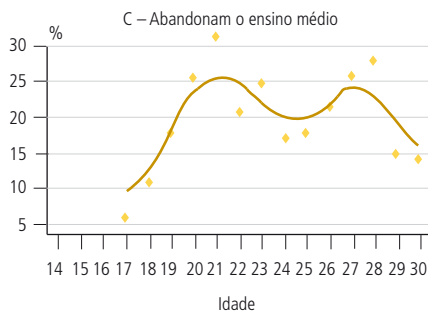
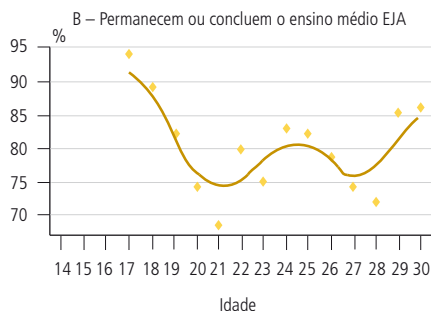
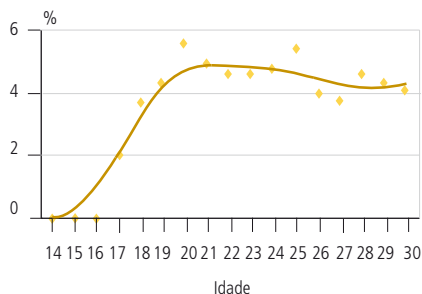
Obs.: Valores ajustados por *local polynomial regression*.

Em resumo, estes dados apontam para fatos interessantes em relação ao ensino médio na modalidade da EJA. Em primeiro lugar, indicam que a regra para a entrada na EJA (a partir dos 17 anos) é mais restritiva para pessoas que ingressam no sistema educacional do que para aqueles que já se encontram matriculados. Isto porque a transição fora da escola-EJA para pessoas com menos de 17 anos é pouco frequente. Entretanto, é possível observar um contingente de estudantes nesta faixa etária que realiza a transição regular-EJA, ainda que pequeno.

GRÁFICO 4

**Transições a partir do *status* ensino médio EJA**

A – Proporção de pessoas no ensino médio EJA



Fonte: PME, 2002-2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores ajustados por *local polynomial regression*.

Além disso, os fluxos sugerem que a EJA de fato se apresenta como alternativa de conclusão do ensino médio para estudantes em idade correta para cursar o ensino médio regular (ou com pequena distorção idade-série) – dos 17 aos 19 anos. Esta possibilidade, no entanto, curiosamente parece ser mais atraente para estudantes do ensino médio regular que para indivíduos que se encontram fora da escola. Isto porque se observa um fluxo significativo de jovens que realizam a transição regular-EJA, que representa 25% dos alunos que decidem deixar o ensino médio (e cerca de 2% dos indivíduos nesta faixa etária, elegíveis ao ensino médio). Enquanto isso, a EJA atrai menos de 10% das pessoas nesta faixa de idade que se encontram fora da escola. Isto pode ser explicado por diferenças no perfil dos indivíduos que decidem voltar a estudar e ingressam na EJA e daqueles que resolvem abandonar o ensino médio e migram para esta modalidade alternativa. Os resultados discutidos na próxima seção apontam estas diferenças.



A migração de alunos do ensino médio regular para a EJA claramente não é a única – e nem a mais importante – explicação para a chamada *crise de audiência* do ensino médio. No entanto, a atratividade da EJA para alunos em idade de cursar o ensino médio regular pode sinalizar uma preocupação em relação a eventuais políticas de expansão desta modalidade de ensino.

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As tabelas 3 a 6 apresentam a razão de chance (*odds ratios*) associada às características sociodemográficas e de trabalho dos indivíduos, bem como às *proxies* para a atratividade do mercado de trabalho e para a qualidade da educação. A tabela 3 mostra como estas dimensões se associam ao *status* educacional dos indivíduos que possuem ensino fundamental completo e que são elegíveis a frequentar qualquer modalidade no ensino médio e, portanto, têm no mínimo 17 anos. A primeira coluna refere-se à escolha entre as modalidades do ensino médio (regular *versus* EJA) e a segunda, à decisão entre frequentar o ensino médio regular ou estar fora da escola.

TABELA 3  
Fatores associados ao *status* educacional<sup>1</sup>

Características individuais	Frequentar EJA	Estar fora da escola
Idade	1,166***	1,191***
Idade ao quadrado	0,995***	0,994***
Homem	1,239***	1,709***
Branco	0,913	0,999
Chefe	1,870***	2,889***
Ocupado	0,931	1,586***
Atratividade do mercado de trabalho		
Taxa de emprego	69,365	3,225
Salário médio	0,971	0,222***
Qualidade do ensino local		
Oferta de professores	0,001**	0,000
Qualificação dos professores	9,557	1,383
Salário dos professores	1,268	1,249
<i>Dummies</i> de RM		Sim
<i>Dummies</i> de ano		Sim
#Observações		42.243
Prob(chi2)		0,0000

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Categoria de base: frequentar o ensino médio regular.

Obs.: Nível de significância \*10%, \*\*5% e \*\*\*1%.

Dos atributos sociodemográficos, a cor/raça não se mostra estatisticamente significativa para explicar os diferentes *status* educacionais. Entretanto, indivíduos do sexo masculino têm maior chance de não frequentar a escola (71%) ou de cursar a modalidade EJA (23%) do que estudar na modalidade regular. Além disso, alunos um ano mais velhos têm uma chance mais elevada de estar fora da escola (19%) ou de frequentarem o ensino médio na EJA (16%), em relação a cursar o ensino médio regular. O efeito da idade sobre o aumento da probabilidade de não estudar ou estudar na EJA é decrescente. Chefes de família também apresentam menor chance de estar matriculados no ensino médio regular. Pessoas que trabalham possuem ainda maior probabilidade de estar fora do sistema educacional (em quase 60%) *vis-à-vis* frequentar a modalidade regular do ensino médio, mas este atributo não está associado às diferenças nas chances de realizar o ensino médio em uma ou outra modalidade.

Em relação à atratividade do mercado de trabalho local, nota-se que as diferenças nas taxas médias de emprego não explicam as escolhas de *status* educacional. No entanto, indivíduos que residem em regiões com salário médio mais elevado possuem maior probabilidade de frequentar o ensino médio regular (80%) do que de estar fora da escola. Já no que se refere à qualidade do ensino local, apenas a oferta de professores parece se associar à maior probabilidade de os indivíduos frequentarem a EJA.

Em resumo, esses dados sugerem que pessoas mais velhas, do sexo masculino e chefes de família possuem menor probabilidade de estar matriculados no ensino médio regular, e que a ocupação no mercado de trabalho aumenta as chances de não estudar. Estes resultados, no entanto, apenas apontam para o perfil dos indivíduos que ocupam diferentes *status* educacionais. Nas próximas tabelas, descrevem-se os fatores associados às decisões de ingresso ou de abandono do ensino médio, bem como à escolha da modalidade de ensino, condicionada ao fato de o indivíduo decidir estudar.

A tabela 4 apresenta as razões de chance associadas à transição de fora da escola para o ingresso no sistema educacional e, portanto, descreve a importância dos fatores associados ao ingresso no ensino médio e à escolha da modalidade. Para cada atributo, compara-se a probabilidade de ingressar na EJA ou de ingressar no regular *vis-à-vis* permanecer fora da escola. Para pessoas que não estudam, a idade reduz as chances de ingressar na escola:

em média, um ano a mais de idade reduz a probabilidade de ingressar na EJA em 2,3% e de ingressar no ensino regular em 13,4%. O efeito da idade sobre a redução da probabilidade de reingressar na escola na modalidade regular é crescente, ou seja, à medida que os indivíduos ficam mais velhos, eleva-se cada vez mais a chance de permanecerem fora da escola *vis-à-vis* retornarem na modalidade regular. O mesmo não ocorre com relação ao reingresso na EJA.

TABELA 4

**Fatores associados à escolha da modalidade de ingresso no ensino médio<sup>1</sup>**

Características individuais	Ingressar na EJA	Ingressar no regular
Idade	0,977***	0,866***
Idade ao quadrado	1,001	1,004***
Homem	0,678***	0,828**
Branco	0,831	0,914
Chefe	0,635***	0,571***
Ocupado	0,787	0,725***
Atratividade do mercado de trabalho		
Taxa de emprego	28,575	13,294
Salário médio	0,392	1,071
Qualidade do ensino local		
Oferta de professores	0,001	0,000
Qualificação dos professores	249,803**	1,176
Salário dos professores	1,242*	0,977
<i>Dummies</i> de RM		Sim
<i>Dummies</i> de ano		Sim
#Observações		19.595
Prob(chi2)		0,0000

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Categoria de base: estar fora da escola.

Obs.: Nível de significância \*10%, \*\*5% e \*\*\*1%.

Homens apresentam menor chance de retomar os estudos do que mulheres. Entretanto, curiosamente, o gênero masculino está associado a uma redução maior na probabilidade de regressar à escola na modalidade EJA (32,2%) do que na regular (17,2%). Chefes de família também apresentam menor probabilidade de voltar a estudar e a chance de reingresso se reduz ainda mais quando se dá via ensino médio regular (42,9%) do que via EJA (36,5%).

Entre indivíduos que estão fora da escola e que trabalham, a probabilidade de retomar os estudos no ensino médio regular é menor em 27,5%. Desta forma, observa-se que, entre indivíduos que não frequentam a escola e decidem retomar os estudos, o perfil daqueles que escolhem o ensino médio regular difere do perfil dos que preferem a EJA. A idade e o *status* no mercado de trabalho, em princípio, não se constituem em fortes restrições para o ingresso na EJA. O ensino médio regular, por sua vez, parece atrair pessoas mais jovens, que não trabalham e não são responsáveis pelo domicílio onde residem. As características do mercado de trabalho local parecem não impactar a decisão de retorno aos estudos e ingresso no ensino médio. A qualidade do ensino local, por sua vez, parece afetar muito pouco a decisão de retomada dos estudos via EJA.

A tabela 5 mostra as razões de chance relacionadas à decisão de permanência no ensino médio regular e, portanto, descreve a importância dos fatores associados à escolha de migrar para a EJA ou de abandonar a escola *vis-à-vis* permanecer no ensino médio regular ou concluí-lo. A cor ou raça está associada à decisão de abandonar a escola: brancos possuem probabilidade 62% menor de deixar os estudos em relação a permanecer ou concluir o ensino médio. Este atributo não está associado às chances de migrar para a EJA. O gênero também afeta a probabilidade de prosseguir no ensino médio regular: as chances de abandonar a escola e de migrar para a EJA são, respectivamente, 54% e 46% mais elevadas entre os homens. Como já observado nas transições, a idade eleva a probabilidade de abandono do ensino médio regular e de migração para a EJA. Curiosamente, cada ano de idade adicional impacta mais a chance de mudar para outra modalidade de ensino (7,1%) do que de sair da escola (3,4%) e este efeito é quase linear. A probabilidade de abandonar a escola é positivamente afetada pela condição no domicílio (chefes possuem chances 32% maiores) e pelo *status* no mercado de trabalho (ocupados têm chances 23% maiores). A atratividade do mercado de trabalho e a qualidade da educação aparentemente não afetam estas decisões.

Esses resultados apontam para as diferenças de perfil entre os que decidem abandonar o ensino médio regular e os que escolhem migrar para a EJA. Novamente, ser chefe do domicílio e trabalhar são determinantes apenas da decisão de não estudar. A mudança de modalidade é afetada basicamente pela idade e pelo gênero, mas não há diferenças quanto à condição no

domicílio e ao *status* de emprego entre os indivíduos que permanecem no ensino médio regular ou mudam para a EJA.

TABELA 5

**Fatores associados à escolha de permanência no ensino médio regular<sup>1</sup>**

Características individuais	Abandonar a escola	Migrar para a EJA
Idade	1,034***	1,071***
Idade ao quadrado	0,993***	0,997***
Homem	1,543***	1,456***
Branco	0,621***	0,968
Chefe	1,318***	1,269
Ocupado	1,226***	1,124
Atratividade do mercado de trabalho		
Taxa de emprego	0,817	0,000
Salário médio	2,818	3,115
Qualidade do ensino local		
Oferta de professores	0,000	0,000
Qualificação dos professores	0,924	0,899
Salário dos professores	0,634	0,540
<i>Dummies</i> de RM		Sim
<i>Dummies</i> de ano		Sim
#Observações		10.314
Prob(chi2)		0,0000

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Categoria de base: permanecer ou concluir o ensino médio regular.

Obs.: Nível de significância \*10%, \*\*5% e \*\*\*1%.

Finalmente, a tabela 6 apresenta as razões de chance relacionadas à decisão de abandonar o ensino médio na EJA *vis-à-vis* permanecer nesta modalidade ou concluí-la. A transição EJA-regular não é considerada, uma vez que há poucas observações na amostra que a realizam. Entre os indivíduos que frequentam o ensino médio na EJA, homens e não brancos apresentam probabilidade de abandonar a escola mais elevada em respectivamente 52% e 34,7%. Cada ano adicional de idade reduz as chances médias de permanecer no ensino médio nesta modalidade (ou de concluí-lo) em 12,3%, de forma praticamente linear. A condição no domicílio e o *status* de emprego não parecem afetar a decisão de permanecer na EJA, assim como a atratividade do mercado de trabalho e a qualidade da educação local.

TABELA 6

**Fatores associados à escolha de permanência no ensino médio EJA<sup>1</sup>**

Características individuais	Abandonar a escola
Idade	1,123*
Idade ao quadrado	0,998**
Homem	1,521***
Branco	0,653***
Chefe	0,904
Ocupado	1,103
Atratividade do mercado de trabalho	
Taxa de emprego	0,015
Salário médio	3,027
Qualidade do ensino local	
Oferta de professores	0,000
Qualificação dos professores	0,895
Salário dos professores	0,398
<i>Dummies</i> de RM	Sim
<i>Dummies</i> de ano	Sim
#Observações	1.330
Prob(chi2)	0,0000

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Categoria de base: permanecer ou concluir o ensino médio EJA.

Obs.: Nível de significância \*10%, \*\*5% e \*\*\*1%.

Comparando os resultados das tabelas 5 e 6, podem-se observar dois aspectos interessantes em relação ao abandono do ensino médio. O primeiro se refere à decisão entre estudar e trabalhar: este parece ser de fato um *trade-off* quando a opção é frequentar o ensino médio regular, mas não quando a alternativa é cursar a EJA. O segundo se refere à estrutura familiar: chefiar uma família restringe a frequência à modalidade regular, mas não impacta a frequência à EJA. Estes resultados são intuitivos: a EJA exige que o aluno despenda um número menor de horas na escola do que a forma regular. Se as exigências para a aprovação no ensino médio EJA forem menores do que as do ensino médio regular, é possível que os estudantes da primeira modalidade também empreguem menos horas de estudo em casa do que os alunos da segunda modalidade. Desta forma, ao cursar o ensino médio na EJA, o indivíduo deve enfrentar menos restrições de tempo para exercer uma atividade profissional e/ou para se dedicar aos cuidados com o domicílio e a família que chefia.

Já ao comparar as estimativas das tabelas 4 e 5, nota-se que, entre os indivíduos que se encontram fora da escola, o impacto negativo da idade sobre o retorno aos estudos é mais acentuado para o ingresso no ensino médio regular que para o ingresso na EJA. Isso mostra que a EJA inclui na escola principalmente pessoas mais velhas, fora da idade correta para a frequência no ensino regular. Por sua vez, a idade impacta praticamente de forma linear o aumento na probabilidade de migração para a EJA, mostrando que, entre os estudantes do ensino médio regular, a EJA atrai tanto alunos mais velhos quanto aqueles em idade correta para permanecer no regular. Ou seja, a EJA pode rivalizar com o ensino médio regular, atraindo alunos jovens (entre 17 e 19 anos, por exemplo).

Para avaliar se a alternativa de frequência ao ensino médio na EJA *canibaliza* matrículas do ensino médio regular, explorou-se a descontinuidade na regra da EJA, que determina que o aluno tenha no mínimo 17 anos para ingressar nesta modalidade. Por meio de uma regressão com descontinuidade, comparou-se o diferencial entre a proporção de alunos matriculados no regular e na EJA e os estudantes elegíveis à EJA (entre 17 e 19 anos) e os não elegíveis (entre 14 e 16 anos). As estimativas encontram-se na tabela 7.

TABELA 7  
Teste da hipótese de rivalidade regular *versus* EJA

	Linear	Quadrático	Cúbico
<i>Dummy</i> 17 anos ou +	-0.031*** (0.004)	-0.031*** (0.005)	-0.018** (0.007)
Homem	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)
Branco	-0.009 (0.005)	-0.009* (0.005)	-0.009* (0.005)
Chefe	-0.016 (0.022)	-0.016 (0.022)	-0.016 (0.022)
Ocupado	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)

(Continua)

(Continuação)

	Linear	Quadrático	Cúbico
Atratividade do mercado de trabalho			
Taxa de emprego	0.328 (0.386)	0.325 (0.387)	0.325 (0.387)
Salário médio	0.126 (0.084)	0.126 (0.084)	0.126 (0.084)
Qualidade do ensino local			
Oferta de professores	7.038 (5.727)	7.142 (5.742)	7.142 (5.742)
Qualificação dos professores	0.118 (0.112)	0.117 (0.112)	0.117 (0.112)
Salário dos professores	0.025 (0.031)	0.025 (0.031)	0.025 (0.031)
<i>Dummies</i> de RM		Sim	
<i>Dummies</i> de ano		Sim	
#Observações		5.897	
Prob(F)		0,0000	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Nível de significância \*10%, \*\*5% e \*\*\*1%.

2. Erros-padrão entre parênteses.

Como esperado, os coeficientes dos atributos individuais (exceto a idade) não são estatisticamente significantes na descontinuidade, assim como as *proxies* para a atratividade do mercado de trabalho e da qualidade da educação local. O coeficiente da *dummy* que indica se o aluno tem 17 anos de idade ou mais é negativo e estatisticamente significativo nas três especificações do modelo (linear, quadrático e cúbico). Isto indica que a possibilidade de cursar o ensino médio na modalidade da EJA reduz as matrículas no ensino médio regular quando os indivíduos passam a ser elegíveis à EJA – e esta redução é de 2 a 3 pontos percentuais (p.p.).

Em outras palavras, pode-se considerar que o fato de os estudantes poderem escolher completar o ensino médio em modalidade alternativa eleva o abandono da modalidade regular. Entretanto, esta rivalidade regular *versus* EJA não é de grande magnitude: dado que a proporção de pessoas que frequentam o ensino médio regular diminui de 98% aos 16 anos para 92% aos 17 anos, é possível afirmar que a alternativa da EJA explica, em média, um quarto da redução das matrículas na modalidade regular nesta faixa de idade. Assim, a migração da modalidade regular para a EJA não é a



grande responsável pela redução das matrículas no ensino médio que o Brasil vem enfrentando ao longo da última década. Neste sentido, é necessário mais esforço em pesquisa para compreender a chamada crise de audiência do ensino médio.

Por sua vez, estes resultados mostram que uma parte dos jovens em idade correta de cursar o ensino médio considera a EJA como alternativa para a conclusão desta etapa da escolarização. Para este grupo de estudantes, a migração para a modalidade EJA pode levar a piores resultados no mercado de trabalho. Conforme discutido na introdução, há evidências na literatura internacional (para o caso americano) de que estudantes que cursam o ensino médio na modalidade da EJA, mas que possuem idade adequada para concluir o ensino médio na modalidade regular, apresentam menores chances de ingressar e concluir o ensino superior, enfrentam maiores taxas de desemprego e recebem salários mais baixos. Uma explicação é que a qualidade do ensino na modalidade EJA é de fato inferior à da modalidade regular. Desta forma, ao migrarem entre as modalidades os estudantes reduziram suas chances de adquirir algumas habilidades cognitivas importantes para o mercado de trabalho. Entretanto, a literatura também argumenta que a escolha de abandonar a modalidade regular para concluir os estudos na modalidade EJA pode sinalizar ao mercado de trabalho a ausência de algumas habilidades não cognitivas importantes, tais como esforço, perseverança, estabilidade etc. Desta forma, o ideal seria que estes estudantes permanecessem e concluíssem o ensino médio na modalidade regular. Estes resultados colocam luz sobre os possíveis efeitos adversos da expansão do ensino médio na EJA. Contudo, para compreender os impactos da EJA sobre os resultados educacionais e profissionais dos estudantes potenciais do ensino médio regular, é preciso investigar o que ocorreria com os alunos elegíveis e propensos à transição regular-EJA na ausência desta modalidade. Esta análise, embora interessante, está limitada pelos dados da PME.

## 5 COMENTÁRIOS FINAIS

Este artigo contribui para a literatura brasileira de economia da educação ao apresentar as transições de ingresso e abandono do ensino médio regular e de migração para a EJA, ao descrever os fatores associados a estas escolhas educacionais e ao investigar a possibilidade de a modalidade EJA rivalizar com a modalidade regular no ensino médio.

Os resultados mostram que pessoas mais velhas, do sexo masculino e chefes de família possuem menor probabilidade de estar matriculados no ensino médio regular, e a ocupação no mercado de trabalho aumenta as chances de não estudar, não importa em qual modalidade.

Entre indivíduos que não frequentam a escola e decidem retomar os estudos, o perfil daqueles que escolhem o ensino médio regular difere do perfil dos que preferem a EJA. A idade e o *status* no mercado de trabalho, em princípio, não se constituem em fortes restrições para o ingresso na EJA. O ensino médio regular, por sua vez, parece atrair pessoas mais jovens, que não trabalham e não são responsáveis pelo domicílio onde residem.

Também há diferenças de perfil entre os que decidem abandonar o ensino médio regular e os que escolhem migrar para a EJA. Ser chefe do domicílio e trabalhar são determinantes da decisão de não estudar, quando os estudantes frequentam o ensino médio regular, mas estas características não parecem afetar a decisão de permanecer na EJA.

Já a mudança de modalidade é afetada basicamente pela idade e pelo gênero, mas não há diferenças quanto à condição no domicílio e ao *status* de emprego entre os indivíduos que permanecem no ensino médio regular ou mudam para a EJA. Não foram encontrados os efeitos da atratividade do mercado de trabalho e da qualidade da educação local sobre as escolhas educacionais consideradas.

Os resultados sinalizam ainda para os riscos de políticas de expansão da EJA nesta modalidade de ensino com as regras atuais. Isto porque concluiu-se que, embora a EJA atenda principalmente indivíduos que abandonaram a escola no passado e retornaram para o sistema educacional quando mais velhos, ela também atrai estudantes em idade correta de cursar o ensino médio (entre 17 e 19 anos), fazendo-os abandonar a modalidade regular. Aliás, entre indivíduos nesta faixa etária, a EJA parece ser mais atraente entre estudantes do ensino médio regular que entre pessoas que estão fora da escola.

A literatura internacional aponta que, entre estudantes jovens, a migração do ensino médio regular para a EJA gera piores resultados no mercado de trabalho, em termos de empregabilidade e salários. Infelizmente, não se podem estimar os mesmos impactos para o Brasil com os dados disponíveis. Para isto, seria necessário observar a trajetória passada dos indivíduos que concluíram o ensino médio nas duas modalidades para

selecionar aqueles que, uma vez matriculados no ensino médio regular, permanecem nesta modalidade ou migram para a EJA. Com os dados da PME, isto exige encontrar a mesma observação em três momentos do painel, o que reduz bastante o tamanho da amostra, sobretudo entre aqueles que realizam a transição regular-EJA.

Apesar de não se conseguir estimar diretamente o impacto da EJA sobre variáveis do mercado de trabalho para o Brasil, pode-se especular em que direção devem apontar estes efeitos, a partir dos resultados encontrados nos exercícios econométricos realizados neste artigo. As estatísticas descritivas e a análise de fluxo mostram que a maior parte dos estudantes que optam pelo ensino médio na modalidade EJA possui idade superior à adequada para cursar esta etapa da escolarização na modalidade regular (em média, 30 anos). As regressões mostram que a idade é uma característica importante associada à decisão de cursar EJA e também de abandonar a escola. Neste sentido, o oferecimento do ensino médio em modalidade alternativa à regular deve exercer impacto positivo no mercado de trabalho. Isto porque as pessoas que abandonaram o ensino médio, e provavelmente não voltariam a estudar na modalidade regular, têm a oportunidade de concluir os estudos e obter o diploma desta etapa da escolarização. Desta forma, estes indivíduos provavelmente possuem maiores chances de estar ocupados, além de auferirem rendimentos do trabalho mais elevados, em média. No entanto, os resultados deste artigo mostram que a alternativa da EJA é atrativa para indivíduos que se encontram em idade adequada para cursar o ensino médio regular, ou seja, não se pode rejeitar a hipótese de que não exista rivalidade entre as duas modalidades nesta etapa da escolarização. Esta conclusão vem do resultado de que a passagem dos 17 para os 18 anos eleva as chances de o estudante migrar do regular para a EJA. Embora este fluxo seja pequeno (cerca de 2% dos estudantes nesta faixa etária migram para esta modalidade), este resultado sinaliza a importância de se avaliar a expansão da EJA nesta etapa da escolarização, já que entre as pessoas que possuem idade adequada para cursar o ensino médio regular os resultados dessa migração podem ser perversos. Isto porque sua probabilidade de ocupação e seus rendimentos médios do trabalho podem ser inferiores quando migram para a EJA do que quando concluem o ensino médio regular, seja por uma diferença na qualidade da formação no ensino médio ou por uma sinalização de habilidades não cognitivas *inferiores*.

## ABSTRACT

One of the main challenges of the Brazilian educational policy is to understand the reasons for the so-called crisis of high school. Alternatively the regular high school, youngsters from the age of 17 can opt for the education of youth and adults. In this article, we describe the factors associated with transitions in and out of regular and adult education, as well as transfer of students between modalities. Furthermore, we provide evidence that the EJA rivals the regular high school, encouraging students in the right age to attend school to migrate to the education of youth and adults.

**Keywords:** high school; school transition; education of youth and adults.

## REFERÊNCIAS

CASTRO, M. H. G.; TORRES, H. D. G.; FRANÇA, D. Os jovens e o gargalo do ensino médio brasileiro. **Primeira análise**, São Paulo, n. 5, 2013.

CHAPLIN, D. **GEDs for teenagers: are there unintended consequences?** Urban Institute, 1999.

DURYEA, S.; COX, A. E.; URETA, M. **Critical decisions at a critical age: adolescents and young adults in Latin America.** Washington: Inter-American Development Bank, 2003.

EDMONDS, E. Child labor. *In*: SCHULTZ, P.; STRAUSS, J. (Ed.). **Handbook of development economics.** Amsterdam: Elsevier, 2008.

GLEWWE, P.; KREMER, M. Schools, teachers, and education outcomes in developing countries. *In*: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Ed.). **Handbook of the economics of education.** Amsterdam: Elsevier, 2006.

HANUSHEK, E. A. School resources. *In*: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Ed.). **Handbook of the economics of education.** Amsterdam: Elsevier, 2006.

HANUSHEK, E. A.; RIVKIN, S. G. Teachers quality. *In*: HANUSHEK, E. A.; WELCH, F. (Ed.). **Handbook of the economics of education.** Amsterdam: Elsevier, 2006.

HECKMAN, J. J.; LAFONTAINE, P. A. Bias-corrected estimates of GED returns. **Journal of labor economics**, v. 24, n. 3, p. 661-700, 2006.

HECKMAN, J. J.; RUBINSTEIN, Y. The importance of noncognitive skills: lessons from the GED testing program. **American economic review**, v. 91, n. 2, p. 145-149, 2001.

HECKMAN, J. J. *et al.* Taking the easy way out: how the GED testing program induces students to drop out. **Journal of labor economics**, v. 30, n. 3, p. 495-520, 2012.

JAKUBSON, G.; SOUSA, A. P. **Does the gradient matter?** Further understanding the intergenerational transmission of human capital. *In*: THE EUROPEAN ECONOMIC ASSOCIATION ANNUAL MEETING. Oslo, 2011.

LILLARD, D. R. **Do general educational development certificate policies induce youth out of high school?** Cornell University, 2001.

MURNANE, R. J.; WILLET, J. B.; LEVY, F. **The growing importance of cognitive skills in wage determination.** NBER, 1995. (NBER, Working Paper, n. 5.076).

PONCZEK, V. P. Income bargaining effects on education health in Brazil. **Journal of development economics**, v. 94, n. 2, p. 242-253, 2010.

RIBAS, R. P.; SOARES, S. S. D. **Sobre o painel da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE.** Rio de Janeiro: Ipea, 2008. (Texto para Discussão, n. 1.348).

SOUSA, A. P. *et al.* Fatores associados ao fluxo escolar no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 5-39, 2012.

TAVARES, P. A.; MENEZES-FILHO, N. A. Human capital and the recent decline of earnings inequality in Brazil. **Brazilian review of econometrics**, v. 31, n. 2, p. 231-257, 2011.

TORRES, H. D. G. *et al.* O que pensam os jovens de baixa renda sobre a escola. **Estudos e pesquisas educacionais**, 2014. Forthcoming.

(Originais submetidos em outubro de 2013. Última versão recebida em janeiro de 2014.  
Aprovada em fevereiro de 2014.)



# ESCORES ROBUSTOS DE EFICIÊNCIA E SEUS DETERMINANTES: O CASO DAS AGÊNCIAS DO BANCO DO BRASIL\*

Maria da Conceição Sampaio de Sousa\*\*

João Carlos Félix Souza\*\*\*

Neste trabalho, utilizou-se a abordagem *Jackstrap*, que combina as técnicas de reamostragem *bootstrap* *jackknife*, para computar a eficiência técnica da análise envoltória de dados – *data envelopment analysis* (DEA) – para 3.663 agências do Banco do Brasil (BB). Além disso, como os escores estimados são afetados pelas características exógenas, que não foram considerados na abordagem DEA, usou-se o método dos mínimos quadrados ordinários (MQOs) e regressão quantílica para investigar como essas variáveis excluídas inicialmente influenciam os resultados computados. Esta análise revela que as agências supereficientes (*outliers*) têm um grande número de clientes e/ou atuam principalmente junto ao agronegócio. Utilizando a técnica de regressão quantílica mostrou-se que os escores de eficiência são positivamente relacionados com o tamanho da agência e a renda *per capita* dos clientes. Ademais, não foi possível detectar uma relação positiva entre competição e eficiência, conforme sugerido pela literatura. Finalmente, um bom ambiente de trabalho contribui para elevar a eficiências da agências analisadas.

**Palavras-chave:** DEA; eficiência; *outliers*; alavancagem.

JEL: G21; C14; C21.

## 1 INTRODUÇÃO

No Brasil, o setor bancário, seguindo o padrão financeiro internacional, mudou substancialmente na última década. Os serviços bancários têm melhorado significativamente devido às inovações tecnológicas, bem como às alterações estruturais e reguladoras. No entanto, estas mudanças não foram necessariamente acompanhadas de aumento da eficiência. A hiperinflação, enquanto exigia criatividade e diversificação nos serviços bancários, também proporcionava ganhos fáceis neste setor. A estabilização econômica do Plano Real induziu uma nova configuração do setor e expôs a fragilidade do sistema bancário, anteriormente mascarada pela inflação elevada. Bancos tradicionais públicos e privados declararam falência ou fundiram-se com outras instituições nacionais e internacionais.

---

\* Os autores agradecem ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e ao Banco do Brasil (BB) pelo apoio recebido.

\*\* Professora do Departamento de Economia da Universidade de Brasília (UnB). Correio eletrônico: <mcss@unb.br>.

\*\*\* Professor do Departamento de Engenharia de Produção da UnB. Correio eletrônico: <jocaf@unb.br>.

Somente os bancos eficientes e lucrativos permaneceram no mercado. Estes sobreviventes foram forçados a se modernizar e a aumentar seus níveis de eficiência para lidar com o aumento da concorrência de capitais nacionais e internacionais. Isto se aplica particularmente aos grandes bancos controlados pelo Estado, com agências espalhadas por todo o país, os quais, embora estejam sujeitos às regras competitivas como os bancos privados, mantêm algumas tarefas herdadas de seu papel anterior como bancos estatais, em que considerações políticas podem prevalecer sobre questões de mercado. Para conciliar suas conflitantes funções, estas instituições têm uma necessidade imperiosa de dispor de uma clara visão tanto dos aspectos financeiros como das condições de eficiência prevaletentes em suas inúmeras filiais.

Um exemplo particularmente interessante é o Banco do Brasil (BB), um dos maiores bancos brasileiros, que opera por meio de uma densa rede de agências. Trata-se de uma empresa de economia mista, com agências nacionais e internacionais e um grande número de clientes. Além de atuar como um banco comercial, o BB cumpre uma importante função social. Nas pequenas cidades, além de o banco desempenhar o papel de fomento para muitos programas sociais do governo, suas agências frequentemente representam o único canal de integração financeira destas comunidades. Portanto, a necessidade de monitorar suas atividades por meio da avaliação do desempenho das agências é crucial não somente para os administradores do BB, mas também para a sociedade brasileira.

Indicadores de rentabilidade são tradicionalmente utilizados para avaliar o desempenho das agências. Gerentes de banco dependem basicamente de vários índices financeiros para avaliar os diferentes aspectos de sua atividade. Esta abordagem descritiva tem deficiências óbvias, porque dão apenas uma visão fragmentada da atividade das agências e não levam em conta as possíveis interações entre as suas várias dimensões. Portanto, a menos que sejam atribuídos pesos arbitrários, estes índices são insuficientes para definir uma medida de desempenho agregado da rede de agências. Além disso, análises de razões contábeis não consideram os efeitos de escala, os impactos inflacionários ou a qualidade dos serviços prestados pelas filiais.

Para solucionar estes problemas, modelos de referenciais (*benchmarks*) têm sido utilizados para avaliar a eficiência das agências bancárias. Existem, atualmente, várias abordagens para se calcular a eficiência dos serviços bancários. Entre elas, destacam-se as abordagens de fronteiras estocásticas



e os enfoques não paramétricos, como a análise envoltória de dados – *data envelopment analysis* (DEA).<sup>1</sup> Cada uma destas abordagens apresenta vantagens e inconvenientes. As primeiras, que postulam que a fronteira do conjunto produtivo pode ser representada por uma função de produção-custo, têm a vantagem de levar em conta discrepâncias estatísticas e fatores exógenos. Além disso, os testes estatísticos padrão podem ser usados para se fazer inferência. As maiores limitações deste método advêm da variação significativa das medidas de eficiência de acordo com a forma funcional especificada. Além disso, a decomposição do termo de erro entre seus componentes – o erro aleatório e a eficiência – depende das hipóteses adotadas no que diz respeito à distribuição dos termos de erros.

Abordagens não paramétricas do tipo DEA caracterizam-se pelo uso de pressupostos fracos sobre a tecnologia de produção. Exceto os axiomas de regularidade habitual, tais como a fronteira tecnológica, estes métodos baseiam-se em pressupostos muito simples de convexidade e liberdade de alocação e disposição dos insumos e dos produtos. Isto se aplica, em particular, às técnicas baseadas em programação linear, como a metodologia de DEA. Esta abordagem, além de permitir a existências de múltiplos insumos e produtos, não exige uma distinção rígida entre eles. Se uma quantidade menor de um produto é desejável, ele pode ser modelado como insumo. Esta característica é especialmente conveniente para os serviços, em geral, e os serviços bancários, em particular, visto que nestes a distinção entre insumo e produto não é sempre bem definida. Entretanto, como esta metodologia, em seu formato original, não leva em conta fatores aleatórios, os escores de eficiências podem ser fortemente enviesados se o processo produtivo for caracterizado por elementos estocásticos.

Embora métodos paramétricos também sejam usados para avaliar a eficiência bancária,<sup>2</sup> a grande maioria dos estudos utiliza a DEA para esta finalidade. Desde o estudo seminal de Sherman e Gold (1985), vários autores debruçaram-se sobre este relevante tópico (Miller e Athanasios, 1996; Athanassopoulos, 1998; McEachern e Paradi, 2007). No Brasil, Souza e Staub (2006) e, posteriormente, Staub, Souza e Tabak (2010) utilizaram a DEA para comparar bancos nacionais privados com bancos

1. Para mais informações, consultar Charnes, Cooper e Rhodes (1978); Banker, Charnes e Cooper (1984); e Färe, Grosskopf e Lovel (1994).

2. Para maiores detalhes sobre o assunto, ver Casu e Molyneux (1999); Altunbas, Lynne e Molyneux (2001); e Kumbhakar *et al.* (2001).

estatais, de economia mista, bem como bancos estrangeiros na Europa e nos Estados Unidos.

Tais avaliações, frequentemente, foram feitas com base em comparações interbancárias, em nível institucional, faltando, assim, pesquisas com informações e comparações de eficiência intrabanco. No entanto, nesta indústria altamente competitiva, a capilaridade da rede de agências é a conexão mais forte da instituição com seus clientes, sendo, pois, uma componente-chave do sistema bancário comercial. Ela abrange assuntos operacionais relevantes, tais como decisões de custo, gestão de riscos e governança. Portanto, a avaliação do seu desempenho constitui uma referência útil para melhorar as estratégias de gestão e avaliar o impacto das condições do local de trabalho (microambiente) sobre a eficiência, permitindo à instituição competir com sucesso no mercado (Zenios *et al.*, 1999; Golany e Storbeck, 1999).

No entanto, os indicadores da DEA têm alguns inconvenientes conhecidos. Em primeiro lugar, devido à natureza determinística de modelos não paramétricos, as ineficiências não se explicam somente por problemas de gestão; elas podem também ser causadas pela existência de valores atípicos (*outliers*), de erros de medição ou de outras discrepâncias estatísticas. Além disso, a heterogeneidade dos dados em métodos de DEA pode agravar este problema e levar à subestimação substancial dos escores de eficiência, já que a fronteira é determinada por um número de unidades relativamente pequeno. Portanto, a credibilidade nos indicadores de eficiência requer o uso de procedimentos apropriados para tratar estes problemas.

As ineficiências também podem ser provocadas por variáveis não discricionárias que estão fora do controle dos gerentes, tais como fatores políticos e de mercado. A incapacidade de reconhecer estes fatores exógenos pode conduzir a resultados não confiáveis. Existem diferentes maneiras de considerá-los no modelo de DEA. Pode-se, por exemplo, incluí-los diretamente no modelo de DEA como restrições no problema de programação linear. A principal lacuna deste procedimento é que, em razão da existência da *maldição da dimensionalidade*,<sup>3</sup> o poder discriminatório da abordagem de DEA é reduzido. A segunda prática é usar uma abordagem em dois estágios. Na primeira fase calculam-se os indicadores de eficiência via

---

3. A maldição da dimensionalidade ocorre quando se aumenta o número dos parâmetros, para um número fixo de observações; neste caso, o modelo de DEA tende a sobre-estimar os níveis de eficiência das unidades tomadoras de decisão – *decision making unit* (DMU).

DEA somente com as variáveis controláveis; na segunda etapa, regridem-se os escores de eficiência computados nas variáveis não discricionárias. Este modelo em dois estágios tem sido amplamente utilizado na literatura para identificar os determinantes da eficiência. Seguindo-se esta tradição, ele será utilizado nesta pesquisa para levar em conta os impactos dos fatores exógenos sobre os indicadores obtidos por meio da abordagem de DEA.

O objetivo deste trabalho é avaliar o desempenho das agências do BB em 2004, mediante a aplicação de uma abordagem em dois estágios. No primeiro estágio, calculam-se estimadores robustos dos índices de eficiência obtidos via DEA usando-se o método *jackstrap*, que combina as técnicas de reamostragem *bootstrap* e *jackknife* para identificar possíveis *outliers* e erros de mensuração. No segundo estágio, regridem-se os escores de eficiência robustos produzidos pelo modelo DEA-*jackstrap* nas variáveis ambientais que afetam o desempenho das agências do BB.

A abordagem adotada difere de trabalhos anteriores por: *i*) especificar um índice de eficiência robusto; e *ii*) utilizar técnicas de regressão quantílica. Índices robustos são particularmente importantes quando o conjunto de dados é grande e heterogêneo, como os dados sobre as inúmeras e diferenciadas filiais do BB. O uso da regressão quantílica permite avaliar melhor os impactos das variáveis exógenas nas diferentes posições da distribuição de eficiência das agências.

Este artigo é organizado da seguinte forma. A seção 2 apresenta e discute as metodologias DEA e *jackstrap*. A seção 3 apresenta a base de dados e identifica os insumos e os produtos utilizados neste estudo. A seção 4 computa e analisa as medidas robustas de eficiência resultantes dos cálculos das técnicas de DEA e *jackstrap*. A seção 5 apresenta o modelo econométrico e os resultados do segundo estágio. Finalmente, a seção 6 reúne as principais conclusões do trabalho.

## 2 METODOLOGIA

### 2.1 O modelo DEA

Para cada DMU, a tecnologia transforma insumos não negativos  $x^k = (x_{k1}, \dots, x_{kN}) \in \mathfrak{R}_+^N$  em produtos não negativos  $y^k = (y_{k1}, \dots, y_{kM}) \in \mathfrak{R}_+^M$ . Quando a medida de eficiência técnica é orientada para o insumo, a tecnologia é representada pelo conjunto de possibilidades de produção

$T = \{(x, y): x \text{ pode produzir } y\}$ , que inclui todos os vetores de insumos e produtos factíveis. A correspondência de insumos para a tecnologia de referência DEA, caracterizada por retornos constantes de escala ( $C$ ) e pela existência de livre descarte de insumos (*strong disposability*,  $S$ ), define a tecnologia linear, construída a partir das combinações observadas de insumos e produtos:

$$L(y | C, S) = \{x : y \leq zM, zN \leq x, z \in \mathfrak{R}_+^K, y \in \mathfrak{R}_+^N\} \quad (1)$$

A matriz  $M$  com dimensão  $k \times m$  possui  $m$  produtos observados em  $k$  DMUs;  $N$  representa a matriz  $k \times n$  com  $n$  insumos; e  $z$  é o vetor  $1 \times k$  dos parâmetros. Para cada atividade, a eficiência técnica nos insumos,  $F_i$ , pode ser definida como:

$$F_i(y^k, x^k | C, S) = \min\{\theta : \theta x \in L(y^k | C, S)\} \quad (2)$$

Esta medida de eficiência radial varia entre 0 e 1. A produção eficiente tem escore igual à unidade. Assim,  $1 - \theta$  representa a proporção em que os insumos podem ser reduzidos sem se alterar a produção. Usando-se a tecnologia especificada em (1), a eficiência técnica (orientada para o insumo) para a agência  $k$  pode ser calculada como a solução do seguinte problema de programação linear:

$$\theta_k = \min(\theta)$$

Sujeito a:

$$\theta x_{kn} \geq \sum_{j=1}^K z_{kj} x_{jn} \quad n = 1, \dots, N$$

$$y_{km} \leq \sum_{j=1}^K z_{kj} y_{jm} \quad m = 1, \dots, M$$

$$\theta, z_{kj} \geq 0 \quad j = 1, \dots, K \quad (3)$$

Essa versão da metodologia de DEA implica fortes restrições sobre a produção – em particular, a existência de retornos constantes de escala –, sendo conhecida como modelo CCR (Charnes Cooper e Rhodes, 1978) ou CRS (*constant returns to scale* – retornos constantes de escala). Esta suposição pode ser facilmente relaxada, modificando-se as restrições sobre o vetor de intensidade  $z$ . Färe, Grosskopf e Lovel (1994) ampliaram esta técnica para incluir a existência de retornos decrescentes. Para tal, estes autores adicionaram ao problema (3) a restrição a seguir:

$$\sum_{j=1}^K z_{kj} \leq 1 \quad j = 1, \dots, K; \quad k = 1, \dots, K \quad (4)$$

Aqui, a soma das variáveis de intensidade não pode exceder a unidade, o que implica que as diferentes atividades não podem ser expandidas infinitamente. Em presença de retornos variáveis de escala, o modelo proposto por Banker, Charnes e Cooper (1984) considera que as atividades não podem ser expandidas sem limite, nem contratadas na origem. Têm-se, assim, retornos crescentes para os baixos níveis de produção e retornos decrescentes para os níveis mais elevados. Neste modelo, denominado DEA-BCC, os índices de eficiência são obtidos mediante a imposição de igualdade na restrição (4).

## 2.2 O procedimento *jackstrap*

Como mencionado anteriormente, uma das principais desvantagens da abordagem de DEA é que os escores de eficiência gerados por esta técnica são muito sensíveis à presença de observações extremamente eficientes (*outliers*), que, na realidade, podem resultar tanto da adoção de boas práticas como de erros de mensuração. Em ambos os casos, a fronteira de eficiência se desloca para cima, o que gera níveis mais baixos de eficiência para as DMUs restantes; a distribuição de frequência de eficiência torna-se muito assimétrica, e a escala de eficiência global, não linear.

Vários autores examinaram este efeito. Wilson (1993, 1995) introduziu métodos descritivos para detectar as observações influentes nos cálculos de eficiência não paramétrica. Seaver e Triantis (1992) propuseram o *fuzzy clustering* – estratégia e procedimentos para a separação dos valores

discrepantes e dos pontos de alavancagem. Esta estratégia combina a DEA tradicional com conceitos desenvolvidos em programação paramétrica difusa. No modelo de supereficiência (Andersen e Petersen, 1993), a unidade eficiente pode receber uma pontuação maior que 1, à exceção da coluna unitária no programa linear. Embora este método tenha sido concebido para classificar unidades eficientes, seu uso foi estendido para incluir a detecção de observações discrepantes.

Desenvolvimentos mais recentes desta questão incluem as fronteiras de ordem- $m$  (Cazals, Florens e Simar, 2002) e a fronteira robusta de eficiência (Cherchye, Kuosmanen e Post, 2000). A abordagem da ordem- $m$ , baseada no conceito de função de insumo mínima esperada (ou função de *output* máxima), produz fronteiras de vários graus de robustez. Ela foi aplicada para o estimador *free disposal hull* (FDH) e compartilha suas propriedades estatísticas. As medidas de eficiência robusta – *robust efficiency measurement* (REM) – decompõem-se do método de DEA original definido em diferentes conjuntos de dados, e sua eficiência é medida em relação a estes conjuntos. Tanto a fronteira de ordem- $m$  como a medida REM permitem inferência estatística, mesmo mantendo sua natureza não paramétrica.

No entanto, as abordagens propostas ainda são fortemente dependentes de inspeção manual de dados, dificultando o seu uso em grandes bases de dados, como neste trabalho. Uma forma mais apropriada para lidar com observações discrepantes é o método *jackstrap*, proposto por Sampaio de Sousa e Stosic (2005), que combina os esquemas de reamostragem *bootstrap* e *jackknife* para a detecção automática de *outliers*. Esta abordagem baseia-se no conceito de alavancagem, ou seja, observa-se o impacto da remoção da  $k$ -ésima DMU sobre os escores de eficiência das  $K-1$  DMUs restantes. A medida de alavancagem é calculada para cada DMU e posteriormente usada para detectar erros ou observações discrepantes na base de dados. Estes *outliers* podem ser eliminados de uma forma automatizada, ou apenas detectados para que se possa monitorá-los e controlá-los de maneira a eliminar ou mitigar sua influência. A ideia subjacente é que existe uma expectativa de que os valores atípicos exibam alavancagem muito acima da média e, portanto, quando feita a reamostragem, devem ser selecionados com menor probabilidade que as demais DMUs.

Formalmente, a alavancagem de uma dada DMU define-se como o desvio-padrão das medidas de eficiência pós-remoção com seus valores

pré-remoção. Para calcular estes desvios, pode-se utilizar a reamostragem *jackknife*. Inicialmente, aplica-se o método de DEA ao conjunto de dados originais para obter os indicadores de eficiência  $\{\theta_k \mid k = 1, \dots, K\}$  para cada DMU. Então, uma a uma, cada DMU é removida do conjunto de dados e, na sequência, recalcula-se um novo indicador de eficiência  $\{\theta_{kj}^* \mid k = 1, \dots, K; k \neq j\}$ , onde o índice  $j = 1, \dots, K$  representa o índice da DMU removida. Portanto, a alavancagem da  $j$ -ésima DMU pode ser definida como:

$$\ell_j = \sqrt{\frac{\sum_{k=1; k \neq j}^K (\theta_{kj}^* - \theta_k)^2}{K - 1}} \quad (5)$$

Embora bastante simples, esta abordagem é computacionalmente intensiva e pode revelar-se inviável para grandes conjuntos de dados. Mais precisamente, removendo-se cada uma das  $K$  DMUs do conjunto de dados e, em seguida, executando-se os cálculos de  $(K - 1)$ , a DEA requer a solução de  $K(K - 1)$  problemas de programação linear. Estes cálculos podem tornar-se proibitivos para um número elevado de  $K$ .

Sampaio de Sousa e Stosic (2005) propuseram um processo estocástico mais eficiente, que combina a reamostragem *bootstrap* com o esquema *jackknife*, já definido. O modelo obedece aos passos a seguir.

- 1) Aleatoriamente, seleciona-se um subconjunto de  $L$  DMUs (normalmente 10% de  $K$ ) e executa-se o procedimento *jackknife* para obterem-se as alavancagens  $\tilde{\ell}_{k1}$  do subconjunto, onde o índice  $k$  assume o valor  $L$  e é selecionado aleatoriamente no conjunto  $(1, \dots, K)$ .
- 2) Repete-se o passo anterior  $B$  vezes, acumulando-se as informações  $\tilde{\ell}_{k1}$  para todas as DMUs selecionadas aleatoriamente (para  $B$  suficientemente grande, cada DMU deverá ser selecionada aproximadamente  $n_k \approx BL / K$  vezes).
- 3) Calcula-se a alavancagem média para cada DMU como:

$$\tilde{\ell}_k = \frac{\sum_{b=1}^{n_k} \tilde{\ell}_{kb}}{n_k} \quad (6)$$

Sendo a alavancagem média global:

$$\tilde{\ell} = \frac{\sum_{k=1}^K \tilde{\ell}_k}{K} \quad (7)$$

Isso conclui a primeira fase da abordagem proposta. Na segunda fase, propõe-se usar as medidas de alavancagem simplesmente para detectar e eliminar, caso seja de interesse, os *outliers* do conjunto de dados. Pode-se, ainda, implementar o método *bootstrap* para produzir intervalos de confiança ou informações de vieses, usando-se as alavancagens para reduzir a probabilidade de selecionar *outliers* em um processo de reamostragem estocástica.

O ponto a considerar é como as informações sobre alavancagens podem ser usadas para identificar possíveis discrepâncias ou erros de mensuração. Mais precisamente, após ordenar as DMUs de acordo com seus valores de alavancagem, tais que  $\tilde{\ell}_i \geq \tilde{\ell}_j$ , onde  $i < j$ , deve-se escolher o valor limiar,  $\tilde{\ell}_o$ , a ser usado para alertar sobre DMUs potencialmente influentes. Pode-se, por exemplo, usar para o limite um múltiplo da alavancagem média global  $\tilde{\ell}_o = c\tilde{\ell}$  (uma regra de bolso, com configuração de  $c = 2$  ou  $3$ ), ou considerar o tamanho da amostra  $K$  como, por exemplo,  $\tilde{\ell}_o = \tilde{\ell} \log K$ .

Neste artigo, utiliza-se uma variante desta regra, a função de Heaviside, dada por:

$$P(\tilde{\ell}_k) = \begin{cases} 1, & \tilde{\ell}_k < \tilde{\ell} \log K \\ 0, & \tilde{\ell}_k \geq \tilde{\ell} \log K \end{cases} \quad (8)$$

O nível do limite foi escolhido considerando-se o tamanho da amostra. Por exemplo, para  $K = 1.000$ , uma DMU com valor superior a três vezes a alavancagem média global será rejeitada. É óbvio que, como qualquer ponto de corte, esta é uma medida arbitrária, mas que provou ser, nesta experiência, uma regra bastante robusta.<sup>4</sup>

4. Sobre as regras de corte, ver Sampaio de Sousa e Stosic (2005).



### 3 BASE DE DADOS

#### 3.1 Definições de insumos e produtos

Na mensuração dos serviços bancários, a escolha das variáveis é controversa, porque não há nenhuma teoria abrangente da indústria bancária, tampouco definição explícita sobre o que são insumos e produtos nos bancos. Por esta razão, várias abordagens concorrem para especificar os produtos e os insumos no setor bancário (Berger e Humphrey, 1992; Colwell e Davis, 1992). Entre elas, destacam-se as seguintes: *i*) abordagem da intermediação financeira (AIF); *ii*) abordagem da produção (AP); e *iii*) abordagem do valor agregado (AVA). Cada um destes métodos apresenta vantagens e desvantagens.

A AIF considera que os insumos incluem as despesas com os fatores de produção e os custos operacionais. Como nesta abordagem a ênfase se dá na intermediação financeira, as despesas com juros também são consideradas insumos. Os produtos são dados pelo valor dos ativos (empréstimos e investimentos) e os depósitos podem ser considerados insumos ou produtos. A sua grande vantagem advém da facilidade de obtenção dos dados, encontrados diretamente nas demonstrações financeiras dos bancos. O inconveniente principal da AIF decorre de que este método funda-se no conceito de estoque, enquanto os produtos utilizam o conceito de fluxo; empréstimos e financiamentos dependem não somente do montante avaliado em um determinado momento, mas também, por exemplo, dos refinanciamentos e das amortizações.

Na AP, que vê os bancos como produtores de vários tipos de empréstimos e depósitos, somente os recursos físicos – trabalho, capital e materiais – são tratados como insumos, excluindo-se, pois, as despesas com juros. Na escolha dos produtos, a AP evita definir os produtos em valores monetários utilizando, por exemplo, o número de contas ou o número de transações por categoria de produtos. Comparada com a AIF, a AP tem como vantagem a remoção do viés inflacionário, já que as variáveis são definidas em termos reais. Além disso, por ser expressa em fluxo, a AP resolve um dos principais inconvenientes da AIF. Uma importante limitação da AP é dar tratamento similar a contas de diferentes magnitudes. Ademais, ela atribui o mesmo tipo de custo para diferentes tipos de conta. Ora, depósitos à vista e a prazo podem ter custos de manutenção distintos, sendo razoável supor que estes custos são menores para depósitos a prazo (Kolari e Zardkoohi, 1987).

A AVA considera que a distinção entre insumos e produtos depende de sua participação no valor agregado. Uma atividade que gera um grande valor agregado é considerada como produto; caso contrário, a atividade deve ser um insumo ou um produto de menor importância (Berger e Humphrey, 1992). Esta abordagem, além de levar em conta a possibilidade de os depósitos serem incluídos como insumos ou produtos, permite uma estimação mais precisa das mudanças na tecnologia e na eficiência do setor bancário. O problema com a AVA é que o cálculo do valor agregado exige informações contábeis nem sempre disponíveis.

Neste trabalho, a definição de insumos e produtos leva em consideração que as agências atuam como produtoras de serviços bancários e como intermediárias financeiras. Além disso, escolheram-se as variáveis relativas ao desempenho financeiro das agências, de acordo com a regra da categoria de Yeh (Yeh, 1996). Esta regra combina a AIF com a AVA. Uma categoria que gera receitas é um produto; os insumos são as que geram despesa. Além disso, como se está lidando com uma abordagem em dois estágios, restringe-se o número de variáveis para reduzir a dimensionalidade do problema no primeiro estágio e elevar a precisão das estimativas no segundo estágio (Simar e Wilson, 2007; Souza e Staub, 2006).

### 3.2 Dados

Uma amostra de 3.663 agências do BB foi usada para computar os escores de DEA e *jackstrap*-DEA para 2004. O BB oferece uma gama altamente diversificada de serviços, bem como serviços personalizados para cada segmento de clientes. Estes segmentos são os seguintes: clientes individuais (pessoa física), com 3.552 agências; corporativo e empresarial (pessoa jurídica), com 73 agências; e governo, com 38 agências. O segmento internacional, composto por várias sucursais e escritórios em muitos países, não foi considerado neste estudo.

As informações requeridas sobre insumos e produtos foram retiradas do orçamento realizado de 2004 do BB. Uma vez que quase todas as agências têm clientes de todos os tipos, normalizaram-se os dados entre 0 e 1 para preservar a privacidade de todas as agências. Uma lista de insumos e produtos é dada no quadro 1, com suas respectivas fontes e definições.

QUADRO 1

**Insumos e produtos: 3.663 agências (2004)<sup>1</sup>**

Variáveis	Definição (valores entre 0 e 1) <sup>2</sup>
Insumos	
Despesas administrativas	Despesas administrativas.
Homem/hora	Trabalho utilizado por hora/semana.
Produtos	
Empréstimos	Valor médio dos empréstimos, ponderado pela qualidade do crédito.
Depósitos	Valor médio dos depósitos: depósitos à vista; poupança; recibo de depósito bancário (RDB); e certificado de depósito bancário (CDB).
Receita de fundos de investimentos	Valor médio coletado pelas agências em fundos de investimentos: renda fixa e variável.
Receita de serviços	Receitas de taxas e tarifas.
Número de contas <sup>2</sup>	Quantidade de contas.

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> A regra da categoria de Yeh (1996) foi usada para definir insumos e produtos.

<sup>2</sup> O maior valor das variáveis entre as 3.663 agências é 1.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 O procedimento *jackstrap* e a detecção dos *outliers*

As alavancagens para 3.663 agências do BB foram calculadas mediante o uso da variante DEA-CRS, em dois casos: no primeiro, o número de contas foi incluído como produto; no segundo caso, exclui-se esta variável e, portanto, consideram-se apenas quatro produtos em vez de cinco. Devido ao tamanho da base e à baixa alavancagem da maioria das agências, serão mostrados apenas os resultados para as agências com altos valores deste indicador (tabela 1). A quinta coluna lista os valores obtidos para esta variável, enquanto as colunas “número de *hits*” e “total de *hits*” correspondem, respectivamente, ao número de vezes em que a remoção de determinada agência produziu alavancagens não nulas e o número total de vezes que a DMU identificada foi escolhida pelo procedimento *jackstrap*. Enquanto todas as agências têm, aproximadamente, a mesma chance de serem escolhidas para o teste de força de alavancagem – os valores na quarta coluna são semelhantes para todas as agências –, os que apresentam elevado número de *hits* também têm alta alavancagem e representam potenciais *outliers*. Por fim, a coluna “*alav-a*” mostra a alavancagem ajustada ( $alav-a = alav * (a-hits/tot-hits)$ ), que constitui a informação relevante sobre a influência das observações. Se uma dada

observação é selecionada aproximadamente cem vezes, porém somente em uma delas influenciou os escores das demais, então, o poder desta observação é muito pequeno, mesmo que ela apresente uma alavancagem elevada.

TABELA 1

**Escore de eficiência e alavancagem para as agências mais eficientes, ordenadas pelas alavancagens ponderadas: agências varejistas do BB (2004)**

Agências	Modelo 1 – CRS – cinco produtos					Modelo 2 – CRS – quatro produtos				
	Eficiência	Número de hits	Total de hits	Alav-a	Classificação	Eficiência	Número de hits	Total de hits	Alav-a	Classificação
S. Público Brasília	1,0000	80	94	0,1666	1 <sup>a</sup>	0,2862	53	94	0,0125	35 <sup>a</sup>
Vera Cruz	1,0000	86	106	0,1652	2 <sup>a</sup>	0,2630	15	106	0,0026	60 <sup>a</sup>
Santa Cruz do Sul	0,7257	86	112	0,0809	3 <sup>a</sup>	0,2333	10	112	0,0021	64 <sup>a</sup>
Empresarial Campinas	0,6785	84	110	0,0582	4 <sup>a</sup>	0,1874	0	110	0,0000	148 <sup>a</sup>
Governo Brasília	1,0000	93	103	0,0512	5 <sup>a</sup>	1,0000	93	103	0,0818	1 <sup>a</sup>
Mares	1,0000	83	89	0,0460	6 <sup>a</sup>	0,1635	83	89	0,0000	130 <sup>a</sup>
Corporate RJ	1,0000	95	104	0,0445	7 <sup>a</sup>	1,0000	95	104	0,0749	2 <sup>a</sup>
Corporate AVol.Plta.	1,0000	95	111	0,0350	8 <sup>a</sup>	1,0000	92	111	0,0614	4 <sup>a</sup>
Corporate DF	0,8480	53	92	0,0339	9 <sup>a</sup>	0,7753	0	92	0,0556	5 <sup>a</sup>
Sinimbu	0,5981	94	98	0,0314	10 <sup>a</sup>	0,1439	1	98	0,0000	211 <sup>a</sup>
Governo São Paulo	1,0000	68	104	0,0293	11 <sup>a</sup>	1,0000	0	104	0,0662	3 <sup>a</sup>
Itaim Bibi	1,0000	90	99	0,0278	12 <sup>a</sup>	1,0000	90	99	0,0272	15 <sup>a</sup>
Vicente Machado	0,6110	98	114	0,0275	13 <sup>a</sup>	0,0827	97	114	0,0000	1.392 <sup>a</sup>
Corporate Petróleo	0,9379	57	80	0,0271	14 <sup>a</sup>	0,9162	0	80	0,0338	11 <sup>a</sup>
Corporate RS	1,0000	89	96	0,0247	15 <sup>a</sup>	1,0000	89	96	0,0399	7 <sup>a</sup>
Governo Rio de Janeiro	0,6555	110	126	0,0235	16 <sup>a</sup>	0,6359	109	126	0,0386	9 <sup>a</sup>
Corporate MG	1,0000	56	84	0,0231	17 <sup>a</sup>	1,0000	0	84	0,0389	8 <sup>a</sup>
Pontal	0,5718	65	86	0,0230	18 <sup>a</sup>	0,1022	65	86	0,0000	534 <sup>a</sup>
Shopping Litoral Norte	0,6290	89	99	0,0205	19 <sup>a</sup>	0,1099	83	99	0,0000	420 <sup>a</sup>
Corporate São João	0,8619	85	116	0,0204	20 <sup>a</sup>	0,8568	89	116	0,0405	6 <sup>a</sup>
Corporate ABC	0,9954	59	105	0,0192	21 <sup>a</sup>	0,9954	0	105	0,0283	14 <sup>a</sup>
Corporate BA	0,5492	48	73	0,0188	22 <sup>a</sup>	0,5393	48	73	0,0345	10 <sup>a</sup>
P. Judic. São Paulo	0,9740	73	96	0,0184	23 <sup>a</sup>	0,9740	77	96	0,0189	23 <sup>a</sup>
Caaporã	0,5842	52	100	0,0180	24 <sup>a</sup>	0,0801	0	100	0,0000	1.588 <sup>a</sup>
P. Judic. Brasília	1,0000	60	101	0,0167	25 <sup>a</sup>	1,0000	0	101	0,0182	24 <sup>a</sup>
Venâncio Aires	0,5853	91	101	0,0164	26 <sup>a</sup>	0,1401	83	101	0,0000	224 <sup>a</sup>
Eusébio	0,5900	30	88	0,0156	27 <sup>a</sup>	0,0957	0	88	0,0000	711 <sup>a</sup>
S. Público São Luís	0,6710	80	105	0,0154	28 <sup>a</sup>	0,6190	84	105	0,0326	12 <sup>a</sup>
Corporate São José dos Campos	0,6046	52	89	0,0141	29 <sup>a</sup>	0,6018	51	89	0,0256	17 <sup>a</sup>
Governo Curitiba	0,5522	63	115	0,0139	30 <sup>a</sup>	0,5477	0	115	0,0196	21 <sup>a</sup>

Elaboração dos autores.

Em primeiro lugar, nota-se que a maioria das alavancagens mais elevadas são as das agências dos segmentos corporativo e governamental. Entre as trinta filiais com alta alavancagem, dezenove eram deste tipo de agência. Estas unidades, que representam menos de 4% do número total de agências, operam exclusivamente com clientes do governo e de grandes empresas. Além disso, elas têm, frequentemente, consumidores cativos, oferecem serviços diferenciados e muito específicos, sujeitos a regras gerenciais exclusivas. A análise comparativa destas agências atípicas com outras unidades certamente conduz a graves distorções.

Em segundo lugar, quando se comparam os modelos 1 e 2, a influência da variável número de contas (clientes) na determinação da fronteira é observada, particularmente, para as agências Vicente Machado, no Paraná, Eusébio, no Ceará, e Caaporá, na Paraíba. Nestas agências, há uma reversão completa de classificação quando se passa do modelo 1 para o modelo 2. Não só elas experimentam uma redução significativa de seus escores de eficiência, mas também duas delas perdem influência e domínio entre seus pares.

Um exemplo ilustrativo é a agência Empresarial Campinas, que apresenta grande redução de escore e pouca influência. A pontuação máxima desta filial no modelo 1, em vez de refletir uma utilização eficiente dos recursos, explica-se pelo grande número de clientes. Esta agência provavelmente se beneficiaria de um desmembramento. Isto pode ser visto pela forte redução de sua pontuação, que passa de 0,6785 no modelo 1 para 0,1874 no modelo 2, o que indica um dimensionamento inadequado – dado o seu número de clientes e a sua combinação de insumos e produtos. Ao atribuir um peso desproporcional ao número de contas, o modelo 1 distorce as medidas de eficiência e mascara outros indicadores de produto que informam sobre pontos essenciais, tais como eficiência e rentabilidade financeira.

Além disso, outras agências supereficientes, como Vera Cruz, Santa Cruz do Sul, Mares e Venâncio Aires, todas no Rio Grande do Sul, têm uma grande quantidade de empréstimos, principalmente para o setor do agronegócio, mas também para os setores industriais e de serviços, e, por esta razão, operam como agências corporativas. Quanto à variável depósito, o elevado desempenho da filial do Itaim Bibi deve-se à concentração dos depósitos judiciais da cidade de São Paulo nesta agência.

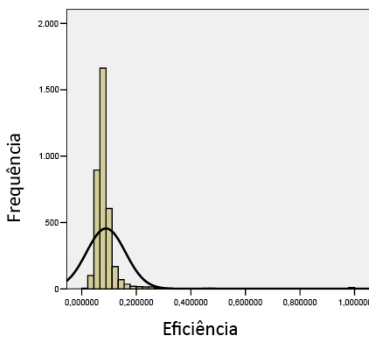
Por fim, entre as agências supereficientes, encontraram-se unidades localizadas em pequenas cidades. Sendo frequentemente o único banco do município, estas agências têm um número relativamente elevado de clientes, mesmo trabalhando com insumos reduzidos. Além disso, elas cobram altas tarifas por seus serviços, visto que o BB possui uma política de redução tarifária ligada ao tamanho das contas bancárias e do uso de serviços diversificados pelos clientes. Tal política obviamente exclui os clientes das filiais localizadas em pequenas cidades. A agência da cidade de Sinimbu é um exemplo típico desta situação.

#### 4.2 As medidas de DEA

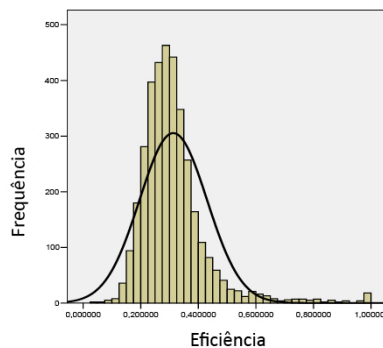
A figura 1 mostra os histogramas de índices de eficiência obtidos por meio da variante DEA-CRS aplicada ao conjunto de dados originais das 3.663 filiais do BB, antes e depois da retirada das 123 agências de maior alavancagem. Vê-se que a remoção das DMUs com maiores alavancagens gera um impacto dramático sobre os escores de eficiência computados, cuja distribuição era, originalmente, altamente assimétrica e deslocada para a região da baixa eficiência, como esperado em presença de *outliers*. Vale salientar que o número de DMUs removidas representa menos de 4% da amostra original.

FIGURA 1  
Histogramas das eficiências de DEA-CRS

1A – Base de dados original para as 3.663 agências



1B – Base de dados após a remoção das 123 DMUs com as maiores alavancagens



Elaboração dos autores.

Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

As metodologias apresentadas na seção 2 foram usadas para medir a eficiência técnica das filiais do BB. As tabelas de 2 a 4 sumarizam os resultados obtidos. Seguindo-se o propósito do artigo, calcularam-se dois conjuntos diferentes de índices de eficiência: *i*) índices de DEA, que consideram todas as agências da amostra; e *ii*) escores da função de Heaviside, que excluem os 123 *outliers*. Para facilitar a análise dos resultados, os escores de eficiência foram agrupados em diferentes classes de clientes, de renda e de concorrência.

TABELA 2

**Escores de eficiência obtidos via DEA-CRS e Heaviside por classe de número de clientes: estatísticas descritivas (2004)**

Classes de número de clientes	Número de agências		Eficiência		Desvio-padrão		Assimetria		Mínimo	
	DEA-CRS	Heaviside	DEA-CRS	Heaviside	DEA-CRS	Heaviside	DEA-CRS	Heaviside	DEA-CRS	Heaviside
Modelo 1 – cinco produtos										
0 a 3.000	957	934	0,3375	0,6267	0,1017	0,1470	2,0858	-0,0053	0,0435	0,1013
3.001 a 5.000	951	932	0,3826	0,7181	0,0746	0,1172	1,8126	0,2708	0,1741	0,3354
5.001 a 7.000	566	553	0,3991	0,7541	0,0684	0,0997	2,6845	0,2515	0,2242	0,3703
7.001 a 10.000	488	462	0,4053	0,7663	0,0749	0,1091	2,2259	0,2109	0,2248	0,4544
10.001 a 15.000	339	319	0,4065	0,7750	0,0745	0,0984	3,0436	0,3785	0,3025	0,5682
15.001 a 20.000	150	140	0,4211	0,8066	0,0714	0,0958	2,4486	0,3529	0,3023	0,6127
Mais de 20.000	100	33	0,4552	0,8660	0,0688	0,0943	0,8248	-0,1564	0,3596	0,6733
Modelo 2 – quatro produtos										
0 a 3.000	957	934	0,1932	0,4647	0,1261	0,1483	3,8973	0,9854	0,0210	0,0594
3.001 a 5.000	951	936	0,2155	0,5416	0,0872	0,1364	2,8284	0,8990	0,0903	0,2058
5.001 a 7.000	566	553	0,2371	0,5855	0,0817	0,1225	3,0700	0,6684	0,1149	0,3059
7.001 a 10.000	488	473	0,2557	0,6202	0,0831	0,1259	3,2241	0,7437	0,1349	0,3804
10.001 a 15.000	339	324	0,2684	0,6534	0,0788	0,1209	4,0115	0,6393	0,1380	0,3432
15.001 a 20.000	150	145	0,2784	0,6747	0,0827	0,1147	4,4176	0,7817	0,1807	0,4335
Mais de 20.000	100	96	0,2760	0,7123	0,0453	0,1180	0,8029	0,4070	0,1875	0,4652

Elaboração dos autores.

Em primeiro lugar, observe-se que a presença de *outliers* não só afeta o número de agências eficientes, mas também influencia substancialmente a magnitude dos escores calculados, principalmente quando se usa a técnica CRS. Com efeito, entre a pontuação não corrigida e seu equivalente usando a função de Heaviside, a média das estimativas de eficiência quase duplica. Este resultado é acentuado para o modelo com quatro produtos, no qual

a pontuação média é praticamente multiplicada por três. As assimetrias positivas para as variantes DEA, indicando que os escores de eficiência são enviesados para baixo, explicam-se pela existência de *outliers*. Cálculos da função de Heaviside parcialmente corrigidos deste viés tornam a distribuição dos escores de eficiência mais próxima da distribuição normal.

Note-se que os escores de eficiência aumentam com o tamanho da agência, medido pelo número de clientes, em ambos os modelos. O tamanho limitado do mercado nas pequenas agências impede-as de explorar as economias de escala predominantes no setor bancário. Portanto, um reagrupamento de agências neste grupo poderia aumentar a disponibilidade dos serviços bancários sem um correspondente aumento dos custos. Além disso, as filiais, quando se localizam em cidades pequenas, cumprem também uma função social: são, frequentemente, o único canal por meio do qual o município é integrado à rede financeira nacional e às políticas sociais. Isto porque o BB, normalmente, é a instituição utilizada na distribuição dos benefícios dos programas sociais governamentais; esta função, que atende mais ao princípio de equidade que ao objetivo de desempenho financeiro, explica em parte os índices de baixa eficiência de tais unidades. Esta também é uma das razões pelas quais a inclusão do número de clientes na definição da magnitude da eficiência das filiais distorce os indicadores de eficiência das agências do BB.

A tabela 3 mostra os escores de eficiência classificados por classes de renda do cliente, que representa outra *proxy* para o tamanho do mercado em que operam as agências. Claramente, os escores crescem com o aumento da renda dos clientes, indicando que clientes mais ricos consomem mais serviços diversificados, para os quais as taxas de lucro são maiores. Por isso, atrair clientes abastados melhora a rentabilidade da agência e contribui para aumentar a sua eficiência.



TABELA 3

**Escores de eficiência obtidos via DEA-CRS e Heavside por classe de renda dos clientes: estatísticas descritivas (2004)**

Classes de renda dos clientes (R\$)	Número de agências		Eficiência		Desvio-padrão		Assimetria		Mínimo	
	DEA-CRS	Heavside	DEA-CRS	Heavside	DEA-CRS	Heavside	DEA-CRS	Heavside	DEA-CRS	Heavside
Modelo 1 – cinco produtos										
0 a 1.000	2.204	2.161	0,3761	0,7090	0,0749	0,1309	0,5059	-0,2315	0,0435	0,1013
1.000 a 1.500	944	931	0,3771	0,7267	0,0712	0,1342	0,5359	-0,3336	0,0748	0,1241
1.500 a 2.000	247	229	0,4041	0,7550	0,1102	0,1446	1,8322	-0,6333	0,0888	0,1495
2.000 a 3.000	101	74	0,4561	0,7407	0,1823	0,1870	1,0139	-0,5667	0,1441	0,2670
Mais de 3.000	55	33	0,4790	0,7768	0,2021	0,1693	0,9659	-0,4905	0,1762	0,3792
Modelo 2 – quatro produtos										
0 a 1.000	2.204	2.197	0,1913	0,5050	0,0612	0,1229	2,7648	0,4327	0,0363	0,0594
1.000 a 1.500	944	936	0,2591	0,6340	0,0776	0,1381	3,3230	-0,0542	0,0210	0,0820
1.500 a 2.000	247	226	0,3104	0,7076	0,1199	0,1584	2,2336	-0,2928	0,0696	0,1303
2.000 a 3.000	101	71	0,4108	0,7076	0,2065	0,1917	1,3185	-0,3875	0,1052	0,2606
Mais de 3.000	55	31	0,4518	0,7356	0,2080	0,1847	0,9810	-0,2692	0,1056	0,3828

Elaboração dos autores.

Finalmente, a fim de considerar-se o efeito da concorrência na eficiência, agruparam-se as agências por nível de concorrência (tabela 4). Porém, não se encontrou nenhuma relação inequívoca entre eficiência e concorrência, como se poderia esperar. Note-se, entretanto, que os escores de eficiência são menores nos dois extremos da distribuição da eficiência. Na primeira classe, na qual as agências não enfrentam nenhuma concorrência, encontram-se sucursais localizadas em pequenas cidades. Seus baixos escores refletem não só a viabilidade financeira duvidosa, mas também sua função social. No outro extremo, agências que enfrentam forte concorrência – tais como aquelas localizadas em grandes cidades, como São Paulo – mostram redução da eficiência e rentabilidade, provavelmente devido à competição predatória.

TABELA 4

**Escores de eficiência obtidos via DEA-CRS e Heaviside por classe de concorrentes: estatísticas descritivas (2004)**

Concorrentes	Número de agências		Escore de eficiência		Desvio-padrão		Assimetria		Mínimo	
	DEA-CRS	Heaviside	DEA-CRS	Heaviside	DEA-CRS	Heaviside	DEA-CRS	Heaviside	DEA-CRS	Heaviside
Modelo 1 – cinco produtos										
Nenhum	142	138	0,3679	0,6632	0,0891	0,1531	0,4544	0,1821	0,1654	0,2779
1 a 3	1.524	1.487	0,3788	0,7078	0,0886	0,1305	1,7198	0,0735	0,1433	0,2846
4 a 10	742	728	0,3853	0,7361	0,0653	0,1103	1,5809	0,1345	0,1587	0,2726
11 a 50	318	302	0,3924	0,7390	0,1001	0,1401	1,9895	-0,8334	0,0435	0,1013
51 a 100	240	233	0,3871	0,7419	0,0829	0,1413	0,3998	-0,5730	0,1397	0,2508
101 a 1.000	307	281	0,3879	0,7197	0,1043	0,1515	1,6908	-0,4768	0,1127	0,2002
Mais de 1.000	275	257	0,3770	0,7088	0,0947	0,1706	0,7623	-0,8081	0,0748	0,1241
Modelo 2 – quatro produtos										
Nenhum	142	142	0,1354	0,4019	0,0292	0,0971	0,7128	0,5230	0,0686	0,1849
1 a 3	1.524	1.500	0,1968	0,4986	0,0910	0,1314	3,4773	1,0698	0,0859	0,2119
4 a 10	742	731	0,2508	0,6149	0,0756	0,1214	2,4573	0,6242	0,1126	0,2646
11 a 50	318	311	0,2692	0,6291	0,1188	0,1317	4,0492	-0,4656	0,0363	0,0594
51 a 100	240	236	0,2640	0,6355	0,0955	0,1449	4,0064	0,0302	0,0963	0,2058
101 a 1.000	307	285	0,2798	0,6304	0,1216	0,1566	3,6044	-0,1104	0,0210	0,0820
Mais de 1.000	275	254	0,2498	0,6105	0,0995	0,1779	2,6485	-0,0228	0,0562	0,1047

Elaboração dos autores.

## 5 DETERMINANTES DOS ESCORES DE EFICIÊNCIA

Para complementar a análise não paramétrica realizada na seção anterior, esta seção estima modelos de regressão com o intuito de identificar os fatores que afetam o desempenho das agências do BB. Desta maneira, procede-se a uma investigação mais detalhada dos fatores exógenos, usando-se métodos de regressão por MQOs e quantílica (Koenker e Basset, 1978). Assim como a regressão linear clássica permite estimar modelos para funções condicionais na média de uma distribuição, os métodos de regressão quantílica oferecem um mecanismo para estimar modelos para a função condicional na mediana e outras funções condicionais em medidas de posição quantílica ou separatrizes. Isto permite investigar os impactos das variáveis condicionadas sobre os escores de eficiência ao longo de sua distribuição. A ideia básica é estimar o  $\tau$ -ésimo quantil de eficiência condicional sobre as diferentes

variáveis explicativas, supondo-se que este quantil pode ser expresso como um preditor linear destas variáveis. Com efeito, consideram-se os seguintes quantis condicionais: 0,10 (percentil 10 ou 10%); 0,25 (menor quartil); 0,5 (mediana); 0,75 (quartil superior) e 0,90 (percentil 90 ou 90%). Serão apresentados apenas os resultados do modelo 2 – com quatro produtos –, visto que este atende melhor os propósitos do BB.

### 5.1 Segundo estágio: o modelo econométrico

Considerem-se  $K$  municipalidades;  $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_k)$  é o vetor de escores de eficiência DEA;  $X$  a matriz de dimensão  $K \times p$ , que contém as características das municipalidades;  $\beta$  é um vetor  $p$  dimensional dos parâmetros desconhecidos; e  $\varepsilon_k$  é um vetor  $K$ -dimensional de erros aleatórios. Neste caso, o modelo de regressão é dado pela expressão:

$$\theta_k = f(x_k; \beta) + \varepsilon_k, \quad k = 1, \dots, K \quad (9)$$

onde  $x_k$  é o vetor de dimensão  $p$  das características da  $k$ -ésima municipalidade. Na ausência de informações *a priori* sobre a forma funcional de  $f$ , supõe-se linearidade.

No segundo estágio, a questão relevante é como estimar a equação (9). Este problema decorre de os insumos e os produtos do primeiro estágio serem correlacionados com as variáveis ambientais usadas no segundo estágio. Além disso, em primeiro lugar, a interdependência entre os escores da DEA violaria a suposição de que as variáveis dependentes não são correlacionadas, exigida pela análise de regressão. Em segundo lugar, como os escores de eficiência situam-se no intervalo unitário padrão,  $0 < \theta \leq 1$ , muitos autores consideram que estes escores são exemplos de observações censuradas e, neste caso, o método de MQOs produziria estimadores inconsistentes. Por fim, nesta interpretação, o problema da inconsistência aumenta com a proporção de observações censuradas na amostra (Greene, 1981).<sup>5</sup> Portanto, no segundo estágio, a estimação da equação (9) deveria usar o modelo *tobit*, apropriado para lidar com este tipo de observação. Supondo-se normalidade e homocedasticidade, os parâmetros deste modelo são estimados por máxima verossimilhança – *maximum likelihood* (ML). Porém, na ausência destas hipóteses, o modelo *tobit* produz estimadores inconsistentes.

5. Greene (1981) prova esse resultado supondo condições de regularidade.

No âmbito desse debate, vários autores reexaminaram os diferentes procedimentos para estimar a equação (9). Banker e Natarajan (2008) derivaram as condições de acordo com as quais o uso do logaritmo dos escores de eficiência gera estimativas de MQOs consistentes e não enviesadas dos parâmetros da equação (9). Hof (2007) comparou diferentes métodos – entre eles, o modelo *tobit* e o modelo de regressão clássica – e mostrou que, na maioria dos casos, o modelo de MQOs pode substituir o modelo *tobit* no segundo estágio, mesmo quando se interpretam os escores de eficiência como observações censuradas. Estes estudos contribuíram para reabilitar o uso do modelo de MQOs na análise econométrica dos modelos de dois estágios. Por esta razão, neste trabalho, usa-se este método para estimar a equação (9).

A tabela 5 e a figura 2 apresentam os resultados econométricos para o modelo 2, sem quantidade de clientes como produto; a figura 2 apresenta um resumo visual dos resultados da regressão quantílica. Cada gráfico retrata um dos coeficientes no modelo de regressão citado. A linha sólida com pontos preenchidos identifica as estimações em cinco pontos do coeficiente de  $\tau$  variando de 0,10 a 0,90. A zona sombreada retrata um limite de 90% de confiança para os coeficientes. Sobreposta às grades dos pequenos gráficos existe uma linha tracejada que representa a estimativa de efeito médio do parâmetro dos MQOs. As figuras A.1 e A.2, no apêndice, mostram o efeito das variáveis explicativas sobre os escores de eficiência.

Em primeiro lugar, investiga-se o impacto dos níveis de renda dos clientes sobre a eficiência das agências bancárias. Confirmando a expectativa dos autores, a renda *per capita* do município influencia positivamente os escores de eficiência. Esta influência aumenta nas agências mais eficientes, sinalizando um ciclo virtuoso: para estas agências, localizar-se em comunidades mais ricas contribui para melhorar ainda mais o seu desempenho. Isto confirma uma conhecida estratégia usada pelo setor bancário, segundo a qual os bancos tendem a abrir ou comprar filiais nos municípios de renda alta, mesmo quando nestes municípios já existem outras instituições financeiras em operação.

TABELA 5  
**Determinantes da eficiência das agências do BB: modelo 2 (2004)**

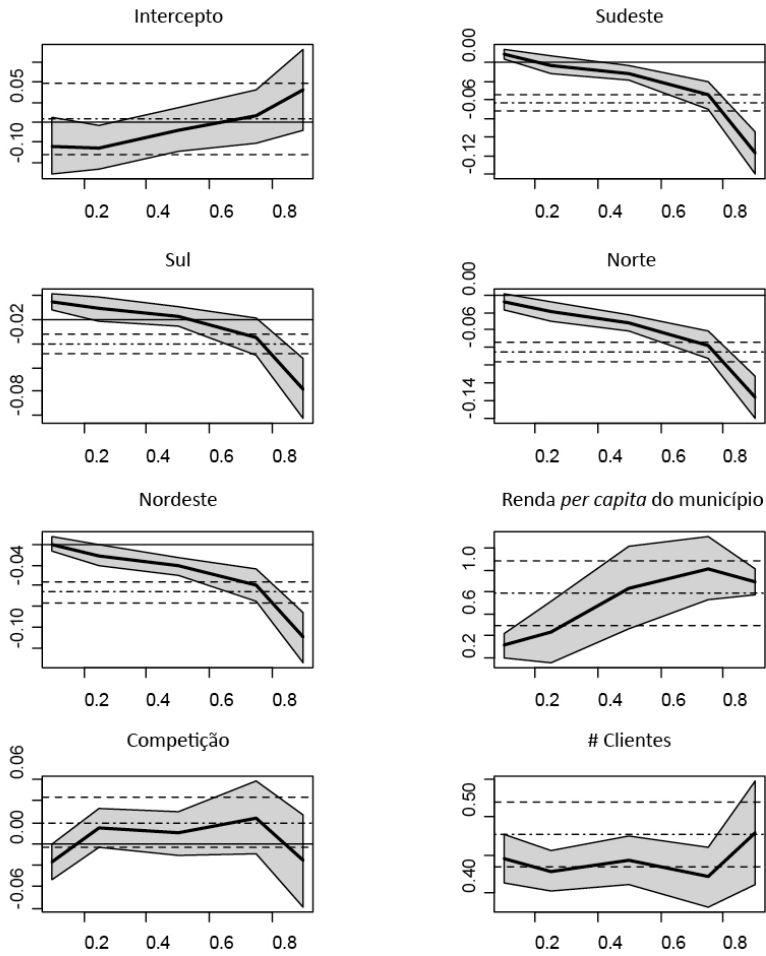
Variáveis explicativas	Variáveis dependentes: escores de eficiência					MQOs
	$\tau = 0,10$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,90$	
Intercepto	-0,0595 (0,0430)	-0,0627* (0,0327)	-0,0183 (0,0334)	0,0145 (0,0404)	0,0803 (0,0615)	0,008 (0,053)
Sudeste	0,0085* (0,0033)	-0,0030 (0,0059)	-0,0117* (0,0049)	-0,0353* (0,0093)	-0,0967* (0,0141)	-0,043* (0,005)
Sul	0,0151* (0,0043)	0,0090 (0,0061)	0,0025 (0,0051)	-0,0143 (0,0096)	-0,0578* (0,0152)	-0,020* (0,005)
Norte	-0,0081 (0,0059)	-0,0184* (0,0067)	-0,0320* (0,0053)	-0,0567* (0,0097)	-0,1158* (0,0148)	-0,065* (0,007)
Nordeste	-0,0002 (0,0040)	-0,0110* (0,0062)	-0,0214* (0,0052)	-0,0392* (0,0096)	-0,0897* (0,0145)	-0,046* (0,006)
Renda <i>per capita</i> do município	0,3095* (0,0667)	0,4355* (0,1703)	0,8361* (0,2300)	1,0169* (0,1707)	0,8917* (0,0713)	0,784* (0,179)
Concorrência	-0,0168* (0,0105)	0,0150 (0,0112)	0,0102 (0,0124)	0,0243 (0,0208)	-0,0157 (0,0260)	0,020* (0,014)
Número de clientes	0,4452* (0,0198)	0,4295* (0,0159)	0,4435* (0,0188)	0,4214* (0,0236)	0,4796* (0,0412)	0,478* (0,026)
Renda dos clientes	0,3399* (0,0533)	0,4768* (0,0311)	0,7058* (0,0434)	1,1236* (0,0690)	1,4977* (0,0957)	0,836* (0,028)
Ambiente de trabalho	0,0385* (0,0095)	0,0455* (0,0082)	0,0389* (0,0073)	0,0242* (0,0079)	0,0262* (0,0115)	0,048* (0,014)
Satisfação do cliente	0,1359* (0,0510)	0,1563* (0,0383)	0,1253* (0,0392)	0,1253* (0,0470)	0,1093 (0,0707)	0,113* (0,062)
Analfabetismo	-0,0412* (0,0143)	-0,0482* (0,0188)	-0,0335* (0,0126)	-0,0551* (0,0150)	-0,0784* (0,0292)	-0,090* (0,039)
Educação superior	0,0724* (0,0153)	0,0592* (0,0058)	0,0256* (0,0119)	-0,0206 (0,0158)	-0,0277 (0,0248)	-0,005 (0,015)
Grupo 1 (CL1)	0,0040* (0,0024)	0,0048* (0,0019)	0,0028 (0,0017)	0,0013 (0,0021)	-0,0044 (0,0034)	0,006 (0,004)
Grupo 3 (CL3)	-0,0122* (0,0057)	-0,0372* (0,0108)	-0,0427* (0,0110)	-0,0619* (0,0211)	-0,0358 (0,0281)	-0,058* (0,012)
Grupo 4 (CL4)	0,0262 (0,0221)	-0,0374* (0,0226)	-0,0324 (0,0253)	-0,0575 (0,0421)	0,0184 (0,0535)	-0,045* (0,028)

Elaboração dos autores.

Obs.: o asterisco (\*) indica significância a 10%.

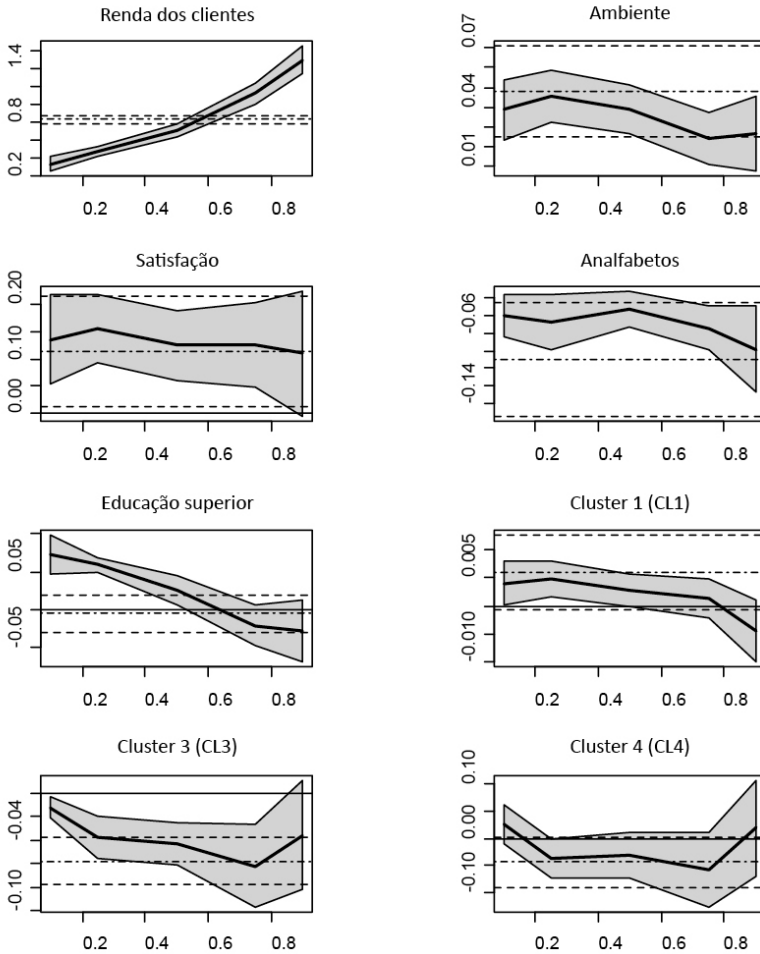
FIGURA 2

## Regressão quantílica: coeficientes para os escores de eficiência



(Continua)

(Continuação)



Elaboração dos autores.

Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota de Editorial).

O impacto da concorrência sobre a eficiência tem sido reconhecido por muitos estudos para avaliar o desempenho e o potencial da atividade bancária (Athanassopoulos, 1998). Por esta razão, usa-se a variável concorrência, que mede o número de agências de bancos concorrentes na área servida pelas agências do BB. Os resultados obtidos corroboram as percepções obtidas na seção 4. Exceto para as unidades mais ineficientes, esta variável não é significativa. Endossando os resultados não paramétricos, para o quantil

menor, a concorrência reduz a eficiência. Como anteriormente mencionado, este resultado é provavelmente influenciado pelo fato de que muitas filiais de baixa eficiência não enfrentam nenhuma concorrência. Seus baixos escores refletem não só a sua viabilidade financeira duvidosa, mas também a função social que cumprem, tornando a eficiência, bem como a rentabilidade, não necessariamente sua preocupação maior. Para todos os outros quantis, a concorrência não tem nenhum impacto significativo na eficiência da filial.

Para avaliar o potencial bancário com o qual as filiais se confrontam, a gestão do BB classifica as agências em quatro grupos. Este agrupamento é baseado em variáveis de mercado.<sup>6</sup> O primeiro grupo (*CL1*) tem 566 pequenas agências, localizadas em pequenas cidades; o segundo (*CL2*) é formado por 2.724 agências, situadas nas capitais de estado e nas grandes cidades, exceto Brasília, Rio de Janeiro e São Paulo; o terceiro agrupamento (*CL3*) inclui 199 filiais nas cidades do Rio de Janeiro e de Brasília; e, finalmente, o quarto grupo (*CL4*) inclui 171 filiais do estado de São Paulo.

Tentou-se avaliar o impacto desses grupos na eficiência. Novamente, os resultados do método de MQOs são enganosos. Exceto para a variável *CL3*, em que os resultados mostram que as agências deste grupo são inequivocamente menos eficientes quando comparadas com as do *CL2* (categoria omitida), não há nenhuma indicação de que os escores de eficiência difiram significativamente entre os agrupamentos.

Avaliando-se a posição regional, as agências situadas fora da região Centro-Oeste são menos eficientes. Isto ocorre principalmente nas unidades localizadas nas regiões Norte e Nordeste. Estas agências são mais propensas a enfrentar a dicotomia entre eficiência e equidade. A exceção está nas agências mais ineficientes, localizadas nas regiões de maior eficiência, ou seja, Sul e Sudeste, que são mais produtivas que suas equivalentes na região Centro-Oeste.

As economias de escala e escopo ocorrem nas grandes agências, que oferecem produtos e serviços mais diversificados, o que ajuda a promover a eficiência gerencial. Para todos os quantis, a eficiência se eleva com o aumento da quantidade de clientes, embora este efeito seja menor para as unidades mais eficientes ( $\tau = 0,90$ ). Unidades maiores também podem ser mais eficientes porque a redução dos seus custos médios lhes permite competir com sucesso para aumentar suas parcelas de mercado (Isik e

---

6. Essas variáveis são: número de clientes, empréstimos e depósitos na região.



Hassan, 2003). Os resultados deste artigo sugerem, pois, que as agências devem ser incentivadas a fusionar e a expandir sua gama de produtos, para diluir seus custos.

A análise das características do cliente confirma os resultados anteriores, isto é, a eficiência aumenta com a renda dos clientes das agências e este efeito aumenta com o escore de eficiência. Assim, os resultados sugerem que atrair clientes mais ricos e mais exigentes melhora a rentabilidade da unidade e contribui para aumentar sua eficiência.

A qualidade de serviço é reputada como um fator crucial para elevar a capacidade da agência de reter clientes e, desse modo, aumentar a sua parcela de mercado (Ennew e Binks, 1996). Para se apreciar este aspecto, usaram-se duas medidas diferentes de qualidade: um índice de satisfação do cliente (*CS*) e uma variável que mede o ambiente de trabalho. Previsivelmente, ambas as variáveis têm uma influência positiva e significativa no desempenho das agências. O impacto destas variáveis é menor nos quantis extremos, sugerindo que para filiais muito eficientes ou muito ineficientes o impacto de um bom relacionamento entre os funcionários sobre a produtividade é provavelmente diluído entre fatores mais relevantes. Observe-se também que as agências mais ineficientes tendem a ser menores e localizadas em pequenas cidades. Suas equipes tendem a ser menores, com grupos mais íntimos e fechados, tornando mais difícil avaliar, objetivamente, os relacionamentos profissionais.

Finalmente, para completar a análise do perfil dos clientes das agências, há um resultado interessante: unidades que tendem a ter mais clientes analfabetos são menos eficientes. Estes clientes concentram-se nas agências das pequenas cidades, onde os níveis de educação são baixos. Eles exigem mais atenção dos funcionários, visto que, por si só, são geralmente incapazes de utilizar os serviços básicos oferecidos pelo banco. Da mesma forma, eles também têm problemas para usar dispositivos de telecomunicação como caixas eletrônicos. É sabido que estas máquinas contribuem, em muito, para aumentar a produtividade do trabalho. Portanto, tudo mais constante, quanto maior for a proporção da clientela incapaz de usar estes dispositivos, maior será a ineficiência da agência bancária.

## 6 CONCLUSÃO

Neste artigo, foram calculados os escores de eficiência para 3.663 agências do BB, por meio de correção dos escores de eficiência pelo método *jackstrap*, que combina técnicas de reamostragem *bootstrap* e *jackknife*, a fim de reduzir-se o impacto de *outliers* e erros de medição sobre os níveis de eficiência. Ademais, como os escores estimados são também afetados por fatores exógenos não considerados nos cálculos da DEA, usaram-se os modelos de MQOs e de regressão quantílica para investigar de que forma estas variáveis ambientais influenciam estes escores.

Os resultados mostram que as pequenas agências tendem a ser menos eficientes que as maiores. As pequenas unidades não podem explorar as economias de escala e de escopo que reduziriam os custos médios e elevariam seu desempenho. Observe-se, porém, que filiais localizadas em pequenas cidades também cumprem uma função social, o que prejudica seus indicadores de eficiência. Estas unidades são, de alguma forma, expostas a um *trade-off* entre eficiência e equidade, o que prejudica o seu desempenho.

Sobre o perfil do cliente, mostrou-se que atrair o tipo mais rico e mais exigente de cliente não só melhora a eficiência da unidade, mas também contribui para continuamente aumentá-la. Por sua vez, unidades com mais clientes analfabetos são menos eficientes. Isto pode ser explicado pela incapacidade deste tipo de cliente de acessar os serviços básicos automatizados oferecidos pelo banco. Ele, portanto, exige tempo extra dos bancários. Finalmente, como esperado, a qualidade dos serviços é um fator relevante dos indicadores de eficiência das agências.

Observe-se que, apesar de a discussão incluir algumas variáveis financeiras, esta análise deve ser complementada pelo exame de indicadores mais específicos sobre o desempenho financeiro das agências. Portanto, a extensão natural da investigação seria incluir estes elementos na análise. Isto será objeto de pesquisas futuras.

### ABSTRACT

We estimate DEA technical efficiency for 3663 branches of the Banco do Brasil, by combining Bootstrap and Jackknife techniques. Moreover, bank efficiency is affected by many factors outside the control of the bank branches such as socio-economic environment. To account for these factors, in the second stage we use regression methods. Our first stage results reveal that *outliers* (super efficient branches) have a huge number of clients, and/or deal mainly on the agribusiness sector.

In the second stage, quantile regression results show that efficiency is positively related to the size of the branch and to per capita income of the clients. We also show that there is no evidence that competition boosts efficiency, as indicated by the literature on bank branch efficiency. Finally a good workplace environment clearly contributes to increase the branch efficiency.

**Keywords:** DEA; efficiency; outliers; leverage.

## REFERÊNCIAS

- ALTUNBAS, Y.; LYNNE, E.; MOLYNEUX, P. Bank ownership and efficiency. **Journal of money, credit and banking**, v. 33, 2001.
- ANDERSEN, N.; PETERSEN, C. A procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis. **Management science**, v. 39, p. 1.261-1.264, 1993.
- ATHANASSOPOULOS, A. Multivariate and frontier analysis for assessing the market and cost efficiency of large scale bank branch networks. **Journal of money and credit banking**, v. 30, p. 30-51, 1998.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management science**, v. 30, p. 1.370-1.382, 1984.
- BANKER, R. D.; NATARAJAN, R. Evaluating contextual variables affecting productivity using data envelopment analysis. **Operations research**, v. 56, p. 48-58, 2008.
- BERGER, A. N.; HUMPHREY, D. B. Measurement and efficiency issues in commercial banking. *In*: GRILICHES, Z. (Ed.). **Output measurement in the service sectors**. Chicago: University of Chicago Press, 1992.
- CASU, B.; MOLYNEUX, P. **Comparative study of efficiency in European banking**. Cardiff: University of Wales, 1999. (Working Paper).
- CAZALS, C.; FLORENS, J. P.; SIMAR, L. Nonparametric frontier estimation: a robust approach. **Journal of econometrics**, v. 106, p. 1-25, 2002.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision-making units. **European journal of operational research**, v. 2, p. 429-444, 1978.
- CHERCHYE, L.; KUOSMANEN, T.; POST, G. T. **New tools for dealing with errors-in-variables in DEA**. Leuven: Center for Economic Studies, Mar. 2000. (Discussion Paper).
- COLWELL, R. J.; DAVIS, E. P. Output and productivity in banking. **Scandinavian journal of economics**, v. 94, p. 111-129, 1992.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVEL, C. A. K. **Production frontiers**. New York: Cambridge University Press, 1994.

ENNEW, C. T.; BINKS, M. R. The impact of service quality and service characteristics on customer retention: small businesses and their banks. **British journal of management**, v. 7, n. 3, p. 219-30, 1996.

GOLANY, B.; STORBECK, J. E. A data envelopment analysis of the operational efficiency of bank branches. **Interfaces**, v. 29, p. 14-26, 1999.

GREENE, W. H. On the asymptotic bias of the ordinary least squares estimator of the Tobit model. **Econometrica**, n. 49, p. 505-513, 1981.

HOFF, A. Second stage DEA: comparison of approaches for modeling the DEA scores. **European journal of operational research**, v. 181, p. 425-435, 2007.

ISIK, I.; HASSAN, M. K. Efficiency, ownership and market structure, corporate control and governance in the Turkish banking industry. **Journal of business finance & accounting**, v. 30, p. 1.363-1.421, 2003.

KOENKER, R.; BASSET, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, p. 33-50, 1978.

KOLARI, J.; ZARDKOOHI, A. **Bank costs, structure and performance**. Lanham: Lexington Books, 1987.

KUMBHAKAR, S. C. *et al.* The effects of deregulation on the performance of financial institutions: the case of Spanish savings banks. **Journal of money, credit and banking**, v. 33, p. 101-120, 2001.

MCEACHERN, D.; PARADI, J. C. Intra- and inter-country bank branch assessment using DEA. **Journal of productivity analysis**, v. 27, p. 123-136, 2007.

MILLER, S. M.; ATHANASIOS, G. N. The technical efficiency of large bank production. **Journal of banking & finance**, v. 20, p. 495-509, 1996.

SEAVER, B.; TRIANTIS, K. A fuzzy clustering approach used in evaluating technical measurement using high breakdown procedures. **Management science**, v. 41, p. 937-956, 1992.

SHERMAN, H. D.; GOLD, F. Bank branch operating efficiency. **Journal of banking & finance**, v. 9, p. 297-315, 1985.

SIMAR, L.; WILSON, P. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production models. **Journal of econometrics**, v. 36, n. 1, p. 31-64, 2007.

SAMPAIO DE SOUSA, M. C.; STOSIC, B. D. Technical efficiency of the Brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outliers. **Journal of productivity analysis**, v. 24, p. 155-179, 2005.

SOUZA G. S.; STAUB, R. B. Two stage inference using DEA efficiency measurements in univariate production models. **International transactions of operations research**, v. 14, p. 245-258, 2006.

STAUB, R. B.; SOUZA, G. S.; TABAK, B. M. Evolution of bank efficiency in Brazil: a DEA approach. **European journal of operacional research**, v. 202, n. 1, p. 204-213, 2010.

WILSON, P. Detecting influential observations in data envelopment analysis. **Journal of productivity analysis**, v. 6, p. 27-45, 1993.

\_\_\_\_\_. Detecting influential observations in data envelopment analysis. **Journal of productivity analysis**, v. 6, p. 27-45, 1995.

YEH, Q. J. The application of data envelopment analysis in conjunction with financial ratios for bank performance evaluation. **The journal of the operational research society**, v. 47, p. 980-988, 1996.

ZENIOS, C. V. *et al.* Benchmarks of the efficiency of bank branches. **Interfaces**, v. 29, p. 37-51, 1999.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CRIBARI-NETO, F.; ZARKOS, S. Leverage adjusted heteroskedastic bootstrap methods. **Journal of statistical computation and simulation**, v. 74, p. 215-232, 2004.

PARADI, J. C.; SCHAFFNIT, C. Commercial branch performance evaluation and results communication in a Canadian bank – a DEA application. **European journal of operational research**, v. 156, p. 719-735, 2004.

SAMPAIO DE SOUSA, M. C.; CRIBARI-NETO, F.; STOSIC, B. D. Explaining DEA technical efficiency scores in an outlier corrected environment: the case of public services in Brazilian municipalities. **Brazilian review of econometrics**, v. 25, Nov. 2005.

SCHAFFNIT, C.; ROSEN, D.; PARADI, J. C. Best practice analysis of bank branches: an application of DEA in a large Canadian bank. **European journal of operational research**, v. 98, p. 269-289, 1997.

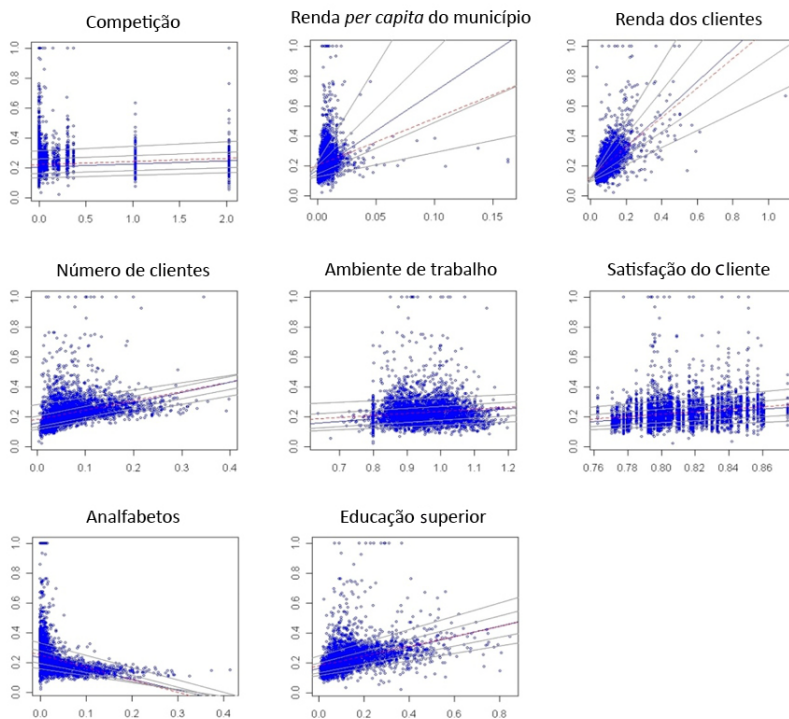
(Originais submetidos em julho de 2012. Última versão recebida em dezembro de 2013. Aprovada em fevereiro de 2014.)

## APÊNDICES

## APÊNDICE A

FIGURA A.1

Efeito das variáveis explicativas sobre os escores de eficiência

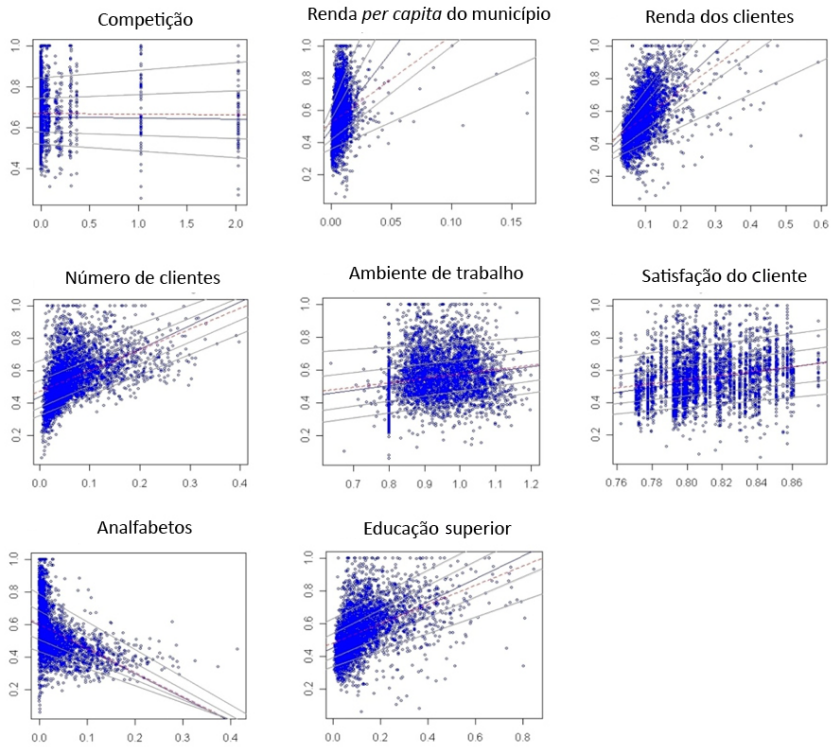


Elaboração dos autores.

Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).

FIGURA A.2

**Efeito das variáveis explicativas sobre os escores de eficiência – sem outliers**



Elaboração dos autores.

Imagem reproduzida em baixa resolução em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação (nota do Editorial).





# RELIGIOSIDADE E DESEMPENHO ESCOLAR: O CASO DE JOVENS BRASILEIROS DA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE

Nina Menezes Cunha\*

Eduardo Luiz Gonçalves Rios-Neto\*\*

Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira\*\*\*

A importância da religião no desempenho educacional, tema pouco explorado por economistas, tem sido destacada por pesquisas recentes e por muitos estudos internacionais. Estas pesquisas mostram que a socialização religiosa é um processo que normalmente funciona à parte de sistemas particulares de crenças e afiliações organizacionais. Constitui, mesmo que acidentalmente, uma forma de integração social que tem como consequência o reforço de valores que conduzem a um melhor desempenho educacional. O objetivo deste estudo é investigar as possíveis relações entre religião e desempenho educacional, controlando as características individuais, o *background* familiar e a condição socioeconômica. As metodologias empregadas são as de mínimos quadrados ordinários (MQOs) e regressão quantílica. Os dados analisados neste estudo são da pesquisa longitudinal *Pesquisa jovem*.

**Palavras-chave:** religião; religiosidade; educação; Região Metropolitana de Belo Horizonte; *Pesquisa jovem*.

JEL: I21; Z12.

## 1 INTRODUÇÃO

Este trabalho tem como objetivo explorar as possíveis relações entre religião e desempenho educacional. Pesquisas educacionais concordam que características dos indivíduos, dos pais, dos amigos e do ambiente afetam o desempenho dos estudantes na escola. A religião ainda não foi considerada como capaz de fornecer contribuições relevantes para os modelos de desempenho educacional. Entretanto, a socialização religiosa é um processo que normalmente ocorre à parte de sistemas particulares de crenças e afiliações organizacionais. Constitui, mesmo que acidentalmente, uma forma de integração social que tem como consequência o reforço de valores que conduzem a um melhor desempenho educacional (Regnerus, 2000).

---

\* Doutoranda em economia da educação na Universidade de Stanford – Graduate School of Education. *E-mail:* <nina2012@stanford.edu>.

\*\* Professor do Departamento de Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG).

\*\*\* Professora do Departamento de Ciências Econômicas do Cedeplar/UFMG.

Glanville, Hernández e Sikkink (2008) exploram possíveis explicações sobre a influência da religião na melhora do desempenho escolar dos adolescentes. Para isso, investigam a maneira pela qual a religião modela as relações sociais e o capital social, focando tanto as relações com os amigos quanto as relações entre gerações diferentes. Os autores mostram que a participação religiosa aprimora o desempenho e o aproveitamento escolar, assim como a qualidade dos recursos disponíveis para o adolescente nas relações sociais. Os resultados revelam que uma parte dos efeitos da participação religiosa na educação é atribuída ao capital social. A participação religiosa altera as relações sociais dos adolescentes, colocando-os em contato com recursos que reforçam os valores educacionais.

Donahue e Benson (1995) estão preocupados em responder qual o papel da religião no bem-estar dos adolescentes, se este papel realmente existe, em que áreas e qual a sua força. Os autores mostram resultados significativos da religião em todas as análises realizadas. Depois de sexo, a religião é o maior inibidor de idealização e de tentativa de suicídio (a probabilidade de tentar suicídio é maior entre meninas). Além disso, depois da idade, é o maior inibidor de uso de álcool, envolvimento sexual e violência. A religião se mostra tão forte quanto muitas das variáveis de *background* frequentemente citadas como determinantes de atitudes e comportamentos. Portanto, a religião merece ser tratada como uma importante variável explicativa nestas áreas, uma vez que é associada a resultados positivos na vida dos jovens.

O tema em questão tem sido pouco explorado por economistas, principalmente no Brasil. Na literatura internacional podem-se citar alguns economistas que estudam o tema – Evelyn Lehrer, por exemplo –, mas grande parte das contribuições foi feita por sociólogos. Lehrer (1999) utiliza dados de 1987-1988 da National Survey of Families and Households (NSFH) para investigar o papel da religião nas decisões de investimento em capital humano. A autora mostra que o desempenho educacional (anos de estudos) é maior entre os judeus e menor entre os protestantes conservadores, com os católicos e protestantes históricos no meio da distribuição. O objetivo do estudo é analisar estas diferenças com mais detalhes, mostrando que são significantes, mesmo após controlar o *background* familiar e outros fatores.

Lehrer (2004) discute os resultados encontrados no estudo anterior (Lehrer, 1999). A autora argumenta que a afiliação religiosa reflete diferentes fatores do ambiente familiar que afetam os retornos e os custos

do investimento adicional em educação. No lado da demanda, a afiliação religiosa pode afetar os retornos do investimento em educação: entre os grupos religiosos caracterizados por se beneficiarem mais com a educação, os incentivos para obtê-la são maiores, sendo, portanto, esperado um desempenho educacional melhor. No lado da oferta, a religião pode afetar o desejo dos pais e a habilidade para ofertar fundos de investimento para a educação: espera-se maior nível educacional dos grupos religiosos com pais com maior desejo e habilidade de ofertar fundos para tais investimentos, *ceteris paribus*.

Uma das intenções deste artigo é enfatizar a importância da religião no estudo da educação e de outras variáveis, assim como contribuir para uma bibliografia praticamente inexistente no Brasil. Um dos poucos estudos brasileiros, se não o único, que investigam a relação entre religião e educação, mais especificamente capital humano, é o de Anuatti Neto e Narita (2004). Os autores utilizam dados dos Censos Demográficos de 1980 e 1991 e o questionário especial da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1988, ambos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para explorar alguns fatores da adesão religiosa no Brasil. O objetivo principal do artigo é verificar se a opção religiosa das mães afeta a acumulação de capital humano da família, medido pela escolaridade dos filhos, independentemente de fatores socioeconômicos. Os resultados encontrados sugerem a existência de um efeito líquido da opção religiosa das mães sobre a escolaridade dos filhos, considerando-se as variações apresentadas pelos demais parâmetros das variáveis socioeconômicas. Os filhos das mulheres pertencentes a instituições judaicas apresentam, em média, um diferencial de escolaridade 26% superior ao dos filhos de mulheres católicas; os de kardecistas, 11%; e os de protestantes tradicionais, 10,2%. Por sua vez, a escolaridade dos filhos de mães de religiões pentecostais ou afro-brasileiras e daqueles cujas mães declararam não possuir religião apresentou resultados inferiores à escolaridade dos filhos das católicas.

Muitas pesquisas em religião e adolescência sugerem que a religião está relacionada em grande parte com controle social. Ela pode ajudar os jovens a não fazer algo que em outra situação fariam. Em relação aos comportamentos de risco, como consumo excessivo de bebidas alcoólicas, uso de drogas e violência na escola, estudos mostram que jovens religiosos adotam atitudes diferentes dos não religiosos. A religião cria um sistema de crenças que produz

normas direta e indiretamente relacionadas à competência dos adolescentes. A participação em grupos religiosos é vista como capaz de promover valores convencionais, que facilitam a interação, e estabelecer fortes limites sociais que encorajam a competência acadêmica e emocional. As igrejas reforçam as relações de suporte e controle familiar, assim como também as normas baseadas no seu poder como uma instituição formal. A religião pode ser vista como uma segunda influência social nos adolescentes – sendo a família a primeira –, tal como a escola e os amigos, capaz de afetar as crenças, as atitudes e o comportamento, através de mecanismos como controle social, suporte social e valores (Regnerus e Elder, 2003).

Smith (2003) procura formular uma explicação sistemática, integrada e coerente sobre a influência positiva da religião na vida dos adolescentes americanos. Muitos estudos empíricos mostraram uma associação positiva da religião na vida dos jovens, mas a explicação teórica para estes efeitos ainda é bastante desarticulada e fragmentada. O artigo de Smith sugere variáveis independentes que podem servir como medidas e assim se tornar acessíveis para teorias e modelos. O arcabouço conceitual utilizado neste estudo foi construído com base na revisão bibliográfica, apoiando-se especialmente no modelo teórico de Smith (2003) e em Verona (2010).

A composição religiosa do país passou por grandes mudanças nas últimas décadas, evidenciando o declínio do catolicismo e um avanço dos evangélicos e do grupo sem religião. Na década de 1940, os católicos representavam 95% da população, ao passo que entre 1940 e 1980 a taxa de adesão ao catolicismo caiu 6 pontos percentuais (p.p.) e outros 23 p.p. nos trinta anos seguintes, chegando a 65,4% da população em 2010. Vale ressaltar que, nesse último período, o avanço dos sem religião e dos evangélicos é significativo. Em 1980, o grupo dos sem religião representava 1,2% da população, aumentando para 8% em 2010. Os evangélicos cresceram de 6,6% para 22,1% da população, representando o segmento religioso que mais cresceu no Brasil no último período intercensitário, um aumento de cerca de 16 milhões de pessoas (Neri, 2005; Coutinho e Golgher, 2012).

Essa mudança recente do quadro religioso brasileiro chama a atenção para possíveis consequências sociais, econômicas e culturais da conversão religiosa. Este trabalho, cujo objetivo é explorar o papel da conversão religiosa no desempenho educacional dos jovens, terá como foco de análise a religião católica e a protestante (histórica, pentecostal e neopentecostal), por se tratar

das religiões de maior participação na população brasileira, fato também verificado na base de dados utilizada.

Dada a importância crescente do tema, a escassez bibliográfica no Brasil e a recente mudança no quadro religioso brasileiro, este estudo pretende investigar a relação entre religião e desempenho educacional, controlando outras variáveis, como *background* familiar, e explorar os fatores que estão por trás deste resultado. Além disso, também será realizada uma análise descritiva não paramétrica. Os dados analisados neste estudo são da pesquisa longitudinal *Pesquisa jovem* – financiada pela Secretaria de Estado de Desenvolvimento Social de Minas Gerais (Sedese) e conduzida pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG) entre 2007 e 2010 –, que será descrita com mais detalhes na metodologia. Este trabalho é composto ao todo por quatro seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta a descrição da base de dados, a metodologia e a análise descritiva não paramétrica. A terceira, os resultados. A última traz discussões e considerações finais.

## 2 BASE DE DADOS, METODOLOGIA E ANÁLISE DESCRITIVA

Nesta seção, descrevem-se os dados, a metodologia e a análise descritiva não paramétrica. A subseção sobre metodologia é composta pela exposição do método da análise descritiva não paramétrica; pela descrição das metodologias de mínimos quadrados ordinários (MQOs) e regressão quantílica; e pela descrição da variável dependente, das variáveis independentes e do modelo a ser utilizado.

### 2.1 Dados

Os dados analisados neste estudo provêm da pesquisa longitudinal *Pesquisa jovem*, que foi financiada pela Sedese e conduzida pelo Cedeplar/UFMG entre 2007 e 2010 em alguns municípios de Minas Gerais.

A pesquisa visava avaliar os efeitos do Poupança Jovem (PJ), programa do governo do estado de Minas Gerais cujo objetivo é aumentar as chances de emancipação de jovens de áreas de alta vulnerabilidade, de forma que se tornem adultos em melhores condições de se inserir no mercado de trabalho. O programa se destina a estudantes do ensino médio da rede pública estadual, que contam com acompanhamento do seu rendimento escolar, atividades extracurriculares e cursos profissionalizantes. O programa

busca ampliar o conhecimento dos jovens em diversas áreas e oferece uma poupança no valor de R\$ 3 mil, reajustada monetariamente, a ser sacada após a conclusão do ensino médio, com possibilidade de adiantamento de R\$ 100 a cada ano concluído. O governo de Minas Gerais, por intermédio da Sedese, requisitou ao Cedeplar/UFMG que avaliasse o impacto do PJ. O PJ é um programa de caráter universal, isto é, todos os alunos do primeiro ano do ensino médio estadual, nos municípios atendidos, podem participar.

Em novembro de 2007, foi realizada uma pesquisa de campo em uma amostra de escolas em Ribeirão das Neves (tratamento para a avaliação do PJ) e em uma amostra de escolas próximas àquele município em Pedro Leopoldo, Belo Horizonte e Esmeraldas (controle para a avaliação do PJ). No ano seguinte, a pesquisa foi realizada para uma segunda coorte de Ribeirão das Neves, em amostra de escolas nos mesmos municípios de tratamento em controle. Adicionalmente, foi realizada uma amostra de escolas em Ibirité (tratamento para a avaliação do PJ) e uma amostra de escolas em Belo Horizonte, Contagem, Betim, Brumadinho e Sarzedo (controle para a avaliação do PJ), para os alunos que entraram no ensino médio em 2008. As amostras de alunos desta segunda rodada foram acompanhadas ao longo do tempo até 2010, enquanto os alunos da primeira rodada foram acompanhados até 2009. O questionário foi aplicado diretamente ao aluno e continha perguntas de caráter socioeconômico e outras referentes ao comportamento.

A divisão entre municípios de tratamento e de controle foi relevante para a avaliação do PJ, mas é irrelevante para este estudo, uma vez que não se pretende avaliar este impacto. Não há uma penalidade na utilização dos municípios de tratamento e controle conjuntamente, uma vez que os atributos socioeconômicos não são estatisticamente distintos entre os dois tipos de unidades espaciais.

Este estudo também utilizará dados do Programa de Avaliação da Rede Pública de Educação Básica (PROEB), fornecidos pela Secretaria Estadual de Educação de Minas Gerais. O PROEB avalia a proficiência dos alunos do quinto e do nono ano do ensino fundamental e do terceiro ano do ensino médio em língua portuguesa e matemática, e a escala de nota da prova varia de zero a quinhentos. A base do PJ está pareada com a proficiência do PROEB no terceiro ano do ensino médio, de forma que é possível identificar a nota no PROEB de cada aluno presente na *Pesquisa jovem*.

Para dar uma dimensão dos resultados encontrados neste estudo, será feita uma comparação com a prova do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB). Os itens de teste do PROEB são elaborados com base nas matrizes de referência utilizadas pelo SAEB, e incluem questões de português e matemática já utilizadas em testes anteriores, além de itens do SAEB, com o propósito de produzir resultados em uma escala de proficiência única. Com estes cuidados, os resultados de Minas Gerais tornam-se comparáveis aos obtidos pelo Ministério da Educação (MEC) por meio do SAEB e da Prova Brasil. O SAEB é um instrumento de avaliação da educação básica, implantado em 1990 pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), com levantamento de dados bienal. É destinado a alunos do quinto e do nono ano do ensino fundamental e de terceiro ano do ensino médio. Assim como o PROEB, sua escala de proficiência varia entre zero e quinhentos.

O objetivo deste estudo é analisar o papel da religião na proficiência escolar do jovem, que será avaliada pela nota do PROEB. Como no ensino médio o PROEB é aplicado apenas para os alunos do terceiro ano, o foco deste trabalho serão os alunos da terceira rodada da pesquisa, que são aqueles que provavelmente realizaram o PROEB. Apesar do caráter longitudinal do PJ, este estudo fará uso de dados transversais. Por existirem evidências de que o comportamento dos alunos nas provas de português e matemática pode ocorrer de maneira diferenciada, este estudo analisará o resultado de ambas. Assim, o foco aqui é o total de alunos (3.517) que realizaram as duas provas.

É importante destacar que os estudantes que participaram da pesquisa e completaram o questionário possuem características muito específicas. Um primeiro fator a ser considerado é que, quando comparados com a capital, Belo Horizonte, os demais municípios da Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) escolhidos para a aplicação dos questionários possuem baixo Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M). Trata-se de uma região com maior incidência de pobreza e menor produto interno bruto (PIB) *per capita*. Além disso, é preciso ressaltar a seletividade dos jovens que estavam matriculados e frequentavam o sistema público de ensino, uma vez que muitos nem sequer chegam ao ensino médio ou abandonam os estudos antes de concluí-los. Por isso, não é possível generalizar os resultados das entrevistas para todos os jovens da RMBH.

## 2.2 Metodologia

### 2.2.1 Metodologia da análise descritiva não paramétrica

A utilização de métodos não paramétricos representa um avanço em investigações descritivas de variáveis, em virtude de esta técnica se estruturar em pressupostos mínimos sobre os processos que geram as informações de interesse, como a utilização de poucas hipóteses sobre a função de esperança condicional. Garante maior liberdade para se estabelecerem relações entre variáveis, evitando que a definição de hipóteses ou, no caso, a imposição de restrições à relação entre as variáveis de interesse sejam feitas de forma equivocada. Os estimadores de densidade de *kernel* permitem a obtenção de funções mais suaves, uma vez que o sistema de ponderação atribui pesos distintos para cada observação, tendo maior peso as mais próximas do ponto de referência. O formato assumido por uma função de *kernel* irá depender da estrutura de ponderação escolhida. É possível pensar o histograma como um caso particular de uma função de *kernel*, em que o sistema de ponderação é uniforme em toda a amostra. Neste trabalho, este método será aplicado em uma análise exploratória dos dados com o objetivo de investigar se a relação entre religião e proficiência escolar ocorre de forma diferente entre as religiões e qual o formato da densidade de *kernel* para cada religião em relação à proficiência, o que permitirá definir melhor as variáveis a serem utilizadas na estimação econométrica, além de fornecer uma ideia preliminar dos resultados que serão encontrados.

### 2.2.2 Metodologia do modelo econométrico: MQOs e regressão quantílica

Os modelos econométricos utilizados nessa pesquisa serão os de MQOs e regressão quantílica, para verificar se a influência da religião ocorre de forma diferente ao longo da distribuição da proficiência. O estudo da média condicional pode esconder evidências importantes ao longo da distribuição da variável dependente. As regressões quantílicas irão analisar as funções quantílicas condicionais (FQCs) para captar estas possíveis evidências nos diferentes percentis da distribuição.

### 2.2.3 Variável dependente

A variável dependente utilizada nas regressões de MQOs e quantílica é a proficiência no PROEB, que será a medida de desempenho educacional usada nesta pesquisa. Por existirem evidências de que os alunos podem se



comportar de forma diferente nas provas de português e matemática, este estudo analisará o resultado de ambas.

Como o programa PJ teve início em 2007 e o PROEB avalia alunos do terceiro ano no ensino médio, as edições do PROEB utilizadas serão as de 2009 e 2010. A primeira avaliou tanto os alunos que cursavam o primeiro ano em 2007 quanto outros que entraram nos anos seguintes nas escolas pesquisadas e estavam no terceiro ano em 2009. A segunda avaliou os alunos que cursavam o primeiro ano em 2008. A amostra estudada é composta por um total de 3.517 jovens dos municípios de Ribeirão das Neves, Pedro Leopoldo, Belo Horizonte, Esmeraldas, Ibirité, Contagem, Betim, Brumadinho e Sarzedo.

#### 2.2.4 Variáveis independentes de interesse

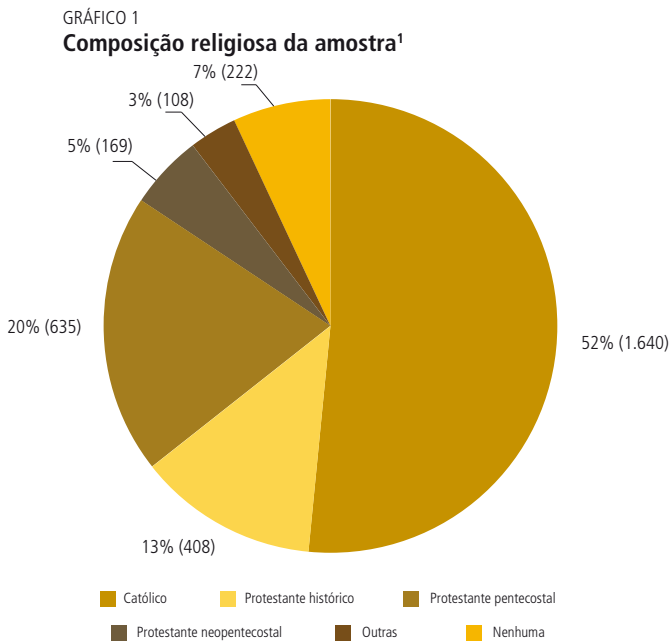
A forma de medir e classificar a denominação e a filiação religiosa é um importante ponto a ser considerado nos estudos sobre religião. A literatura mostra que existem diversas maneiras de realizá-lo. A forma multidimensional se apresenta como uma alternativa mais sofisticada, em que as categorias não indicam somente a denominação, mas também incorporam outras características relevantes ao estudo, como a intensidade desta religião (membros praticantes e ocasionais) ou uma divisão interna, como conservadores e liberais (Coutinho, 2011). O questionário do *Pesquisa jovem* traz perguntas de religião até então inexistentes nas outras bases de dados brasileiras, e permitiu a utilização da forma multidimensional na construção das três variáveis utilizadas neste estudo: a denominação religiosa do jovem, a frequência com que comparece em cultos e cerimônias religiosas e a frequência com que reza, ora ou faz suas preces em casa ou em outro local que não seja o da cerimônia religiosa.

No questionário foi possível encontrar alunos de treze categorias previamente codificadas de religião, levando-se em conta a religião ou igreja atual, a passada e a da mãe: adventista, Assembleia de Deus, batista, candomblé, católica, Deus é Amor, espírita, Evangelho Quadrangular, Igreja Universal do Reino de Deus, metodista, presbiteriana, Testemunha de Jeová e umbanda, além das opções *não tenho religião* e *outras*, especificadas pelo entrevistado em campo aberto. Ao todo, foram encontradas na amostra 93 denominações religiosas diferentes. Para facilitar a análise, estas categorias serão recodificadas em seis categorias: *i*) católicos; *ii*) protestantes históricos;

*iii)* protestantes pentecostais; *iv)* protestantes neopentecostais; *v)* outras; e *vi)* nenhuma.<sup>1</sup>

A variável *frequenta* se refere ao comparecimento dos jovens às cerimônias de sua religião, tendo em vista que a literatura indica que tanto a frequência como o grau de envolvimento religioso são variáveis fundamentais para a análise de religião (Coutinho, 2011). Esta variável assume valor 1 se o jovem frequenta a igreja pelo menos uma vez por semana, e 0 se não. Por fim, a variável *reza* – com que frequência o jovem reza, ora e faz suas preces em casa ou em outro local, desde que não seja durante a cerimônia religiosa – também foi dividida em três categorias: *i)* reza todo dia; *ii)* reza mais de uma vez por semana; e *iii)* reza uma vez ou menos por semana (por exemplo, se o jovem reza uma vez a cada quinze dias).

Os gráficos 1, 2 e 3 mostram como essas três variáveis se comportam na amostra estudada.



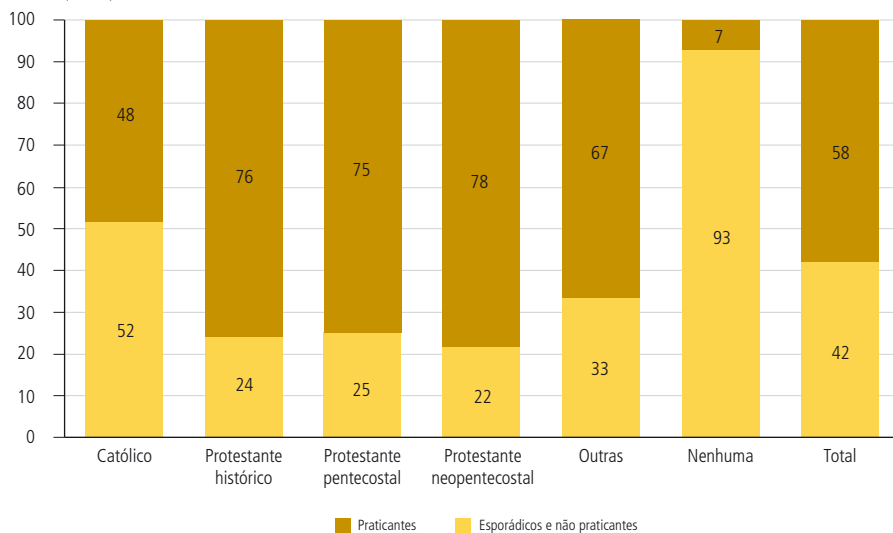
Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Números absolutos entre parênteses.

1. Subgrupos contidos na recodificação: *i)* católicos: apenas católicos; *ii)* protestantes históricos: presbiterianos, batistas, adventistas e metodistas; *iii)* protestantes pentecostais: Assembleia de Deus, Igreja Pentecostal Deus é Amor e Igreja do Evangelho Quadrangular; *iv)* protestantes neopentecostais: Igreja Universal do Reino de Deus; *v)* outras: candomblé, espírita, testemunha de Jeová e umbanda; e *vi)* nenhuma: sem religião.

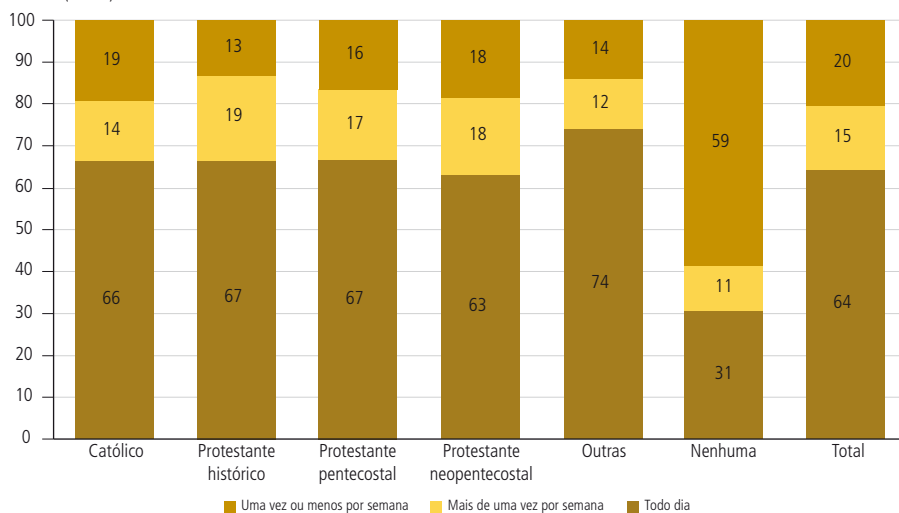
GRÁFICO 2  
**Frequência religiosa**  
(Em %)



Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3  
**Frequência com que reza**  
(Em %)



Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

O grupo dos católicos tem o maior número de adeptos, com 1.640 jovens, seguido pelo dos protestantes pentecostais, 635; protestantes históricos, 408; protestantes neopentecostais, 169; nenhuma, 222; e outras, 108. Pode-se ver no gráfico 2 que 58% dos estudantes da amostra são religiosos praticantes e 42% são religiosos esporádicos ou não praticantes. Além disso, constata-se que os três grupos protestantes são compostos por mais membros praticantes que os demais. No gráfico 3, vê-se que 64% dos jovens da amostra rezam todos os dias; 15%, mais de uma vez por semana; e 20%, uma vez ou menos por semana.

Na análise econométrica, essas variáveis serão exploradas de duas maneiras diferentes. Primeiramente, as três variáveis descritas serão analisadas separadamente. Na segunda abordagem, as seis categorias religiosas serão combinadas à frequência com que o adolescente comparece a cerimônias de sua religião – se a variável *frequenta* assume valor 0 ou 1. A construção desta variável foi feita de acordo com Coutinho (2011) e totalizou dez novas categorias: *i*) católicos esporádicos; *ii*) católicos praticantes; *iii*) protestantes históricos esporádicos; *iv*) protestantes históricos praticantes; *v*) protestantes pentecostais esporádicos; *vi*) protestantes pentecostais praticantes; *vii*) protestantes neopentecostais esporádicos; *viii*) protestantes neopentecostais praticantes; *ix*) outras religiões; e *x*) nenhuma religião.

A utilização de medidas que categorizem religião e religiosidade de forma adequada é muito importante no estudo sobre religião, uma vez que as práticas religiosas se dão de forma diferenciada pelo mundo e entre as diferentes religiões. Ser católico no Brasil é diferente de o ser nos Estados Unidos; ir à igreja com alguma frequência para um católico pode ser suficiente e para um evangélico, não. Para um jovem criado em uma casa ou comunidade de alto engajamento religioso, rezar uma vez por semana pode ser pouco, o que pode levá-lo a responder na pesquisa que se considera pouco religioso. Um jovem que gosta de rezar antes de dormir pode sentir-se mais religioso que a maioria e dizer que se considera muito religioso. Assim, a utilização de medidas rigorosas de religião pode ajudar a controlar estes possíveis desvios, ao fornecer medidas mais padronizadas. Uma escala de religiosidade seria aconselhável, assim como a criação de parâmetros para medir a religiosidade no âmbito privado (orações, leitura da Bíblia) (Coutinho, 2011).

### 2.2.5 Variáveis independentes selecionadas

As demais variáveis desta pesquisa foram selecionadas de acordo com a revisão da literatura, como mostra o quadro 1.

QUADRO 1

#### Variáveis independentes selecionadas: descrição

Variável	Descrição
Idade certa	Diferença entre a idade do aluno e a idade esperada de um aluno no terceiro ano do ensino médio.
Menina	Variável binária de sexo que assume valor 1 para o sexo feminino.
Cor	Dividida em três categorias: <i>i)</i> branca (grupo omitido); <i>ii)</i> preta; e <i>iii)</i> parda.
Mudou de religião	Variável binária que assume valor 1 se o jovem mudou de religião em relação à religião em que foi criado.
Mãe mudou de religião	Variável binária que assume valor 1 caso a religião atual da mãe seja diferente da religião em que o filho foi criado.
Renda	Soma total da renda do domicílio. Está dividida em três categorias: <i>i)</i> até um salário mínimo (SM) por mês; <i>ii)</i> entre um e dois SMs (grupo omitido); e <i>iii)</i> mais que dois SMs.
Irmãos	Número de irmãos do jovem. Está dividida em sete categorias: 0, 1, 2, 3, 4, 5 e mais de 5.
Educação do chefe	Três categorias: <i>i)</i> estudou até a quarta série; <i>ii)</i> entre a quinta e a oitava séries (grupo omitido); e <i>iii)</i> acima da oitava série.
Chefe mãe	Variável binária, que assume valor 1 se a mãe é a chefe do domicílio.
Rua asfaltada	Variável binária que assume valor 1 caso o jovem more em uma região com rua asfaltada.
Violência na vizinhança da escola	Dividida em três categorizações: <i>i)</i> nada violenta (grupo omitido); <i>ii)</i> pouco violenta; e <i>iii)</i> violenta.
Bolsa Família	Variável binária que assume valor 1 caso o jovem seja beneficiário do Programa Bolsa Família (PBF).
Ano 2009	Variável binária que assume valor 1 caso o ano da entrevista seja 2009 e 0 caso seja 2010.

Elaboração dos autores.

É importante destacar que a subpopulação analisada neste estudo possui características muito específicas, como mostra a tabela 1: 55,4% dos jovens são pardos; 26,4%, brancos; e 18,2%, pretos. Além disso, 14,8% da amostra recebem até um SM por mês; 37,6%, entre um e dois; e 47,7%

ganham mais que dois SMs. Em relação à educação do chefe do domicílio, 36,7% estudaram até a quarta série; 32,2%, entre a quinta e a oitava séries; e 31,1%, acima da oitava série. Constatase que a amostra é composta majoritariamente de jovens de baixa renda e que os chefes de família possuem um nível baixo de educação.<sup>2</sup> Para tentar diferenciar, entre os jovens de baixa renda, aqueles com uma posição ainda mais desvantajosa, foram incluídas no modelo duas variáveis: *i) rua asfaltada* – 77,8% dos jovens moram em ruas asfaltadas; e *ii) violência na vizinhança da escola* – 45,7% dos alunos dizem que a vizinhança da escola é nada violenta; 43% dizem ser pouco violenta; e 11,1% dizem ser violenta. Na tabela 1 também é possível observar estas características por grupo religioso. As religiões protestantes mostram uma maior proporção de meninas e uma maior conversão religiosa, tanto do aluno quanto da mãe. As religiões protestantes pentecostais e neopentecostais apresentam uma maior proporção de pretos e pardos, menor renda e uma maior proporção de jovens beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF).

---

2. Uma variável que levasse em consideração a interação de religião com renda seria relevante neste estudo. No decorrer da análise, testou-se a interação das variáveis de denominação religiosa – incluindo-se a variável de religião que combina denominação e frequência – com a categoria mais baixa de renda. Entretanto, os resultados obtidos não foram significativos e optou-se por não reportá-los.

TABELA 1  
**Variáveis independentes selecionadas: estatísticas descritivas**  
 (Em %)

Variável	Católico	Protestante histórico	Protestante pentecostal	Protestante neopentecostal	Outras	Nenhuma	Total
Sexo							
Menina	60,1	66,4	64,9	65,1	67,6	44,1	61,3
Branca	28,1	27,0	21,4	22,0	26,3	29,9	26,4
Preta	16,4	17,3	21,4	25,2	19,2	18,9	18,2
Parda	55,5	55,6	57,2	52,8	54,5	51,2	55,4
Mudou de religião	2,6	43,8	30,9	44,2	47,6	65,5	20,7
Mãe mudou de religião	5,6	33,3	18,9	27,1	27,2	31,6	15,1
Renda							
Até 1 SM	15,7	10,4	16,3	17,7	12,0	10,6	14,8
Entre 1 e 2 SMs	37,9	33,6	39,5	43,3	36,1	32,7	37,6
Mais que 2 SMs	46,4	56,0	44,2	39,0	51,9	56,7	47,7
Educação do chefe							
Até a quarta série	38,4	30,6	37,5	41,9	25,7	34,2	36,7
Entre a quinta e a oitava séries	31,9	31,1	32,7	36,3	33,3	32,2	32,2
Acima da oitava série	29,7	38,3	29,8	21,9	41,0	33,7	31,1
Chefe mãe	37,9	36,1	32,2	37,3	37,4	43,6	36,9
Rua asfaltada	76,8	82,1	76,0	80,5	80,4	78,6	77,8
Violência na vizinhança da escola							
Nada violenta	47,3	46,0	43,2	48,8	36,1	41,9	45,7
Pouco violenta	42,2	42,3	43,9	40,7	53,3	45,0	43,0
Violenta	10,2	11,7	12,5	11,4	10,3	13,3	11,1
Bolsa Família	20,1	16,1	26,4	31,0	21,3	22,2	21,6

Elaboração dos autores.

### 2.2.6 Modelo econométrico

O modelo econométrico será estimado por MQOs e regressão quantílica, em que a variável dependente será a proficiência escolar, aferida pelo PROEB. Métodos de estimação da média condicional só podem capturar os efeitos das variáveis explicativas na média da distribuição condicional, o que gera um quadro incompleto. O modelo de regressão quantílica calcula os coeficientes para cada quantil, visando à heterogeneidade dos parâmetros e permitindo uma caracterização de toda a distribuição condicional da variável dependente. Este estimador, além de ser robusto a observações discrepantes (*outliers*) da variável dependente, pode ser mais eficiente que os estimadores de MQOs quando os erros não seguem uma distribuição normal, uma vez que não supõe hipóteses paramétricas sobre a distribuição do erro. Portanto, além de ser mais informativa que o método de MQOs, a regressão quantílica impõe menos restrições aos dados e fornece informações mais completas sobre a distribuição condicional da variável dependente. Dessa forma, será possível verificar se a influência da religião ocorre de forma diferente ao longo da distribuição da proficiência.

O modelo a ser estimado pode ser resumido da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 Y = & \alpha + \beta_1 \text{Religião} + \beta_2 \text{Frequência} + \beta_3 \text{reza} + \beta_4 \text{Idade Certa} + \beta_4 \text{Menina} + \\
 & + \beta_6 \text{Cor} + \beta_7 \text{Mudou Religião} + \beta_8 \text{Mãe Mudou Religião} + \beta_9 \text{Renda} + \\
 & + \beta_{10} \text{Número Irmãos} + \beta_{11} \text{Educação do Chefe} + \beta_{12} \text{Chefe Mãe} + \\
 & + \beta_{13} \text{Rua Asfaltada} + \beta_{14} \text{Violência Viz. Escola} + \beta_{15} \text{Bolsa Família} + \\
 & + \beta_{16} \text{Ano 2009} + \varepsilon
 \end{aligned}$$

onde  $Y$  representa a proficiência do aluno, a ser medida pelo PROEB;  $\alpha$  é o vetor de intercepto; e  $\varepsilon$  representa o termo de erro aleatório, cuja distribuição admite-se ser  $\varepsilon_{jt} \sim N(0, \sigma^2)$ . Este modelo será estimado tanto para o PROEB de matemática quanto para o de português, para captar possíveis diferenças entre o desempenho em cada uma destas matérias. A regressão quantílica será estimada para os seguintes percentis: 10%, 25%, 50%, 75% e 90%.

Além disso, esse modelo será estimado com duas construções diferentes da variável *religião*. Na primeira, a denominação religiosa é inserida separadamente da frequência. Na segunda, estas duas variáveis juntas



formam a de religião, como visto na descrição das variáveis independentes de interesse. Ao todo, serão estimados quatro conjuntos de equações.<sup>3</sup>

### 2.3 Análise descritiva não paramétrica

Os estimadores de densidade de *kernel* são não paramétricos, pois não têm uma forma funcional fixa, com parâmetros definidores da função em questão, mas usam todas as informações disponíveis para caracterizar a função. A natureza não paramétrica dos estimadores de *kernel* é uma grande vantagem quando se tem conhecimento do processo gerador de dados. Nesse caso, não existe a necessidade de se fazerem suposições *a priori* sobre a sua distribuição. O objetivo principal desta análise descritiva preliminar é verificar se existem diferenças nas distribuições das religiões em relação à nota do PROEB ou se todas as religiões se comportam de maneira semelhante. Além das religiões, também será analisado o comparecimento a cultos religiosos e a frequência da reza de orações. O tamanho ótimo das parcelas que irão repartir a amostra será calculado por meio da estimativa *plug-in* de Silverman para uma função *kernel* Epanechnikov.

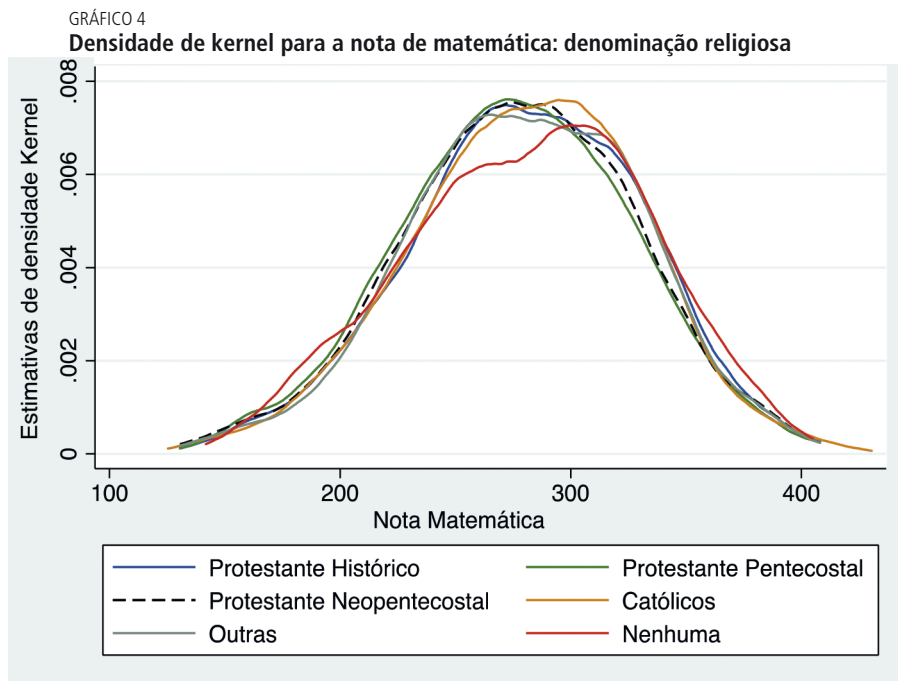
Os gráficos 4 e 5 mostram a densidade de *kernel* e a curva normal para todas as religiões, plotados em uma mesma figura, em relação ao desempenho dos alunos nas provas do PROEB de matemática e português.

Os gráficos 4 e 5 já sinalizam que as religiões se comportam de forma diferente na proficiência dos alunos. No gráfico 4, que mostra a densidade de *kernel* para a nota de matemática nas diferentes religiões, constata-se que a curva para *católicos* encontra-se mais à direita que as demais, indicando um possível melhor desempenho em matemática para os católicos. Além disso, as curvas de *protestantes pentecostais* e *protestantes neopentecostais* encontram-se levemente posicionadas mais à esquerda que as demais. Para a nota de português, não é possível chegar à mesma conclusão. Vê-se que a curva dos *protestantes históricos* encontra-se um pouco mais à direita que as demais, indicando um melhor desempenho deste grupo em português. As curvas de *protestantes pentecostais* e *protestantes neopentecostais* encontram-se também levemente posicionadas mais à esquerda que as demais. Comparando-se

---

3. Para manter a representatividade estatística da amostra, informações no nível das escolas e das turmas não foram incluídas no modelo. Dessa forma, os resultados deste artigo devem ser analisados com certa cautela, uma vez que não são consideradas características da escola, da direção e dos professores que podem estar correlacionadas com a religião.

os dois gráficos, verifica-se a diferença no comportamento das curvas para as notas de português e matemática.



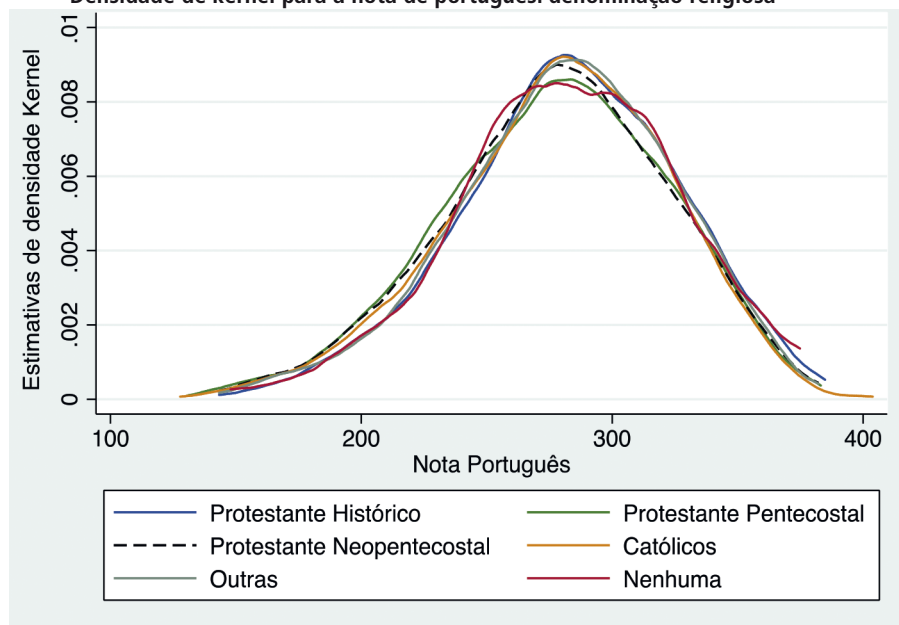
Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota do editorial: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

GRÁFICO 5

Densidade de kernel para a nota de português: denominação religiosa

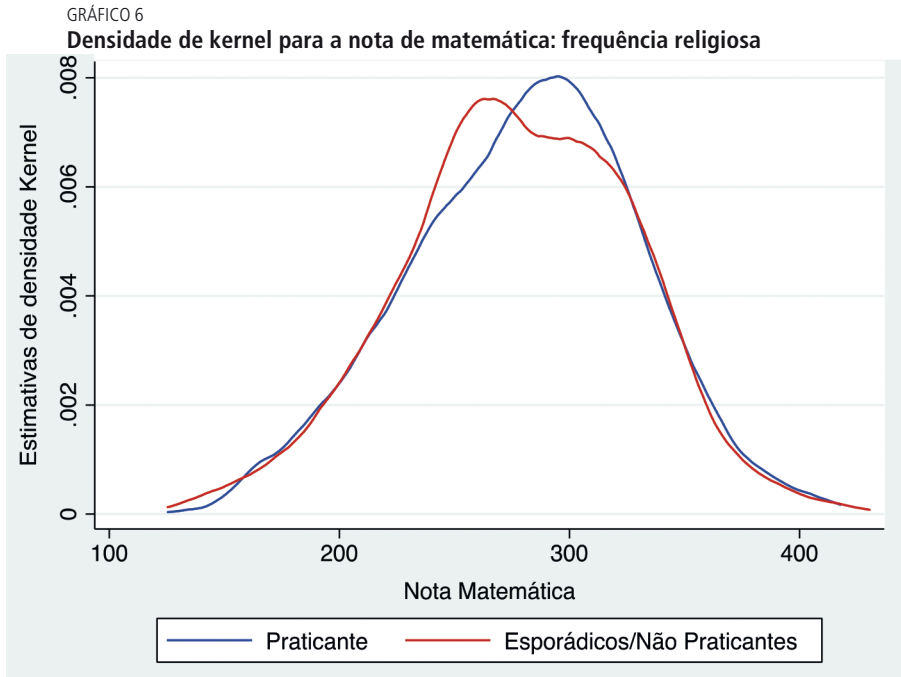


Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota do editorial: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

Os gráficos 6 e 7 apresentam essas relação para a frequência.



Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

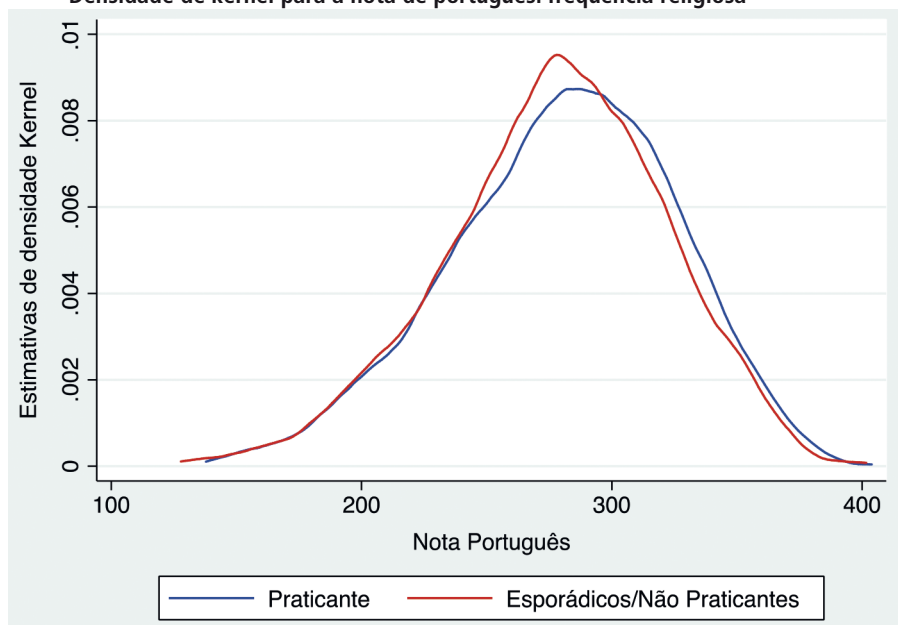
Elaboração dos autores.

Nota do editorial: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

As diferenças não são tão evidentes nesses dois últimos gráficos. Para a proficiência de matemática, vê-se que as duas curvas são bem parecidas nos dois extremos, com uma diferença apenas no meio de distribuição. Para a proficiência de português, observa-se que para as notas mais altas a curva dos religiosos praticantes encontra-se mais à direita que a dos esporádicos e não praticantes, podendo indicar uma possível relação da frequência com o desempenho para os quantis mais altos. Entretanto, estas diferenças não são tão explícitas, mas há uma possibilidade de a variável *frequência* não ser significativa na determinação da proficiência dos alunos.

GRÁFICO 7

Densidade de kernel para a nota de português: frequência religiosa



Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

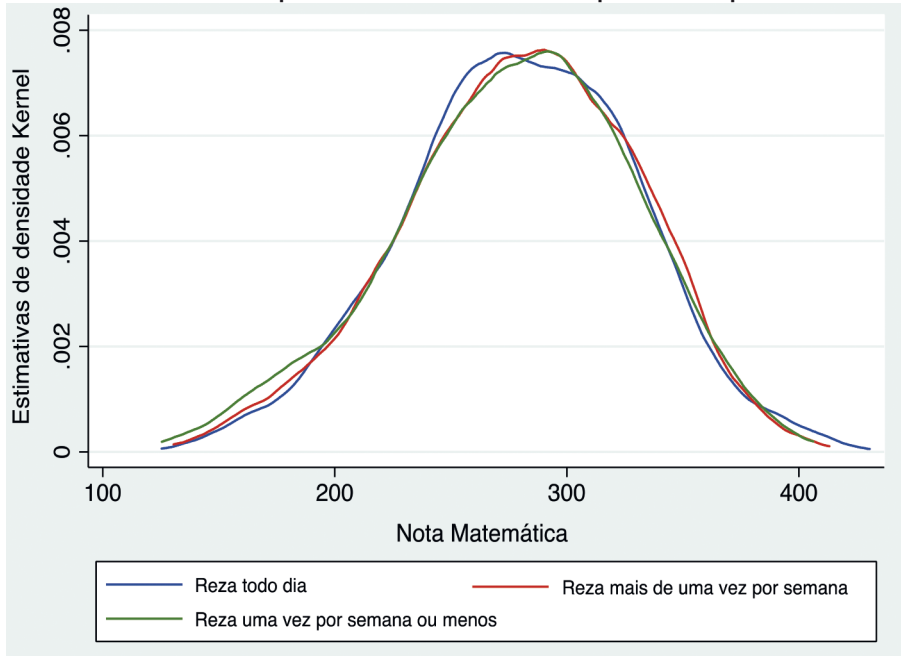
Elaboração dos autores.

Nota do editorial: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

Essa relação para a variável *reza* será vista nos gráficos 8 e 9.

GRÁFICO 8

### Densidade de kernel para a nota de matemática: frequência com que reza



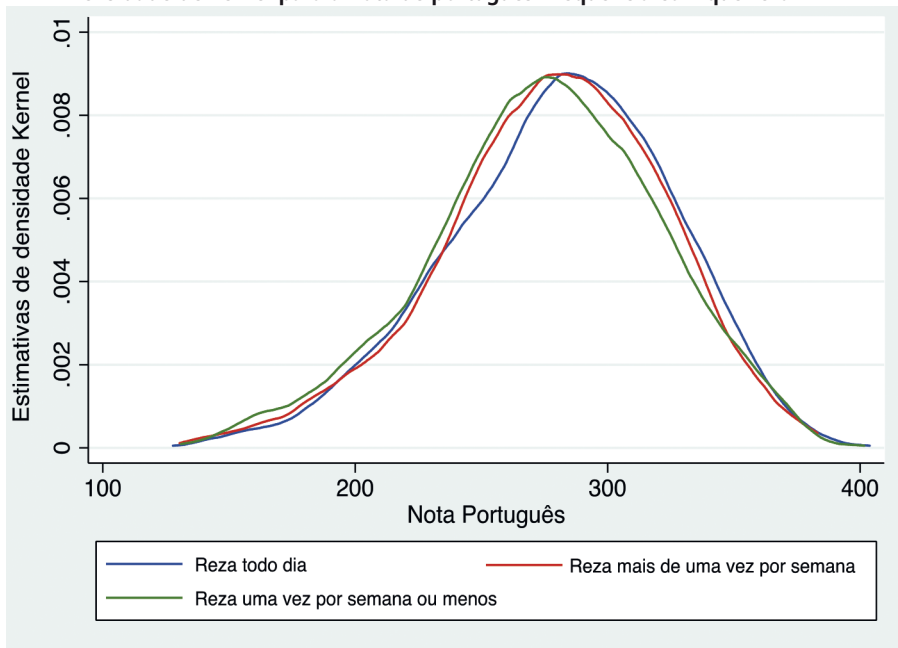
Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota do editorial: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

Na proficiência de português, a diferença entre as curvas é mais evidente. As curvas dos estudantes que rezam todo dia ou mais de uma vez por semana encontram-se mais à direita que a dos que rezam uma vez por semana ou menos. Para a proficiência de matemática, esta diferença é menos explícita, mas ainda assim é possível notar que para as notas mais altas estas duas curvas situam-se um pouco mais à direita que a dos que rezam uma vez por semana ou menos.

GRÁFICO 9

**Densidade de kernel para a nota de português: frequência com que reza**

Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota do editorial: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

Essa análise descritiva sinaliza o que pode ser encontrado nas estimações econométricas. Em primeiro lugar, espera-se identificar diferenças na contribuição das religiões na proficiência. É provável, por exemplo, que os católicos apresentem uma contribuição marginal maior nas notas do PROEB, principalmente em matemática. Em relação às outras religiões, não é possível ainda tirar conclusões. Entre as frequências religiosas, é provável que seja encontrada uma relação positiva em relação ao desempenho escolar. Pode-se esperar também uma relação positiva entre a frequência de reza e a proficiência, principalmente para a nota de português. Por fim, é possível que as relações entre religião e proficiência ocorram de forma diferente entre os percentis.

### 3 RESULTADOS

A tabela 2 resume os resultados das estimações de MQOs e regressão quantílica para os percentis de 10%, 25%, 50%, 75% e 90% para a nota de matemática no PROEB, com a variável de denominação religiosa separada de frequência. A escala de nota do PROEB varia de zero a quinhentos. Na amostra explorada nesta análise, a média para o PROEB de matemática é de 279,33, com desvio-padrão de 50,16, e para o de português é de 279,04, com desvio-padrão de 44,70, como pode ser verificado na tabela A.1 do apêndice A, de estatística descritiva. Lembre-se que este estudo fará uma análise comparativa dos resultados utilizando informações da prova do SAEB, em que as pontuações foram equalizadas empregando-se a escala com média de 250 e desvio-padrão igual a 50 para os alunos da oitava série do ensino fundamental em 1997. Segundo Fernandes e Natenzon (2003), isto significa que um aluno da quarta série, em 1999, com pontuação em matemática igual a 175, possui um desempenho que está 1,5 desvio-padrão abaixo da média de desempenho em matemática dos alunos da oitava série em 1997. Neste sentido, 0,5 desvio-padrão (25 pontos) representa um efeito marginal elevado. Até mesmo 20% (15 pontos) ou 10% de 1,5 desvio-padrão (7,5 pontos) continuam sendo valores razoavelmente altos, uma vez que 1,5 desvio-padrão representa todo o aprendizado de um estudante entre a quarta e a oitava série.

Como visto, a variável *religião* é composta por seis grupos e os resultados estão referidos em função do primeiro grupo, os *católicos* (variável omitida).<sup>4</sup> Como esperado, os resultados das *outras religiões* são piores que os dos *católicos* quando há significância. Para o segundo grupo, os *protestantes históricos*, os coeficientes não são significativos em nenhum modelo para a nota de matemática. Para os *pentecostais*, os resultados não foram significativos nos percentis 10% e 90%. No método de MQOs, ser *protestante pentecostal* está associado a um desempenho pior no PROEB de matemática de 7,71 pontos (0,15 desvio-padrão). O desempenho é ainda pior para os percentis de 25%, -8,31 pontos (0,17 desvio-padrão), 50%, -8,75 pontos (0,17 desvio-padrão)

4. Como o foco é a religiosidade, a escolha mais interessante para a categoria de referência seria a não religiosidade – o grupo dos sem religião. Entretanto, este grupo, além de ser pequeno (3%), é uma categoria interessante para ser mostrada na estimação. O católico não praticante é o *senso comum* do não religioso no Brasil, e a separação dos grupos praticante e não praticante dentro da denominação religiosa se faz importante neste estudo. Além disso, os católicos representam o maior grupo religioso da amostra (52%), favorecendo a escolha dos católicos não praticantes como referência. Caso a categoria de referência escolhida fosse algum dos grupos protestantes, a amostra também seria pequena, prejudicando a análise do estudo.



e 75%,  $-10,56$  pontos ( $0,21$  desvio-padrão). Ou seja, quanto maior o quantil, pior é a nota dos *protestantes pentecostais*.

TABELA 2

**Modelo 1: PROEB de matemática como variável dependente – denominação religiosa separada de frequência<sup>1</sup>**

PROEB Matemático	MQO	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Protestante histórico	0,335 (3,425)	-4,732 (5,949)	-1,345 (5,294)	-1,727 (4,528)	3,982 (4,521)	6,390 (5,647)
Protestante pentecostal	-7,717*** (2,980)	-5,526 (5,133)	-8,310* (4,663)	-8,752** (3,944)	-10,560*** (3,858)	-2,095 (4,765)
Protestante neopentecostal	-14,281** (6,361)	-13,834 (-9,546)	-17,059* (9,738)	-16,311* (8,387)	-19,418** (8,329)	-7,975 (10,487)
Outras	2,773 (5,759)	1,569 (10,255)	3,708 (9,101)	1,789 (7,518)	-2,296 (7,500)	4,477 (9,093)
Nenhuma	4,122 (6,709)	2,070 (12,294)	4,787 (10,304)	3,917 (8,861)	-8,390 (8,633)	-2,484 (10,364)
Frequenta	3,160 (2,186)	0,652 (3,793)	3,488 (3,388)	3,767 (2,890)	1,607 (2,813)	1,043 (3,443)
Reza todo dia	5,952** (2,852)	14,401*** (5,042)	7,754* (4,471)	1,512 (3,772)	3,435 (3,665)	1,845 (4,408)
Reza mais de uma vez por semana	8,504** (3,634)	20,370*** (6,280)	13,011** (5,627)	5,062 (4,793)	5,277 (4,710)	5,153 (5,696)
Idade certa	-1,776*** (0,380)	-3,920*** (0,376)	-3,052*** (0,436)	-2,006*** (0,504)	-1,725*** (0,636)	-1,128 (0,733)
Menina	-7,606*** (2,168)	-0,167 (3,781)	-8,909*** (3,374)	-10,974*** (2,864)	-8,680*** (2,835)	-8,961** (3,513)
Preta	-6,569 (3,133)	-0,930 (5,378)	-6,209 (4,847)	-9,849** (4,144)	-11,378*** (4,071)	4,800 (5,162)
Parda	-3,629 (2,414)	-5,857 (4,173)	-1,692 (3,760)	-3,134 (3,189)	-6,738** (3,149)	-4,281 (3,889)
Mudou de religião	-4,134 (3,635)	-3,826 (6,508)	-4,127 (5,711)	-0,617 (4,806)	-2,927 (4,780)	-2,805 (5,860)
Mãe mudou de religião	-5,203 (3,445)	-3,346 (5,768)	-2,636 (5,383)	-10,074** (4,545)	-4,526 (4,540)	-6,291 (5,611)
Até 1 SM	-23,411*** (3,228)	-19,424*** (5,605)	-21,325*** (4,997)	-25,120*** (4,268)	-25,806*** (4,211)	-26,292*** (5,298)
Mais de 2 SMs	7,810*** (2,273)	0,224 (3,914)	11,080*** (3,518)	8,795*** (3,007)	8,662*** (2,970)	6,686* (3,656)
Número de irmãos	-1,526*** (0,577)	-0,961 (0,993)	-1,805** (0,903)	-2,203*** (0,764)	-1,287* (0,773)	-0,945 (1,046)

(Continua)

(Continuação)

PROEB Matemático	MQO	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Educação do chefe: até a quarta série	-0,788 (2,493)	-8,195* (4,356)	-0,776 (3,897)	1,024 (3,297)	2,628 (3,221)	5,876 (3,953)
Educação do chefe: acima da oitava série	6,891*** (2,589)	6,934 (4,454)	5,402 (4,014)	8,242** (3,419)	8,498** (3,358)	13,988*** (4,165)
Chefe mãe	1,086 (2,140)	-0,015 (3,658)	1,646 (3,342)	1,870 (2,828)	1,712 (2,785)	-2,298 (3,474)
Rua asfaltada	0,865 (2,563)	6,046 (4,515)	0,461 (4,008)	4,345 (3,393)	-2,486 (3,323)	-3,618 (3,956)
Vizinhança de escola pouco violenta	2,872 (2,164)	-0,707 (3,786)	2,480 (3,378)	4,014 (2,859)	4,180 (2,831)	-0,167 (3,538)
Vizinhança de escola violenta	-0,706 (3,370)	0,666 (5,732)	1,352 (5,220)	0,321 (4,452)	-1,340 (4,362)	-9,857* (5,462)
Bolsa Família	3,539 (2,646)	6,167 (4,500)	2,118 (4,085)	4,889 (3,494)	3,840 (3,427)	2,914 (4,311)
Ano de 2009	1,169 (2,332)	1,489 (3,928)	0,531 (3,612)	1,738 (3,085)	0,074 (3,067)	1,123 (3,759)
Constante	284,395*** (4,873)	214,528*** (8,226)	254,414*** (7,696)	289,828*** (6,438)	323,287*** (6,332)	345,888*** (7,788)
$R^2$	0,10					
N	2.236	2.236	2.236	2.236	2.236	2.236

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Ver quadro 1 para a definição das variáveis.Obs.: 1. Um asterisco (\*) representa valor-*p* inferior a 0,1; dois asteriscos (\*\*), inferior a 0,05; e três asteriscos (\*\*\*), inferior a 0,01.

2. Erros-padrão entre parênteses.

Fernandes e Natenzon (2003) apontam que um aluno da quarta série possui um desempenho em matemática que está 1,5 desvio-padrão abaixo da média dos alunos da oitava série. Ressaltam que este é um valor alto, uma vez que 1,5 desvio-padrão representa a evolução do aprendizado de um aluno em quatro anos de estudo. Dez por cento deste valor são equivalentes a 0,15 desvio-padrão (7,5 pontos) e 20% equivalem a 0,30 desvio-padrão (15 pontos). Estes continuam sendo valores consideráveis no contexto de desempenho educacional. Viu-se que para os *protestantes pentecostais* a variação fica entre 0,17 desvio-padrão e 0,21 desvio-padrão. Ao realizar-se este exercício de comparação tendo em vista a prova do SAEB, pode-se ter uma dimensão do que realmente significam as magnitudes encontradas nas estimações. Pode-se perguntar o que representam 10 pontos a mais ou a menos na escala do PROEB e se isto é muito ou pouco.

Para o grupo dos *neopentecostais*, os resultados não foram significativos apenas para os percentis 10% e 90% e, assim como para o grupo anterior, apresentam coeficientes negativos quando comparados aos *católicos*, com uma magnitude ainda maior: 14,28 para o método de MQOs (0,28 desvio-padrão); 17,05 para o percentil de 25% (0,34 desvio-padrão); 16,31 para o de 50% (0,33 desvio-padrão); e 19,41 (0,39 desvio-padrão) para o de 75%. Os números indicam que ser *protestante pentecostal* pode representar uma desvantagem em relação a ser *católico*, principalmente para as notas mais altas da distribuição. Os desvios-padrão variam entre 0,28 e 0,39, ou entre 19% e 26% do valor de 1,5 desvio-padrão descrito por Fernandes e Natenzon (2003). Os resultados dos grupos *outras* e *nenhuma* religião não são significativos em nenhum modelo.

Para a segunda variável de interesse, *frequenta*, os resultados não são significativos em nenhum modelo, não sendo possível, portanto, afirmar que haja relação entre frequência religiosa e desempenho escolar, apesar de os coeficientes serem positivos. Para a terceira variável, *reza* (frequência de reza ou orações), a variável omitida na estimação foi a terceira: *reza uma vez ou menos por semana*. Os coeficientes são positivos tanto para *reza todo dia* quanto para *reza mais de uma vez por semana*, quando significativos, indicando uma influência positiva destas variáveis na nota em relação a *rezar uma vez ou menos por semana*. No modelo de MQOs, o jovem que reza todo dia pode obter uma nota 5,95 pontos (0,12 desvio-padrão) maior em relação àquele que reza uma vez ou menos por semana, e o mesmo se aplica para os percentis de 10% e 25%: 14,4 (0,29 desvio-padrão) e 7,75 (0,15 desvio-padrão), respectivamente. Rezar mais de uma vez por semana acarreta um aumento de 8,5 pontos (0,17 desvio-padrão) em relação à variável rezar uma vez ou menos por semana no modelo de MQOs. Esta relação se mantém para os percentis de 10% e 25%: 20,37 (0,41 desvio-padrão) e 13,01 pontos (0,26 desvio-padrão), respectivamente. Nota-se que para o percentil de 10% desta última variável o aumento equivale a 0,41 desvio-padrão, ou seja, um aluno no percentil de 10% que reza mais de uma vez por semana pode ter um desempenho quase 30% melhor que o que reza uma vez ou menos, ou quase 30% do aprendizado em quatro anos. O resultado da variável *rezar* é maior para os percentis mais baixos da distribuição de notas de matemática.

A variável *mudou de religião* não apresentou nenhum resultado significativo, não sendo possível, portanto, uma análise conclusiva sobre ela.

A variável *mãe mudou de religião* apresentou resultado significativo apenas para o percentil da mediana, indicando que jovens que são filhos de mães que mudaram de religião podem ter uma nota 10,07 pontos (0,20 desvio-padrão) mais baixa em relação aos demais no percentil 50%. As demais variáveis independentes, quando significativas, apresentaram resultados semelhantes aos encontrados pela literatura: relação negativa entre distorção idade-série e proficiência; pior desempenho das meninas em matemática; relação positiva entre renda e proficiência, assim como entre educação do chefe e proficiência; e relação negativa entre número de irmãos e desempenho escolar.

No modelo de MQOs, um jovem que tem renda familiar acima de dois SMs pode ter uma nota 7,8 pontos maior em comparação ao jovem com renda entre um e dois SMs. Esta mesma magnitude pode ser encontrada quando se compara um jovem *protestante pentecostal* a um *católico* no modelo de MQOs: o primeiro pode ter uma nota em matemática 7,7 pontos inferior. Este exercício de comparação é explorado na tabela 3. A parte de cima da tabela mostra tanto os coeficientes quanto os desvios-padrão mínimos e máximos para as variáveis tipicamente utilizadas pela literatura de educação, consideradas fundamentais no estudo de desempenho escolar. Mostra também a porcentagem de 1,5 que estes desvios-padrão representam, conforme descrito por Fernandes e Natenzon (2003). Na parte de baixo, estes mesmos valores são vistos para as variáveis de religião que apresentaram coeficientes significativos na tabela 2.

Observou-se que o desempenho do jovem *protestante pentecostal* foi pior no teste de matemática que o do *católico*. A magnitude deste resultado é maior que o de estar na série correta ou o de ter irmãos. Além disso, ele é semelhante aos de *sexo*, *cor preta*, *educação do chefe* e *renda superior a dois SMs*. Os desvios-padrão apresentados nas tabelas 2 e 3 mostram que ser *protestante pentecostal* pode ter uma importância maior ou semelhante à de variáveis consideradas importantes nos estudos de educação. O mesmo pode ser dito sobre os *protestantes neopentecostais*. Além da denominação religiosa, rezar com frequência também apresenta resultados com magnitudes consideráveis quando comparados às outras variáveis da tabela 1.

TABELA 3

**Modelo 1: variáveis independentes selecionadas – desvios-padrão<sup>1</sup>**

Variáveis	Coeficiente/pontos		Desvio-padrão		% de 1,5 desvio-padrão		Sinal predominante
	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	
Idade certa	1,73	3,92	0,03	0,08	2	5	–
Menina	7,61	10,97	0,15	0,22	10	15	–
Cor preta	6,57	11,38	0,13	0,23	9	15	–
Até 1 SM	19,42	26,29	0,39	0,52	26	35	–
Acima de 2 SMs	6,69	11,08	0,13	0,22	9	15	+
Número de irmãos	1,29	2,20	0,03	0,04	2	3	–
Educação do chefe: acima da oitava série	6,89	13,99	0,14	0,28	9	19	+
Protestante pentecostal	7,72	10,56	0,15	0,21	10	14	–
Protestante neopentecostal	14,28	19,42	0,28	0,39	19	26	–
Reza todo dia	7,75	14,40	0,15	0,29	10	19	+
Reza mais de uma vez por semana	8,50	20,37	0,17	0,41	11	27	+

Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Na amostra explorada nessa análise, a média para o PROEB de matemática é de 279,33, com desvio-padrão de 50,16.

A tabela 4 mostra as estimações quando a variável dependente é a nota do PROEB de português, ainda se considerando denominação religiosa separada de frequência.

TABELA 4

**Modelo 2: PROEB de português como variável dependente – denominação religiosa separada de frequência<sup>1</sup>**

PROEB Matemático	MQO	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Protestante histórico	6,084** (2,981)	5,220 (5,861)	3,200 (4,755)	2,736 (3,315)	6,878* (4,175)	12,738*** (4,596)
Protestante pentecostal	-3,543 (2,594)	-5,113 (5,172)	-7,165* (4,159)	-7,154** (2,873)	-3,299 (3,607)	4,445 (4,05)
Protestante neopentecostal	-13,600** (5,536)	-17,114 (10,974)	-21,329** (8,608)	-16,886*** (6,134)	-16,238** (7,492)	-1,115 (8,166)
Outras	7,672 (5,012)	12,791 (9,747)	13,923* (8,006)	4,246 (5,574)	3,863 (6,965)	11,315 (7,912)
Nenhuma	7,219 (5,840)	6,540 (11,666)	9,991 (9,429)	-1,778 (6,397)	0,320 (8,082)	7,306 (8,920)

(Continua)

(Continuação)

PROEB Matemático	MQO	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Frequenta	1,375 (1,902)	-2,102 (3,725)	-0,253 (3,065)	2,144 (2,115)	1,651 (2,624)	1,541 (2,811)
Reza todo dia	6,572*** (2,482)	8,506* (4,918)	10,638*** (3,963)	6,165** (2,737)	6,278* (3,361)	-2,950 (3,826)
Reza mais de uma vez por semana	6,593** (3,163)	14,203** (5,993)	11,478** (5,035)	4,735 (3,496)	6,700 (4,345)	-1,720 (4,921)
Idade certa	-1,683*** (0,331)	-4,106*** (0,443)	-2,109*** (0,384)	-2,071*** (0,368)	-1,538*** (0,561)	-0,835 (0,762)
Menina	9,750*** (1,887)	13,834*** (3,560)	10,408*** (2,980)	10,542*** (2,097)	7,326*** (2,641)	6,989** (2,947)
Preta	-6,349** (2,727)	-6,719 (5,212)	-9,934 (4,296)	-4,377 (3,029)	-6,414* (3,793)	-5,097 (4,294)
Parda	-2,851 (2,101)	-2,617 (4,066)	-4,860 (3,312)	-1,358 (2,335)	-3,123 (2,910)	-4,821 (3,254)
Mudou de religião	-0,900 (3,164)	-0,662 (6,529)	-0,701 (5,171)	2,544 (3,503)	-1,177 (4,329)	-7,299 (4,836)
Mãe mudou de religião	-4,250 (2,998)	0,829 (5,689)	-1,480 (4,798)	-5,126 (3,301)	-5,482 (4,081)	-4,478 (4,447)
Até 1 SM	-22,843*** (2,810)	-19,661*** (5,375)	-19,779*** (4,435)	-24,424*** (3,117)	-27,385*** (3,862)	-21,277*** (4,380)
Mais de 2 SMs	7,436*** (1,979)	10,249*** (3,855)	7,940** (3,126)	6,771*** (2,199)	3,485 (2,744)	5,794* (3,142)
Número de irmãos	-1,713*** (0,502)	-1,715* (0,968)	-1,988** (0,797)	-1,942*** (0,557)	-1,530** (0,707)	-1,744** (0,840)
Educação do chefe: até a quarta série	-2,481 (2,170)	-12,166*** (4,238)	-0,516 (3,449)	-0,559 (2,411)	1,079 (2,995)	1,494 (3,300)
Educação do chefe: acima da oitava série	5,515** (2,254)	1,868 (4,332)	7,446** (3,544)	3,878 (2,506)	4,402 (3,102)	10,009*** (3,568)
Chefe mãe	0,306 (1,863)	-4,108 (3,567)	-2,226 (2,963)	2,749 (2,072)	1,164 (2,591)	2,639 (2,940)
Rua asfaltada	2,077 (2,231)	-1,607 (4,470)	2,176 (3,583)	3,744 (2,479)	4,100 (3,042)	-0,425 (3,480)
Vizinhança de escola pouco violenta	6,155*** (1,884)	4,448 (3,638)	5,666* (2,979)	7,622*** (2,093)	6,254** (2,616)	7,355** (2,996)
Vizinhança de escola violenta	5,248* (2,933)	-1,131 (5,677)	4,937 (4,660)	11,311*** (3,260)	6,642 (4,044)	7,532* (4,506)
Bolsa Família	2,968 (2,303)	4,237 (4,456)	3,362 (3,690)	0,397 (2,558)	0,011 (3,181)	3,475 (3,646)

(Continua)

(Continuação)

PROEB Matemático	MQO	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Ano de 2009	-4,301** (2,030)	-4,232 (3,821)	-5,846* (3,209)	-4,305* (2,253)	-5,555** (2,806)	-4,901 (3,141)
Constante	271,865*** (4,241)	225,481*** (8,120)	245,456000 (6,816)	271,036*** (4,717)	302,122*** (5,901)	329,823*** (6,705)
R <sup>2</sup>	0,12					
N	2.236	2.236	2.236	2.236	2.236	2.236

Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: 1. Informações no nível das escolas e das turmas não foram incluídas no modelo, conforme explicado na nota de rodapé nº 3, na subseção 2.2.6.

Obs.: 1. Um asterisco (\*) representa valor-*p* inferior a 0,1; dois asteriscos (\*\*), inferior a 0,05; e três asteriscos (\*\*\*), inferior a 0,01.

2. Erros-padrão entre parênteses.

Os resultados são semelhantes aos descritos anteriormente. Por isso, será dado destaque apenas àqueles que são diferentes, ou de alguma forma curiosos, das variáveis independentes de interesse. O primeiro resultado curioso, observado na tabela 4 é o coeficiente de *protestantes históricos*, que, além de significativo para três modelos, apresenta sinal positivo, indicando que este grupo religioso exibe um desempenho melhor em português quando comparado aos *católicos*, como ressaltado pela análise descritiva não paramétrica. Para o modelo de MQOs, este valor é de 6,08 pontos (0,14 desvio-padrão) e para os percentis de 75% e 90% são de 6,87 pontos (0,15 desvio-padrão) e 12,73 pontos (0,28 desvio-padrão), respectivamente. Este coeficiente praticamente dobra ao se analisar o último percentil da distribuição das notas. Entre as práticas desta religião, destacam-se a leitura diária da Bíblia e a valorização da educação e da capacidade de interpretação da leitura, especialmente da Bíblia. Tais hábitos poderiam explicar os coeficientes encontrados apenas para a prova de português. Em relação aos outros grupos religiosos, os resultados se assemelham aos do PROEB de matemática, mas os *protestantes pentecostais* tiveram um desempenho um pouco melhor na prova de português e os *neopentecostais*, em matemática. Além disso, o grupo *outras religiões* obteve um coeficiente positivo e significativo de 13,92 pontos (0,31 desvio-padrão) para o percentil de 50% em relação aos *católicos*.<sup>5</sup>

5. A tabela A.1 do apêndice A contém os desvios-padrão de variáveis independentes selecionadas para o modelo 2, possibilitando o mesmo exercício de comparação realizado com o modelo 1. Assim como na tabela 3, os números mostram que variáveis de religião podem ter resultados iguais aos de importantes variáveis utilizadas em pesquisas de educação, ou até maiores.

A tabela 5 apresenta os resultados das estimações quando a variável dependente é o PROEB de matemática e as variáveis de denominação e frequência religiosa estão agrupadas.

TABELA 5

**Modelo 3: PROEB de matemática como variável dependente – denominação e frequência na mesma variável<sup>1</sup>**

PROEB Matemático	MQO	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Católico praticante	3,027 (2,654)	1,783 (4,825)	4,793 (3,898)	1,333 (3,056)	1,519 (3,527)	3,317 (4,458)
Protestante histórico esporádico	0,665 (3,085)	-7,873 (10,266)	-4,038 (8,935)	-6,666 (6,994)	7,627 (8,042)	10,563 (10,513)
Protestante histórico praticante	3,400 (3,937)	-3,978 (6,955)	3,177 (5,791)	1,424 (4,537)	5,874 (5,288)	7,697 (6,604)
Protestante pentecostal esporádico	-10,106* (5,282)	-4,842 (9,054)	-6,250 (7,767)	-13,542** (6,089)	-15,314** (7,074)	-7,422 (8,562)
Protestante pentecostal praticante	-3,778 (3,570)	-6,544 (6,264)	-5,617 (5,308)	-4,468 (4,102)	-5,985 (4,759)	2,663 (6,142)
Protestante neopentecostal esporádico	-15,319 (9,798)	-5,898 (16,411)	-14,954 (14,373)	-28,861*** (11,119)	-35,324*** (12,924)	-3,137 (15,486)
Protestante neopentecostal praticante	-10,487 (8,327)	-14,002 (14,307)	-19,594 (12,005)	-2,505 (9,515)	-14,285 (10,883)	-20,158 (13,638)
Outras	4,885 (5,907)	2,887 (10,186)	4,471 (8,845)	3,644 (6,752)	0,410 (7,876)	1,761 (9,843)
Nenhuma	4,321 (6,760)	2,026 (11,735)	2,143 (9,861)	2,718 (7,733)	-5,852 (8,743)	0,078 (11,152)
Reza todo dia	5,902** (2,851)	13,443*** (5,188)	7,146* (4,243)	2,261 (3,276)	2,909 (3,754)	3,655 (4,559)
Reza mais de uma vez por semana	8,490** (3,636)	19,815*** (6,460)	11,895** (5,369)	5,712 (4,179)	5,535 (4,812)	5,186 (5,963)
Idade certa	-1,778*** (0,380)	-3,762*** (0,384)	-2,748*** (0,414)	-2,154*** (0,438)	-1,667** (0,648)	-1,175 (0,774)
Menina	-7,588*** (2,172)	-0,091 (3,913)	-8,914*** (3,212)	-10,843*** (2,499)	-8,586 (2,906)	-8,957** (3,723)
Preta	-6,514** (3,139)	-2,046 (5,473)	-5,389 (4,615)	-10,206*** (3,622)	-9,295** (4,164)	-1,404 (5,452)
Parda	-3,606 (2,419)	-5,908 (4,335)	-0,800 (3,583)	-2,803 (2,788)	-6,011* (3,231)	-6,628 (4,091)
Mudou de religião	-4,331 (3,645)	-3,785 (6,373)	-4,867 (5,423)	-1,225 (4,188)	-5,721 (4,929)	-2,801 (6,228)

(Continua)



(Continuação)

PROEB Matemático	MQO	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Mãe mudou de religião	-5,160 (3,451)	-4,412 (5,748)	-0,181 (5,095)	-9,401** (3,956)	-4,455 (4,674)	-6,802 (6,058)
Até 1 SM	-23,446*** (3,233)	-19,024*** (5,686)	-22,130*** (4,800)	-24,768*** (3,727)	-25,649*** (4,285)	-23,722*** (5,510)
Mais de 2 SMs	7,827*** (2,275)	0,012 (4,026)	9,903*** (3,329)	7,958*** (2,617)	8,586** (3,056)	7,562* (3,916)
Número de irmãos	-1,522*** (0,578)	-0,987 (1,004)	-1,767** (0,860)	-2,017*** (0,666)	-1,500* (0,792)	-0,638 (1,098)
Educação do chefe: até a quarta série	-0,785 (2,496)	-8,327* (4,426)	-0,016 (3,708)	0,481 (2,874)	3,056 (3,307)	4,830 (4,167)
Educação do chefe: acima da oitava série	6,895*** (2,591)	7,222 (4,588)	5,296 (3,817)	8,680*** (2,973)	9,584*** (3,433)	11,597*** (4,373)
Chefe mãe	1,140 (2,142)	-0,234 (3,759)	1,717 (3,176)	1,542 (2,466)	1,556 (2,858)	-0,910 (3,646)
Rua asfaltada	0,813 (2,565)	6,677 (4,640)	1,810 (3,820)	5,739* (2,945)	-3,490 (3,426)	-0,701 (4,248)
Vizinhança de escola pouco violenta	2,893 (2,167)	-1,762 (3,855)	2,586 (3,210)	3,767 (2,495)	3,961 (2,908)	0,623 (3,711)
Vizinhança de escola violenta	-0,649 (3,373)	1,270 (5,987)	0,797 (4,937)	1,329 (3,880)	-0,735 (4,474)	-9,758* (5,693)
Bolsa Família	3,525 (2,649)	6,411 (4,639)	2,919 (3,885)	3,371 (3,047)	3,161 (3,508)	5,189 (4,550)
Ano de 2009	1,139 (2,336)	1,745 (4,025)	0,022 (3,425)	2,701 (2,687)	-0,249 (3,150)	1,124 (3,931)
Constante	284,470*** (4,914)	214,777*** (8,560)	252,680*** (7,370)	289,479*** (5,650)	323,875*** (6,560)	341,307*** (8,371)
$R^2$	0,10					
N	2.236	2.236	2.236	2.236	2.236	2.236

Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: 1 Ver quadro 1 para a definição das variáveis.

Obs.: 1. Um asterisco (\*) representa valor-*p* inferior a 0,1; dois asteriscos (\*\*), inferior a 0,05; e três asteriscos (\*\*\*), inferior a 0,01.

2. Erros-padrão entre parênteses.

Novamente, os resultados são muito semelhantes aos já descritos nas duas tabelas anteriores e não serão abordados novamente, com exceção das novas variáveis religiosas. O grupo religioso omitido na estimação da tabela 5 é o dos *católicos esporádicos*. Vê-se que os dois grupos que apresentaram

resultados significativos quando comparados ao omitido foram os *protestantes pentecostais esporádicos* e os *protestantes neopentecostais esporádicos*: em ambos o sinal dos coeficientes é negativo, indicando um desempenho pior ao do grupo de comparação. O primeiro deles apresentou resultados significativos nas estimações de MQOs,  $-10,10$  pontos ( $0,20$  desvio-padrão); no percentil de 50%,  $-13,54$  pontos ( $0,27$  desvio-padrão); e no percentil de 75%,  $-15,31$  pontos ( $0,31$  desvio-padrão). Ele é mais negativo nos percentis maiores. Para o grupo dos *neopentecostais esporádicos*, os coeficientes foram significativos para os percentis de 50% e 75% em  $-28,86$  pontos ( $0,58$  desvio-padrão) e  $-35,32$  pontos ( $0,70$  desvio-padrão), respectivamente. Nota-se que a magnitude dos resultados é maior neste caso, quando comparados aos das duas primeiras tabelas analisadas. Além disso, a magnitude dos coeficientes e dos desvios-padrão encontrados para os *neopentecostais esporádicos* é maior que a de qualquer outra variável analisada, inclusive renda. Isto indica que, apesar de os resultados para a variável de *frequência* religiosa não terem sido significativos, a combinação de denominação e frequência pode ser uma variável importante para entender o desempenho escolar dos jovens.

A tabela 6 mostra os desvios-padrão para o modelo 3.

TABELA 6

**Modelo 3: variáveis independentes selecionadas – desvios-padrão<sup>1</sup>**

Variáveis	Coeficiente/pontos		Desvio-padrão		% de 1,5 desvio-padrão		Sinal predominante
	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	
Idade certa	1,67	3,76	0,03	0,07	2	5	–
Menina	7,59	10,84	0,15	0,22	10	14	–
Cor preta	6,51	10,21	0,13	0,20	9	14	–
Até 1 SM	19,02	25,65	0,38	0,51	25	34	–
Acima de 2 SMs	7,56	9,90	0,15	0,20	10	13	+
Número de irmãos	1,50	2,02	0,03	0,04	2	3	–
Educação do chefe: acima da oitava série	6,90	11,60	0,14	0,23	9	15	+
Protestante pentecostal esporádico	10,11	15,31	0,20	0,31	13	20	–
Protestante neopentecostal esporádico	28,86	35,32	0,58	0,70	38	47	–
Reza todo dia	5,90	13,44	0,12	0,27	8	18	+
Reza mais de uma vez por semana	8,49	11,90	0,17	0,24	11	16	+

Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Na amostra explorada nesta análise, a média para o PROEB de matemática é de 279,33, com desvio-padrão de 50,16.

A magnitude dos resultados do grupo dos *protestantes neopentecostais esporádicos* pode chegar a quase 50% de 1,5 desvio-padrão, quase um terço do que um estudante pode aprender entre a 4ª e a 8ª séries, o que, mais uma vez, corrobora a importância de se passar a considerar variáveis de religião em estudos de educação.

A tabela 7 mostra os resultados econométricos quando a variável dependente é a junção de denominação e frequência religiosa para a nota de português.

TABELA 7

**Modelo 4: PROEB de português como variável dependente – denominação e frequência na mesma variável<sup>1</sup>**

PROEB Matemático	MQO	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Católico praticante	0,593 (2,308)	-1,046 (4,443)	-3,227 (3,625)	2,813 (3,138)	2,785 (3,379)	-2,588 (2,861)
Protestante histórico esporádico	6,291 (5,292)	19,538* (10,257)	1,217 (8,118)	8,892 (7,146)	5,351 (7,706)	-2,764 (6,397)
Protestante histórico praticante	7,147** (3,424)	3,439 (6,589)	2,099 (5,388)	5,196 (4,646)	8,821* (5,116)	14,184*** (4,366)
Protestante pentecostal esporádico	-11,011** (4,593)	-18,967** (8,428)	-18,266** (7,185)	-11,596* (6,243)	-3,218 (6,801)	0,472 (5,792)
Protestante pentecostal praticante	-0,018 (3,105)	-1,175 (5,957)	-5,302 (4,839)	0,062 (4,213)	-0,675 (4,598)	5,513 (3,881)
Protestante neopentecostal esporádico	-13,612 (8,521)	-18,678 (15,232)	-2,845 (13,201)	-6,271 (11,408)	-16,709 (12,436)	-25,718*** (9,926)
Protestante neopentecostal praticante	-12,822* (7,242)	-13,503 (13,370)	-23,686** (10,992)	-16,614* (9,746)	-6,848 (10,431)	3,946 (8,789)
Outras	8,373 (5,137)	15,048 (9,940)	12,596 (8,129)	6,831 (6,977)	3,950 (7,596)	7,984 (6,428)
Nenhuma	7,193 (5,878)	9,700 (11,581)	9,052 (9,249)	-1,058 (7,867)	-0,003 (8,555)	6,676 (7,359)
Reza todo dia	6,373** (2,479)	5,616 (4,843)	9,775** (3,923)	5,973* (3,365)	6,279* (3,589)	-2,089 (3,021)
Reza mais de uma vez por semana	6,453** (3,162)	10,066* (5,899)	9,283* (4,952)	4,304 (4,275)	6,781 (4,637)	-1,456 (3,877)
Idade certa	-1,689*** (0,331)	-3,281*** (0,437)	-2,021*** (0,372)	-2,063*** (0,447)	-1,662*** (0,598)	-0,993 (0,617)
Menina	9,842*** (1,889)	14,855*** (3,590)	11,597*** (2,939)	9,568*** (2,564)	6,779** (2,808)	7,326*** (2,392)

(Continua)

(Continuação)

PROEB Matemático	MQO	Percentil 10	Percentil 25	Percentil 50	Percentil 75	Percentil 90
Preta	-6,181** (2,730)	-6,091 (5,204)	-10,640** (4,231)	-4,688 (3,701)	-7,196* (4,026)	-3,713 (3,429)
Parda	-2,713 (2,104)	-0,616 (3,994)	-5,287 (3,250)	-1,310 (2,853)	-3,408 (3,085)	-4,149 (2,580)
Mudou de religião	-1,304 (3,169)	-3,026 (6,268)	-2,387 (5,074)	1,496 (4,270)	-0,577 (4,610)	-5,477 (3,946)
Mãe mudou de religião	-4,336 (3,001)	0,319 (5,454)	-0,857 (4,682)	-5,721 (4,029)	-5,340 (4,364)	-5,614 (3,612)
Até 1 SM	-22,874*** (2,812)	-18,799*** (5,426)	-19,630*** (4,364)	-23,845*** (3,815)	-26,876*** (4,152)	-18,949*** (3,479)
Mais de 2 SMs	7,471*** (1,979)	10,353*** (3,820)	8,172*** (3,074)	7,162*** (2,685)	4,172 (2,921)	6,962*** (2,501)
Número de irmãos	-1,697*** (0,502)	-1,753* (0,949)	-2,137*** (0,785)	-1,868*** (0,681)	-1,496** (0,754)	-1,523** (0,681)
Educação do chefe: até a quarta série	-2,468 (2,170)	-15,812*** (4,188)	-0,872 (3,400)	-0,257 (2,942)	0,870 (3,173)	1,255 (2,657)
Educação do chefe: acima da oitava série	5,558** (2,253)	0,464 (4,291)	7,848** (3,492)	5,125* (3,060)	4,631 (3,300)	10,568*** (2,870)
Chefe mãe	0,445 (1,863)	-5,809 (3,550)	-2,008 (2,918)	3,488 (2,526)	1,077 (2,754)	0,869 (2,347)
Rua asfaltada	1,960 (2,231)	-1,619 (4,449)	1,823 (3,550)	3,426 (3,025)	3,657 (3,244)	-3,769 (2,775)
Vizinhança de escola pouco violenta	6,262*** (1,884)	5,716 (3,605)	5,187* (2,938)	7,263*** (2,558)	6,748** (2,788)	6,648*** (2,397)
Vizinhança de escola violenta	5,409* (2,933)	-1,698 (5,501)	3,778 (4,598)	11,794*** (3,963)	7,102* (4,298)	6,491* (3,679)
Bolsa Família	2,927 (2,304)	5,169 (4,453)	2,231 (3,622)	0,023 (3,122)	0,721 (3,389)	1,949 (2,903)
Ano de 2009	-4,418** (2,031)	-4,497 (3,769)	-6,383** (3,167)	-4,234 (2,755)	-4,986 (2,988)	-5,344** (2,510)
Constante	272,215*** (4,273)	226,059*** (8,095)	248,015*** (6,765)	270,839*** (5,802)	301,704*** (6,346)	333,807*** (5,299)
R <sup>2</sup>	0,13					
N	2.236					

Fonte: Pesquisa jovem de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Informações no nível das escolas e das turmas não foram incluídas no modelo, conforme explicado na nota de rodapé nº 3, na subseção 2.2.6.Obs.: 1. Um asterisco (\*) representa valor-*p* inferior a 0,1; dois asteriscos (\*\*), inferior a 0,05; e três asteriscos (\*\*\*), inferior a 0,01.

2. Erros-padrão entre parênteses.

Na tabela 7, entre os grupos religiosos considerados, apenas dois não apresentaram significância quando comparados aos *católicos esporádicos*: os *católicos praticantes* e os *pentecostais praticantes*. Confirmando os resultados da tabela 5, o resultado dos *protestantes históricos* dos grupos *esporádicos* e *praticantes* foi positivo em comparação ao dos *católicos esporádicos*. Uma possível explicação, como já destacado, pode ser a valorização excessiva da leitura da Bíblia por esta religião. Os *protestantes históricos esporádicos* obtiveram coeficiente positivo e significativo para o percentil de 10%, em uma magnitude de 19,53 pontos (0,44 desvio-padrão). Os *protestantes históricos praticantes* apresentaram um coeficiente positivo de 7,14 pontos no método de MQOs (0,16 desvio-padrão), 8,82 no percentil de 75% (0,20 desvio-padrão) e 14,18 no de 90% (0,32 desvio-padrão). O desempenho dos *pentecostais esporádicos* na nota de português foi inferior ao dos *católicos* em 11,01 pontos no método de MQOs (0,25 desvio-padrão), 18,96 no percentil de 10% (0,42 desvio-padrão), 18,26 no percentil de 25% (0,41 desvio-padrão) e 11,59 no percentil de 50% (0,26 desvio-padrão). Observa-se que o resultado negativo é maior para os percentis mais baixos. O coeficiente dos *neopentecostais esporádicos* foi significativo no percentil de 90%, de -25,71 (0,58 desvio-padrão). Por fim, os *neopentecostais praticantes* tiveram um desempenho pior que o dos *católicos esporádicos* em 12,82 pontos (0,29 desvio-padrão) nos MQOs, 23,68 no percentil de 25% (0,53 desvio-padrão) e 16,61 no percentil de 50% (0,37 desvio-padrão).<sup>6</sup>

Os resultados econométricos encontrados neste trabalho reafirmam as previsões das pesquisas sobre o tema e reforçam a necessidade de se utilizarem variáveis de religião nas análises de desempenho escolar. Assim como em Glanville, Hernández e Sikkink (2008), verificou-se aqui que a participação religiosa interfere no desempenho e no aproveitamento escolar.

Apesar da não significância da variável *frequenta* (variável binária que assume valor 1 se o jovem for praticante e 0 se não for) nos dois primeiros grupos de estimação, foram obtidos alguns resultados curiosos quando esta variável foi analisada com a denominação religiosa. Isto indica não só que esta pode ser uma variável importante, mas também que, quando combinada com a denominação, pode apresentar magnitudes relevantes, comparáveis

6. A tabela A.3 do apêndice A contém os desvios-padrão de variáveis independentes selecionadas para o modelo 4, possibilitando o mesmo exercício de comparação realizado com o modelo 3 e confirmando a influência das variáveis de religião no desempenho dos jovens na escola.

aos efeitos de renda. A associação entre frequência religiosa e desempenho dos jovens na escola já foi apontada por Regnerus e Elder (2003). Os autores mostram que a vulnerabilidade da porcentagem de jovens que frequentam cultos religiosos semanalmente é significativamente menor que para a porcentagem de jovens que frequentam menos que uma vez por mês ou não frequentam cultos religiosos. Coutinho (2011) ressaltou a importância de combinar denominação e frequência religiosa no contexto brasileiro.

A análise do desvio-padrão mostrou a importância da magnitude dos coeficientes encontrados para as variáveis de religião, que podem ser maiores que as de *background*, já exaustivamente investigadas pela literatura. Este exercício de comparação do desvio-padrão confirmou os achados de Donahue e Benson (1995), de que a influência da religião se mostra tão forte quanto muitas das variáveis de *background* frequentemente citadas como determinantes de atitudes e comportamentos.

A confirmação, pelos resultados econométricos, dos achados da análise não paramétrica reforça a importância da utilização de métodos não paramétricos. Estes representam um avanço em investigações descritivas de variáveis, uma vez que se estruturam em pressupostos mínimos sobre os processos que geram as informações e garantem maior liberdade para se estabelecerem relações entre variáveis. Assim, evitam que a definição de hipóteses ou a imposição de restrições à relação entre as variáveis de interesse sejam feitas de forma equivocada.

#### 4 DISCUSSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou investigar a relação entre religião e desempenho educacional, controlando as características individuais, o *background* familiar e a situação socioeconômica. Com este trabalho procurou-se demonstrar a importância da religião no estudo da educação, assim como contribuir para uma bibliografia praticamente inexistente no Brasil. A composição religiosa do país passou por grandes mudanças nas últimas décadas. O crescimento recente do protestantismo chamou a atenção para possíveis consequências sociais, demográficas e culturais da conversão religiosa.

As estimações econométricas realizadas neste trabalho confirmam os resultados encontrados na análise descritiva não paramétrica. Verificou-se que a religião está, de fato, relacionada ao desempenho dos alunos de forma diferenciada ao longo da distribuição das notas, isto é, está associada a um

aluno que tira notas piores (por exemplo, que se encontra no percentil de 10%) de forma diferente que a um aluno com notas boas (por exemplo, situado no percentil de 90%), como se observa na nota de português dos *protestantes históricos*.

Confirma-se ainda que os *católicos* obtiveram melhores desempenhos em matemática que os demais. Além disso, como também visto na análise não paramétrica, o grupo dos *protestantes históricos* saiu-se melhor em português e foi o único grupo que teve um desempenho superior ao dos *católicos*, cujas notas, por sua vez, ficaram acima das dos protestantes *pentecostais* e *neopentecostais*. Uma possível explicação para este resultado é o foco dos *protestantes históricos* na leitura da Bíblia e em interpretação de textos, atividades diretamente relacionadas a habilidades requeridas no aprendizado de português.

A variável *frequenta*, referente à frequência a igrejas e cultos religiosos – variável binária que assume valor 1 se o jovem for praticante e 0 se não for –, não apresentou coeficientes significativos. Contudo, quando agregada à de denominação religiosa, nos modelos 3 e 4, obtém alguns resultados significativos, evidenciando que pode ter um papel importante no desempenho escolar.

A variável *reza* (com que frequência reza, ora ou faz suas preces em casa ou em outro local que não o da cerimônia religiosa) se mostrou bastante significativa nos quatro grupos de estimação e confirmou as previsões da análise não paramétrica. O estudo indicou que jovens que *rezam todos os dias* ou *mais de uma vez por semana* têm mais chances de obter notas melhores em matemática e português que os que *rezam uma vez ou menos por semana*. Não há grande diferença entre aqueles que *rezam todos os dias* e os que *rezam mais de uma vez por semana*, mostrando que rezar é importante, independentemente da frequência. Este resultado foi mais significativo nos quantis mais baixos da distribuição das notas. Poder-se-ia então inferir que um maior envolvimento religioso está associado positivamente à trajetória escolar, confirmando-se as conclusões da literatura sobre o tema.

É importante ressaltar a inovação e a importância da análise nos diferentes quantis, não aplicada até então em trabalhos sobre religião e desempenho escolar. Apesar de a análise não fornecer um padrão, foram obtidos alguns resultados interessantes. Um exemplo é o dos *protestantes*

*neopentecostais esporádicos* na proficiência de matemática: nos percentis de 50% e 75%, tendem a obter resultados piores que os *católicos esporádicos* em 28 pontos e 35 pontos, respectivamente. Este fato não seria constatado apenas com a análise de MQOs. Além disso, como visto, o papel da variável *reza* é muito mais significativo nos percentis mais baixos.

Para se ter uma dimensão dos resultados encontrados neste estudo, foi feita uma comparação entre as provas do PROEB e as do SAEB. Foi visto que um jovem *protestante pentecostal* apresenta um desempenho pior no teste de matemática quando comparado aos *católicos*. A magnitude deste resultado é maior que a de estar na série correta ou a de ter irmãos, variáveis bastante exploradas pelos estudos de educação. Além disso, é semelhante à magnitude de sexo, cor preta, educação do chefe e renda acima de dois SMs. Para os *protestantes neopentecostais*, a magnitude dos coeficientes é semelhante à dos dois grupos de renda utilizados neste trabalho. Além da denominação religiosa, rezar com frequência também apresenta resultados com magnitudes consideráveis. *Rezar mais de uma vez por semana* ou ser *protestante neopentecostal* pode ter uma associação semelhante à de ter uma renda domiciliar mensal de até um SM. Ao realizar-se esse exercício de comparação do desvio-padrão das variáveis independentes de interesse com as de outras variáveis que já foram exaustivamente exploradas pela literatura, evidencia-se a importância das variáveis de religião no estudo de desempenho escolar.

É importante ressaltar que a subpopulação analisada possui características muito específicas: jovens da RMBH, residentes muitas vezes em municípios com baixo IDH-M, que chegaram até o terceiro ano do colegial. Seria interessante replicar este exercício para outras subpopulações, preferencialmente com um número de observações maior. Este estudo só foi possível devido ao rico questionário *Pesquisa jovem*, que trouxe perguntas inéditas sobre religião no Brasil. Para que trabalhos futuros possam ser feitos em bases mais consistentes, é fundamental a inclusão de variáveis de religião e religiosidade em questionários de pesquisas, inclusive nas de âmbito nacional, como o Censo Demográfico e a PNAD.

A recente mudança do quadro religioso brasileiro corrobora a importância de estudos sobre o tema. Destrinchar o papel que as religiões têm na vida do adolescente em diversas áreas de atuação, especialmente na educação, pode ajudar os formuladores de políticas públicas a avaliar melhor os resultados de programas sociais e de incentivo à formação escolar,



assim como repensar novas políticas. A religião é uma variável demográfica importante, assim como sexo, idade e raça, e deve ser levada em consideração pelas políticas públicas. Uma subpopulação de maioria protestante pode responder de forma diferente a uma política que uma de maioria católica. Um estudo mais aprofundado dos comportamentos de cada grupo religioso pode ser muito valioso não só na aplicação, mas também, principalmente, na avaliação de uma política. Deixar de considerar esta variável pode levar a uma avaliação enviesada de determinado programa.

É importante ressaltar que em nenhum momento este trabalho sugeriu que uma possível política seria a construção de igrejas ou escolas religiosas. O estudo de variáveis como religião pode dar margem a falsas conclusões ou a questionamentos por parte dos leitores sobre o que fazer com os resultados encontrados. Em um Estado democrático e laico, seria absurdo pensar em uma política de incentivo à conversão religiosa da população. A intenção deste estudo é ressaltar a importância desta variável como um componente demográfico, que deve ser considerado em estudos de educação e em avaliações de políticas públicas. Há décadas, estuda-se a diferença do desempenho educacional de brancos e negros. Estes estudos contribuíram para o surgimento de muitos programas com o objetivo de diminuir a desigualdade. Da mesma forma, o estudo aprofundado das religiões pode trazer resultados interessantes para as políticas e futuros programas focados nas populações mais vulneráveis. Como as conversões religiosas ocorrem em maior quantidade nas populações de baixa renda, o estudo da religião e de sua associação com desempenho escolar pode fornecer informações importantes para a elaboração de políticas que visam à diminuição da desigualdade social.

Este trabalho não pretende fazer nenhum juízo de valor da opção religiosa, mas sim, com base em resultados quantitativos, investigar a influência desta opção no comportamento socioeducacional do jovem. Enfatize-se que a religião não é o único meio pelo qual o adolescente pode ter contato com os fatores descritos neste estudo. Existem inúmeros programas e atividades que também podem oferecer estes benefícios para os jovens. Entretanto, organizações religiosas o fazem em uma grande escala e de maneira organizada e superestruturada (Smith, 2003).

O tema em questão tem sido pouco explorado por economistas, principalmente no Brasil, porque estes não o consideram capaz de fornecer contribuições relevantes para os modelos de desempenho educacional.

Espera-se que este trabalho possa contribuir para enfatizar a importância da religião no estudo da educação e de outras variáveis, assim como para a bibliografia escassa no Brasil.

## ABSTRACT

The importance of religion in studies of educational achievement has been highlighted by recent research and by many international studies, but it is still a subject relatively unexplored by economists. These studies show that religious socialization is a process that normally operates apart from individual belief systems and organizational affiliations, and constitutes, even if accidentally, a form of social integration that leads to the strengthening of values, which in turn leads to better educational performance. The objective of this study is to investigate the impact of religion on educational performance, controlling for individual characteristics, family background and socioeconomic status. The methodology used is that of Ordinary Least Squares (OLS) and Quantile Regression. The data analyzed in this study are from the *Pesquisa jovem* longitudinal study.

**Keywords:** religion; religiosity; education; Região Metropolitana de Belo Horizonte; Pesquisa Jovem.

## REFERÊNCIAS

ANUATTI NETO, Francisco; NARITA, Renata del Tedesco. A influência da opção religiosa na acumulação de capital humano: um estudo exploratório. **Estudos econômicos**, São Paulo, v. 34, n. 3, p. 453-486, 2004.

COUTINHO, Raquel Zanatta. **A carne é fraca:** religião, religiosidade e iniciação sexual entre estudantes do ensino médio na Região Metropolitana de Belo Horizonte, 2008. 2011. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2011.

COUTINHO, Raquel Zanatta; GOLGHER, André Braz. **The changing landscape of religious affiliation in Brazil 1980-2010:** age, period and cohort perspectives. *In:* ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 27., ABEP. nov. 2012.

DONAHUE, Michael J.; BENSON, Peter L. Religion and the well-being of adolescents. **Journal of social issues**, v. 51, n. 2, p. 145-160, 1995.

FERNANDES, Reynaldo; NATENZON, Paulo Esteban. A evolução recente do rendimento escolar das crianças brasileiras: uma reavaliação dos dados do SAEB. **Estudos em avaliação educacional**, São Paulo, n. 28, p. 3-22, 2003.

GLANVILLE, Jennifer L.; HERNÁNDEZ, Edwin I.; SIKKINK, David. Religious involvement and educational outcomes: the role of social capital and extracurricular participation. **Sociological quarterly**, v. 49, p. 105-137, 2008.

LEHRER, Evelyn. Religion as a determinant of educational attainment: an economic perspective. **Social science research**, v. 28, n. 4, p. 358-379, Dec. 1999.

\_\_\_\_\_. Religion as a determinant of economic and demographic behavior in the United States. **Population and development review**, v. 30, n. 4, p. 707-726, 2004.

NERI, Marcelo. A ética pentecostal e o declínio católico. **Conjuntura econômica**, Rio de Janeiro, maio 2005.

REGNERUS, Mark D. Shaping schooling success: religious socialization and educational outcomes in metropolitan public schools. **Journal for the scientific study of religion**, v. 39, n. 3, p. 363-370, Sept. 2000.

REGNERUS, Mark D.; ELDER, Glen H. Religion and vulnerability among low-risk adolescents. **Social science research**, v. 32, n. 2, p. 633-658, 2003.

SMITH, Christian. Theorizing religious effects among American adolescents. **Journal for the scientific study of religion**, v. 42, n. 1, p. 17-30, 2003.

VERONA, Ana Paula de Andrade. **Sexual initiation and religion in Brazil**. 2010. Tese (Doutorado) – University of Texas at Austin, Austin, 2010.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALBERNAZ, Ângela; FERREIRA, Francisco H. G.; FRANCO, Creso. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, p. 453-476, dez. 2002.

BECKER, Gary Stanley. **Human capital and the personal distribution of income**. Ann Arbor: The University of Michigan Press, 1967. (Woytinsky Lecture, n. 1).

BECKER, Gary Stanley; CHISWICK, Barry R. Education and the distribution of earnings. **American economic review**, v. 56, p. 358-369, May 1966.

COLEMAN, James S.; HOFFER, Thomas. **Public and private high schools**. The impact of communities. New York: Basic Books, 1987.

NERI, Marcelo. **Novo mapa das religiões**. Rio de Janeiro: FGV, 2011.

SOARES, José Francisco; CÉSAR, Cibele Comini; MAMBRINI, Juliana. Determinantes de desempenho dos alunos do ensino básico brasileiro: evidências do SAEB de 1997. *In*: FRANCO, C. (Org.). **Avaliação, ciclos e promoção na educação**. Porto Alegre: ARTMED, 2001.

WILLMS, Jon Douglas; SOMERS, M.-A. **Schooling outcomes in Latin America**: a report for Unesco. Santiago de Chile: Unesco, 1999.

(Originais submetidos em dezembro de 2012. Última versão recebida em março de 2013. Aprovada em março de 2014.)

## APÊNDICES

### APÊNDICE A

TABELA A.1  
Análises descritivas

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
PROEB de matemática	3.517	279,33	50,16	125,3827	430,53
PROEB de português	3.517	279,04	44,70	127,834	403,84
Católico	2.957	0,55	0,50	0	1
Protestante histórico	2.957	0,14	0,34	0	1
Protestante pentecostal	2.957	0,18	0,38	0	1
Protestante neopentecostal	2.957	0,03	0,16	0	1
Outras	2.957	0,03	0,18	0	1
Nenhuma	2.957	0,07	0,26	0	1
Católico esporádico	2.842	0,30	0,46	0	1
Católico praticante	2.842	0,28	0,45	0	1
Protestante histórico esporádico	2.842	0,03	0,18	0	1
Protestante histórico praticante	2.842	0,11	0,31	0	1
Protestante pentecostal esporádico	2.842	0,05	0,21	0	1
Protestante pentecostal praticante	2.842	0,14	0,34	0	1
Protestante neopentecostal esporádico	2.842	0,01	0,10	0	1
Protestante neopentecostal praticante	2.842	0,02	0,13	0	1
Frequenta	3.080	0,58	0,49	0	1
Reza todo dia	3.192	0,64	0,48	0	1
Reza mais de uma vez por semana	3.192	0,16	0,36	0	1
Reza uma vez ou menos por semana	3.192	0,20	0,40	0	1
Idade certa	3.517	1,34	2,90	-1	50
Menina	3.515	0,61	0,49	0	1
Branca	2.995	0,26	0,44	0	1
Preta	2.995	0,18	0,39	0	1
Parda	2.995	0,26	0,44	0	1
Mudou de religião	3.025	0,21	0,41	0	1
Mãe mudou de religião	2.868	0,16	0,37	0	1
Até 1 SM	3.152	0,15	0,36	0	1
Entre 1 e 2 SMs	3.152	0,38	0,48	0	1
Mais de 2 SMs	3.152	0,48	0,50	0	1
Irmãos	3.127	2,53	2,00	0	15

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Educação do chefe: até a quarta série	3.007	0,37	0,48	0	1
Educação do chefe: entre a quinta e a oitava séries	3.007	0,32	0,47	0	1
Educação do chefe: acima da oitava série	3.007	0,31	0,46	0	1
Chefe mãe	3.185	0,37	0,48	0	1
Rua asfaltada	3.203	0,77	0,42	0	1
Vizinhança da escola nada violenta	3.139	0,46	0,50	0	1
Vizinhança da escola pouco violenta	3.139	0,43	0,50	0	1
Vizinhança da escola violenta	3.139	0,11	0,31	0	1
Bolsa Família	3.174	0,22	0,41	0	1
Ano de 2009	3.517	0,25	0,43	0	1

Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

TABELA A.2

**Modelo 2: variáveis independentes selecionadas – desvios-padrão<sup>1</sup>**

Variáveis	Coeficiente/pontos		Desvio-padrão		% de 1,5 desvio-padrão		Sinal predominante
	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	
Idade certa	1,54	4,11	0,03	0,09	2	6	-
Menina	6,99	13,83	0,16	0,31	10	21	+
Cor preta	6,41	9,93	0,14	0,22	10	15	-
Até 1 SM	19,66	27,39	0,44	0,61	29	41	-
Acima de 2 SMs	5,79	10,25	0,13	0,23	9	15	+
Número de irmãos	1,53	1,99	0,03	0,04	2	3	-
Educação do chefe acima da oitava série	5,52	10,01	0,12	0,22	8	15	+
Protestante histórico	6,08	12,74	0,14	0,19	9	19	+
Protestante pentecostal	7,15	7,17	0,16	0,11	11	11	-
Protestante neopentecostal	13,60	21,33	0,30	0,32	20	32	-
Reza todo dia	6,17	10,64	0,14	0,16	9	16	+
Reza mais de uma vez por semana	6,59	14,20	0,15	0,21	10	21	+

Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Na amostra explorada nessa análise, a média para o PROEB de português é de 279,04, com desvio-padrão de 44,70.

TABELA A.3

**Modelo 4: variáveis independentes selecionadas – desvios-padrão<sup>1</sup>**

Variáveis	Coeficiente/pontos		Desvio-padrão		% de 1,5 desvio-padrão		Sinal predominante
	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	Mínimo	Máximo	
Idade certa	1,66	3,28	0,04	0,07	2	5	–
Menina	6,78	14,86	0,15	0,33	10	22	+
Cor preta	6,18	10,64	0,14	0,24	9	16	–
Até 1 SM	18,80	26,88	0,42	0,60	28	40	–
Acima de 2 SMs	6,96	10,35	0,16	0,23	10	15	+
Número de irmãos	1,50	2,14	0,03	0,05	2	3	–
Educação do chefe acima da oitava série	5,13	10,57	0,11	0,24	8	16	+
Protestante histórico esporádico	19,54	19,54	0,44	0,44	29	29	+
Protestante histórico praticante	7,15	14,18	0,16	0,32	11	21	+
Protestante pentecostal esporádico	11,01	18,97	0,25	0,42	16	28	–
Protestante neopentecostal esporádico	25,72	25,72	0,58	0,58	38	38	–
Protestante neopentecostal praticante	12,82	23,69	0,29	0,53	19	35	–
Reza todo dia	5,97	9,78	0,13	0,22	9	15	+
Reza mais de uma vez por semana	6,45	10,07	0,14	0,23	10	15	+

Fonte: *Pesquisa jovem* de 2009 e 2010.

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> Na amostra explorada nesta análise, a média para o PROEB de português é de 270,04, com desvio-padrão de 44,70.

# O SETOR SIDERÚRGICO NACIONAL: UMA ANÁLISE INTER-REGIONAL DE INSUMO-PRODUTO PARA O PERÍODO DE 1999 A 2002\*

Vinícius de Azevedo Couto Firme\*\*

Cláudio R. F. Vasconcelos\*\*\*

Este trabalho calculou indicadores utilizando matrizes inter-regionais de insumo-produto, atualizadas pelo método RAS, contendo as regiões de Minas Gerais (MG) e o restante do Brasil (RB), entre 1999 e 2002. Os resultados revelaram que a siderurgia de MG é menos autossuficiente, menos intensiva em mão de obra e mais sensível a choques de demanda, quando comparada à do RB. Além disso, ela apresenta uma elevada e crescente taxa de transbordamento do multiplicador de produção. A siderurgia, em ambas as regiões, obteve uma diminuição na dependência de trabalhadores no período e mostrou-se importante regionalmente, embora no contexto nacional apenas o setor no RB configura-se como setor-chave. O setor químico e o têxtil e vestuário, ambos do RB, foram os maiores consumidores e fornecedores da siderurgia nas duas regiões, respectivamente. Além disso, se houvesse um choque na demanda final deste setor em MG, mais de 30% dos empregos transbordariam para o RB. Caso contrário, menos de 3% migrariam para MG. Por fim, a decomposição espacial indica que a diferença na produção siderúrgica nestas regiões não deve ser atribuída às diferenças nas relações intersetoriais.

**Palavras-chave:** economia regional; modelos inter-regionais de insumo-produto; setor siderúrgico.

JEL: R11; R12; C67.

## 1 INTRODUÇÃO

De modo geral, a indústria siderúrgica mundial tem obtido o *status* de setor-chave devido ao seu elevado efeito de encadeamento. Consequentemente, muitos governos têm concedido benefícios a este setor (Kim *et al.*, 2005). Tais benefícios são orientados por políticas industriais (que definem quais setores *merecem* ser favorecidos) e geralmente ocorrem através de diversas formas de subsídios ou proteções comerciais. Segundo Blonigen, Liebman e Wilson (2007), apesar de as rodadas do General Agreement on Tariffs and Trade (GATT) e da Organização Mundial do Comércio (OMC) reduzirem

---

\* Os autores agradecem os comentários e as contribuições metodológicas realizados pelo professor doutor Fernando Salgueiro Perobelli da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) no decorrer deste trabalho.

\*\* Professor da Universidade Federal de Juiz de Fora - *Campus* Governador Valadares (UFJF-GV) e doutorando em economia aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFJF (PPGEA/UFJF). *E-mail:* firmez@ig.com.br

\*\*\* Professor do PPGEA/UFJF. *E-mail:* claudio.foffano@uff.edu.br

substancialmente as barreiras comerciais em todo o mundo, ainda existe um número de setores-chave em que estas barreiras estão sendo utilizadas estrategicamente para melhorar a posição das indústrias nacionais. Os principais casos ocorrem nos setores agrícola, madeireiro, têxtil e vestuário, automobilístico e siderúrgico.

De acordo com os dados da OMC (2013), o setor de metais e suas obras é o principal alvo de barreiras comerciais no mundo.<sup>1</sup> Tal resultado é corroborado por Blonigen, Liebman e Wilson (2007, p. 1) para o caso dos Estados Unidos: “A indústria siderúrgica dos Estados Unidos foi alvo de praticamente todas as formas de barreiras comerciais nas últimas quatro décadas (...). Durante este período, o setor também foi um dos maiores e mais frequentes usuários dos programas de proteção comercial dos Estados Unidos” (tradução nossa).<sup>2</sup> Este cenário evidencia a intensa disputa comercial envolvendo o setor siderúrgico. Kim *et al.* (2005), ao analisarem as principais siderúrgicas mundiais, ainda ressaltam que as empresas deste setor realizam uma acirrada competição, muitas vezes com o auxílio do governo, na tentativa de auferir maiores quotas de mercado e obter vantagens da economia de escala.

No caso da economia brasileira, de acordo com De Paula (2007), a siderurgia nacional é reconhecida mundialmente pelo seu baixo custo de produção e elevada competitividade. Talvez isto explique o fato de que, segundo Vasconcelos e Firme (2011, p. 172, tabela 2), a siderurgia seja o principal setor brasileiro alvo de medidas de proteção iniciadas por empresas estrangeiras. Assim como ocorre na maioria dos países, a indústria siderúrgica brasileira também apresenta características de setor-chave e se destaca pelo fornecimento de insumos de infraestrutura, suprimento de indústrias de construção e produção de bens de capital e de consumo, especialmente para a indústria automobilística (Andrade *et al.*, 2001). De acordo com os dados do Instituto Aço Brasil (IAB, 2012), referentes ao ano de 2011, o setor siderúrgico nacional é o quinto maior exportador líquido de aço

---

1. Considerando apenas os casos *antidumping* (mais representativos), nota-se que o setor foi responsável por mais de 28% das barreiras adotadas entre 1995 e 2012 (Firme e Vasconcelos, 2013, p. 13).

2. “*The US steel industry has been the recipient of practically every form of trade protection in the past four decades (...). Over these decades, the steel industry has been one of the largest and most frequent users of US trade protection programs.*”



bruto<sup>3</sup> (representando 13% do saldo comercial do país) e está entre os dez maiores produtores mundiais.<sup>4</sup>

Todavia, antes de ocupar esta posição de destaque no mercado internacional, o setor siderúrgico brasileiro foi favorecido por diversas políticas industriais que tinham como mote a substituição das importações (Andrade *et al.*, 2001).<sup>5</sup> Embora a siderurgia brasileira tenha passado por um forte processo de privatização e liberalização comercial entre 1988 e 1993 (seguindo a tendência mundial verificada na segunda metade da década de 1980) (Iisi, 2012), o setor continua obtendo vantagens junto ao governo – como taxas reduzidas de empréstimo através do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES).

Cabe lembrar que, em uma economia de recursos limitados, qualquer política industrial acaba por favorecer um grupo de setores em detrimento de outros. Portanto, este artigo utilizou o instrumental de insumo-produto de modo a comparar os possíveis benefícios de investimentos realizados no setor siderúrgico com os possíveis ganhos obtidos nos demais setores do Brasil.

A análise mais detalhada do setor revelou uma grande concentração regional da produção siderúrgica, com destaque para o estado de Minas Gerais. O setor em Minas Gerais respondeu por cerca de 40% da produção brasileira (IAB, 2012)<sup>6</sup> e liderou as exportações nacionais de produtos siderúrgicos em 2006 (ALICEweb, 2012).<sup>7</sup> Além disso, a região engloba quase um terço das usinas siderúrgicas do país (nove das 29). Observando os dados do ALICEweb (2012) é possível compreender a importância deste setor para o estado. Enquanto a participação das exportações de produtos

3. Entenda-se por exportações líquidas as exportações menos as importações de aço.

4. A siderurgia nacional produziu, em 1999, aproximadamente 72,2% do total do aço bruto da América Latina e pouco mais de 3,2% do total mundial. Em 2002, estes valores ficaram relativamente estáveis, sendo, aproximadamente, 72,5% e 3,3%, respectivamente. Já em 2010, a participação da siderurgia brasileira na produção da América Latina aumentou para 75,1%, porém na produção mundial diminuiu para 2,3%. Logo, embora a produção brasileira tenha crescido, aproximadamente, 31,7%, entre 1999 e 2010, o setor perdeu espaço no total produzido mundialmente (Iisi, 2012).

5. Tais políticas se iniciaram na década de 1940, com a criação da Companhia Siderúrgica Nacional (CSN) em 1946, e se intensificaram com o Plano Siderúrgico Nacional (PSN), criado em 1971 com o objetivo de quadruplicar a produção nacional. Até o final da década de 1980, o setor era composto por mais de trinta empresas/grupos que atuavam em cenário de proteção de mercado, através de altas alíquotas de importação e de administração de preços pelo governo.

6. Em 2012, o estado de Minas Gerais ainda se encontrava como o principal produtor de aço bruto brasileiro, com o equivalente a 33,4% da produção total, seguido do Rio de Janeiro, com 28,6% (IAB, 2012).

7. Na realidade, segundo dados do ALICEweb (2012), o estado de Minas Gerais exportou mais que os demais estados em todo o período de 1999 a 2010. Em 1999, Minas Gerais exportou 36,7% do total nacional; em 2002, 35,6%; e em 2010, 45,1% – foram considerados os capítulos 71 (Ferro Fundido, Ferro e Aço) e 72 (Obras de Ferro Fundido, Ferro e Aço) da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM).

siderúrgicos representou cerca de 8% do total exportado pelo Brasil entre 1994 e 2006, o mesmo setor foi responsável por mais de 25,6% da pauta de exportações de Minas Gerais.<sup>8</sup>

Assim, dada a importância da siderurgia de Minas Gerais para o próprio estado e para o país, e devido ao destaque desta região no que se refere a produção, exportação e diversificação, optou-se por subdividir o Brasil em Minas Gerais (MG) e o restante do Brasil (RB). Espera-se que esta abordagem possibilite a comparação entre o setor siderúrgico de MG (que se supõe ser mais concentrado e produzir em maior escala) e o mesmo setor no RB.<sup>9</sup>

Logo, este artigo utilizou matrizes de insumo-produto inter-regionais, referentes aos anos de 1999 a 2002,<sup>10</sup> com a finalidade de calcular índices que possibilitem não somente a comparação da siderurgia em ambas as regiões, mas também a análise dos demais setores que compõem a economia das duas regiões. Para tanto, foram calculados os multiplicadores de produção e emprego, os índices de ligação para frente e para trás, o campo de influência setorial e, por fim, foi realizada uma decomposição estrutural da produção nos setores de ambas as regiões. Os resultados revelarão as principais diferenças entre a estrutura produtiva da siderurgia de MG e do RB. Feito isto, dado que o setor é alvo constante de medidas de proteção que, por vezes, afetam as exportações, foram verificados quais seriam os

---

8. Segundo De Paula (2007), a vantagem da siderurgia de Minas Gerais não decorre apenas de seu porte, mas principalmente da sua considerável diversificação produtiva. O estado conta com usinas dedicadas à produção de semiacabados, planos ao carbono, planos especiais, tubos sem costura e longos ao carbono. De acordo com o autor, apenas a produção de longos especiais, que se concentra em São Paulo e no Rio Grande do Sul, não é realizada em Minas Gerais.

9. Conforme ressalta Kim *et al.* (2005, p. 1): "A firm's technical efficiency also tends to be positively related to its production level as measured by a share of the total world production of crude steel". Portanto, o fato de o estado de Minas Gerais ser responsável por boa parte da produção siderúrgica nacional pode indicar que o setor é mais eficiente nesta região.

10. A escolha do período se mostra importante devido a três episódios que podem ter alterado a estrutura de comércio do setor siderúrgico brasileiro. Em fevereiro de 1999, os produtos de aço laminado a quente, que segundo De Paula (2007) são bastante representativos em termos de comércio internacional, produzidos no Brasil que tinham como destino os Estados Unidos, sofreram uma medida *antidumping* que, nas palavras de Patriota (2007), tornaram o preço deste produto proibitivo para a exportação. Concomitantemente a este fato, em janeiro de 1999, instituiu-se no Brasil o sistema flutuante de câmbio, em substituição ao câmbio fixo, gerando acentuada desvalorização da moeda nacional (Averbug e Giambiagi, 2000; Giambiagi, 2005). Por fim, entre junho de 2001 e fevereiro de 2002, o país passou por um período de racionamento de energia elétrica, conhecido como *apagão*. Neste caso, Firme e Perobelli (2012) efetuaram um estudo em que se constatou que, entre 1997 e 2002, a siderurgia apresentou o maior índice de requerimento indireto de energia e o segundo maior índice de requerimento direto (atrás apenas do setor de transporte). Logo, trata-se de um setor em que o consumo de energia é fundamental.

impactos diretos e indiretos de uma variação unitária na demanda final<sup>11</sup> da siderurgia de MG e no mesmo setor localizado no RB sobre o produto e o emprego dos setores em MG e no RB. Tal análise revelará quais setores seriam mais prejudicados caso estas medidas, aplicadas contra a siderurgia nacional, alterassem as exportações do setor.

Com relação aos que utilizam esse instrumental na economia brasileira, em geral, o foco da análise recai sobre a interdependência das macrorregiões brasileiras (Guilhoto, Hewings e Sonis, 2002; Guilhoto, Moretto e Rodrigues, 2001a; Haddad, 1999; Haddad e Hewings, 2000; Crocomo e Guilhoto, 1998) e sua evolução temporal (Guilhoto, Moretto e Rodrigues, 2001b), ou sobre a inserção de economias regionais específicas no contexto de um sistema inter-regional integrado (Duarte Filho e Chiari, 2002; Domingues e Haddad, 2006; Moretto *et al.*, 2008; Perobelli *et al.*, 2010).<sup>12</sup> Considerando o exposto, este artigo segue as duas últimas linhas de trabalhos descritos, em que há uma preocupação com a evolução temporal utilizando um modelo inter-regional com a inclusão de uma economia específica. Além disso, o foco deste artigo não recai sobre todas as interdependências entre as regiões analisadas, mas sim sobre as principais diferenças estruturais entre o setor siderúrgico destas regiões. Neste sentido, Setto, Brasil e Vieira (2005) também utilizaram a metodologia de insumo-produto visando melhor compreender o setor siderúrgico. Todavia, os autores consideraram apenas os efeitos gerados dentro do estado do Espírito Santo.<sup>13</sup>

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: na seção 2, foi realizada uma análise histórica da siderurgia nacional e mundial, ressaltando a importância deste setor para o Brasil e para o estado de Minas Gerais no que tange à produção e à exportação. Na seção 3, foi apresentada a metodologia da matriz inter-regional de insumo-produto. Na seção 4, foram analisados os resultados obtidos. Em seguida é realizada a conclusão.

11. Lembrando que a demanda final da matriz de insumo-produto é composta por: *i*) consumo das famílias; *ii*) gastos do governo; *iii*) investimento em capital fixo; e *iv*) exportações.

12. No caso de Domingues e Haddad (2006), as matrizes de insumo-produto foram utilizadas apenas como instrumento de calibragem para a elaboração de um modelo inter-regional de Equilíbrio Geral Computável (EGC). Logo, não se trata de uma abordagem típica de insumo-produto. Outro caso de modelo inter-regional usando EGC para o Brasil pode ser visto em Porsse, Haddad e Ribeiro (2008).

13. Além da literatura nacional, Anderson e Roop (2003) também utilizaram o instrumental de insumo-produto para analisar a importância da siderurgia na economia dos Estados Unidos.

## 2 O SETOR SIDERÚRGICO

Para se obter um melhor entendimento sobre a evolução da siderurgia brasileira, é importante compreender o contexto deste setor em âmbito internacional. Analisando a produção siderúrgica mundial de aço bruto entre 1950 e 2010, observa-se que o período pós-guerra, de 1950 a 1970, foi marcado por um grande crescimento do setor – aproximadamente 6,7% ao ano (a.a) –, impulsionado pela reconstrução de países como a Alemanha e o Japão. Entre 1970 e 1985, o setor passou por um período de estagnação e a produção passou a crescer 1,3% a.a.<sup>14</sup> Na segunda metade da década de 1980 houve uma reestruturação da siderurgia mundial, com a abertura comercial, a globalização dos mercados e o início das privatizações, que acabou comprometendo o crescimento (em média 0,5% a.a. no período). Após as desestatizações e as fusões ocorridas, a produção voltou a crescer. Entre 2000 e 2005, o crescimento médio anual foi de 6,1% e, entre 2005 e 2010, a siderurgia cresceu, aproximadamente, 4,4% (tabela 1).<sup>15</sup>

TABELA 1

### Taxa de crescimento médio anual acumulado de produção mundial de aço bruto (1950-2006)

Ano	Crescimento (% a.a.)	Período	Crescimento médio (%)
1950-1955	8,60		
1955-1960	5,70	Período pós-guerra	6,68
1960-1965	6,30		
1965-1970	6,10		
1970-1975	1,60		
1975-1980	2,20	Estagnação	1,30
1980-1985	0,10		
1985-1990	1,50		
1990-1995	-0,50	Reestruturação do setor	0,50
1995-2000	2,30		
2000-2005	6,10	Período pós-desestatização	4,36
2005-2010	4,68		

Fonte: Dados do IISI (acesso em 2012).

Elaboração dos autores.

14. Segundo Andrade *et al.* (2001), essa fase de estagnação foi marcada por superoferta de aço com preços em queda e caracterizou-se também pela intensificação do uso de materiais substitutos como alumínio, plástico e cerâmica, ameaçando a hegemonia do aço.

15. Cabe ressaltar que o crescimento mundial, no período de 2005 a 2010, foi prejudicado pela crise financeira internacional ocorrida em 2007 e 2008. Nestes anos, a produção diminuiu, respectivamente, 1,3% e 7,3% em relação ao ano anterior. Mesmo assim, o crescimento médio no quinquênio foi elevado. Mais detalhes sobre a crise financeira e seus impactos na economia brasileira podem ser obtidos em Moreira e Soares (2010).

No Brasil, segundo o IAB (2012), o cenário de permanente dependência de produtos siderúrgicos importados começou a mudar a partir de 1940, com a ascensão de Getúlio Vargas à Presidência do Brasil. Era uma das suas metas fazer com que a indústria de base brasileira crescesse e se nacionalizasse.<sup>16</sup> De acordo com Andrade *et al.* (2001), a criação de estatais siderúrgicas no país fazia parte do modelo de substituição de importações, que objetivava a diminuição da dependência de manufaturados provenientes do exterior. Isto gerou um crescimento elevado da produção de aço no país, com diminuições consideráveis sobre as importações. Em 1966, o Brasil tornou-se o maior produtor de aço da América Latina. Contudo, de acordo com o IAB (2012), isto não foi suficiente para suprir a expansão da economia na época e as importações de aço se elevaram. Este cenário deu origem, em 1971, ao PSN, que tinha o objetivo de quadruplicar a produção. Caberia responsabilidade maior, por esta meta, às empresas estatais, que então respondiam por cerca de 70% da produção nacional.

Na década de 1980, o mercado interno estava em retração e a alternativa era voltar-se para o exterior. Para tanto, entraram em operação três novas usinas, controladas pela Siderbras,<sup>17</sup> no país: a Companhia Siderúrgica de Tubarão (CST), em 1983; a Siderúrgica Mendes Júnior, em 1984; e a Açominas, em 1986.<sup>18</sup> Mas a crise que atingia a siderurgia brasileira tinha amplitude mundial e nem mesmo o investimento realizado conseguiu impulsionar as exportações. Os mercados externos passaram a adotar medidas restritivas às importações (Poso, 2007).

Andrade *et al.* (2001) alegam que a dificuldade de exportar, aliada ao excesso de capacidade de produção interna, forçou as siderúrgicas a exportar com taxas de retorno menores, de forma a garantir a colocação no mercado internacional e a manutenção da produção. Os lucros e os investimentos sofreram queda significativa, devido à menor disponibilidade de crédito externo e aos baixos preços, tanto externos como internos.<sup>19</sup> Dessa forma, a crise de 1980 impedia investimentos na modernização do parque industrial, distanciando-o cada vez mais dos padrões internacionais. A alternativa encontrada foi a privatização. Andrade *et al.* (2001) argumentam que antes das privatizações o parque siderúrgico brasileiro encontrava-se: endividado;

---

16. Um dos grandes exemplos desse esforço foi a inauguração, em 1946, no município de Volta Redonda (RJ), da CSN.

17. *Holding* estatal encarregada de controlar e coordenar a produção siderúrgica nacional.

18. Instaladas, respectivamente, nas cidades de Vitória (ES), Juiz de Fora (MG) e Ouro Branco (MG).

19. Este último causado pelo controle dos preços ante a política governamental de combate à inflação.

desatualizado; carente de investimentos; com sérias limitações comerciais; sem autonomia de planejamento; com alto passivo ambiental;<sup>20</sup> e com graves entraves de gestão (politizada e burocratizada).

A privatização do setor siderúrgico é, usualmente, dividida em duas etapas. Na primeira fase, iniciada em 1988, com o Plano de Saneamento do Sistema Siderbras, realizaram-se privatizações de menor porte, como as da Companhia Siderúrgica de Mogi das Cruzes (Cosim) (setembro de 1988), da Cimetal (novembro de 1989), da Companhia de Ferro e Aço Vitória (Cofavi) (julho de 1989) e da Usina Siderúrgica da Bahia (Usiba) (outubro de 1989), que em geral eram produtoras de aços longos e foram absorvidas pelos grupos Gerdau e Villares; na segunda, que abrangeu o período 1991-1993, o processo se acentuou com o Programa Nacional de Desestatização (PND), quando todas as indústrias siderúrgicas restantes foram privatizadas (quadro 1). Segundo Andrade *et al.* (2001), a produção siderúrgica privatizada foi de 19 milhões de toneladas, representando, à época, 65% da capacidade total de produção de aço brasileira.

QUADRO 1

**Empresas siderúrgicas privatizadas no Brasil**

Firmas	Usiminas	Companhia Siderúrgica do Nordeste (Cosinor)	Piratini	CST	Acesita	CSN	Companhia Siderúrgica Paulista (Cosipa)	Açominas
Data do leilão	24/10/1991	14/11/1991	14/2/1992	16/7/1992	22/10/1992	2/4/1993	20/8/1993	10/9/1993

Fonte: BNDES (2012).

Paralelamente à privatização, iniciou-se o processo de liberalização do setor, com a redução do controle de preços do governo e a abertura da economia. Reduziram-se as alíquotas de importação de produtos siderúrgicos e de tecnologia, assim como as barreiras não tarifárias. Anteriormente às mudanças referidas, o parque nacional era composto por um grande número de empresas, com produções muito diversificadas, atuando dentro do princípio de autossuficiência a qualquer custo. No contexto da abertura e com o fim do mercado protegido, tornou-se primordial produzir com maior nível de qualidade e menor custo. Até o final de 1980, o setor siderúrgico era composto por mais

20. O passivo ambiental representa os danos causados ao meio ambiente, evidenciando, assim, a obrigação e a responsabilidade social da empresa com aspectos ambientais.

de trinta empresas/grupos que atuavam com elevada proteção de mercado. Nos anos 1990, iniciou-se a reestruturação do setor, em que se reduziu o número de empresas, conforme a tendência mundial (Vasconcellos e Lee, 1999).

Esta reestruturação fez com que o setor siderúrgico brasileiro se destacasse no cenário internacional.<sup>21</sup> De acordo com o IAB (2012), o setor já estava entre os dez maiores no *ranking* mundial de produção e exportação de aço em meados dos anos 2000. Porém, como ressalta De Paula (2007), desde meados da década de 1990, o crescimento quantitativo da produção do setor brasileiro de aço bruto vem apresentando valores relativamente modestos, em torno de 2,67% a.a. entre 1995 e 2010, fazendo com que o país diminuísse sua participação na produção de aço bruto mundial, regredindo de 3,31% em 1995 para 2,33% em 2010 (tabela 2).

TABELA 2

**Produção brasileira e mundial de aço bruto (1995-2010)**

(Valores aproximados em milhões de toneladas)

Ano	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Brasil	25	25	26	26	25	28	27	30	31	33	31	31	34	34	27	33
Mundo	752	750	799	777	788	847	851	904	970	1.071	1.144	1.247	1.347	1.329	1.232	1.417
<b>Porção</b>																
<b>Brasil (%)</b>	<b>3,32</b>	<b>3,33</b>	<b>3,25</b>	<b>3,35</b>	<b>3,17</b>	<b>3,31</b>	<b>3,17</b>	<b>3,32</b>	<b>3,20</b>	<b>3,08</b>	<b>2,71</b>	<b>2,49</b>	<b>2,52</b>	<b>2,56</b>	<b>2,19</b>	<b>2,33</b>

Fonte: IAB (2012) e Iisi (2012).

Obs.: A média da participação brasileira no período foi 2,96%.

No entanto, De Paula (2007) destaca que a trajetória de retração da participação relativa da siderurgia brasileira contrasta com sua reconhecida competitividade internacional. Entre os maiores produtores siderúrgicos do mundo, estima-se que o Brasil apresente um dos menores custos de produção de bobinas laminadas a quente, que, de acordo com o autor, é um produto siderúrgico bastante representativo considerando o comércio internacional. Constata-se, então, que a siderurgia brasileira combina bons indicadores de competitividade e um crescimento relativamente tímido da produção. Ademais, considerando os dados do IAB (2012), para o período 1995-2006, verifica-se que a capacidade instalada do setor cresceu de 28,3

21. Os ganhos gerados pelo processo de privatização são corroborados por Kim *et al.* (2005). Eles estimaram um modelo para verificar os fatores que determinam a eficiência tecnológica no setor siderúrgico mundial. Os resultados evidenciaram que empresas estatais tendem a obter ganhos de produtividade quando são privatizadas. Este processo vem acompanhado de ganhos de eficiência e diminuição do número de empregados. Cabe ressaltar que os autores conduziram o estudo para diversas empresas de países diferentes. Tal análise incluiu a CSN brasileira e os resultados indicaram que, após a privatização, a empresa reduziu seu quadro de funcionários, porém conseguiu se estabilizar em um nível elevado de eficiência técnica.

milhões de toneladas de aço bruto, em 1995, para 37,1 em 2006, perfazendo um incremento anual médio de 2,5%.<sup>22</sup>

De Paula (2007), conclui que a dificuldade em aumentar a participação brasileira no mercado internacional pode estar relacionada ao elevado uso de barreiras comerciais. A siderurgia nacional foi responsável por pouco mais de 2% do comércio internacional de produtos, mas no período 1999-2003 foi alvo de 30,3% de todos os processos de *antidumping* iniciados no mundo, de 44,5% dos processos de antissubsídios e de 67,7% dos processos de salvaguardas. Outro aspecto relevante seria o baixo crescimento do consumo aparente de produtos siderúrgicos no Brasil, quando comparado com outros países emergentes, o que representa um entrave à elevação de investimentos no setor.

Segundo o IAB (2012), o parque siderúrgico nacional, em 2011, apresentava-se representado por quatorze empresas privadas, controladas por onze grupos empresariais e operando 29 usinas distribuídas por dez estados brasileiros (figura 1). Nesse ano a indústria do aço no Brasil foi responsável pela produção de 35,2 milhões de toneladas de aço bruto, levando o país a ocupar a nona posição no *ranking* da produção mundial. No entanto, cabe lembrar que este artigo calculou indicadores para o setor com base em dados referentes aos anos de 1999 a 2002. Neste período o setor era composto por 25 usinas (onze integradas e quatorze semi-integradas)<sup>23</sup> pertencentes a oito grupos, situadas em nove estados da Federação.<sup>24</sup> Embora seja um setor-chave para o desenvolvimento econômico brasileiro, como mencionado pelo IAB (2012), a produção siderúrgica nacional apresenta-se regionalmente concentrada. O anuário produzido pelo IAB (2012), com 2006 como ano-base, revela que a região Sudeste concentra a maior parte da capacidade produtiva brasileira de aço, com destaque para o estado de Minas Gerais, que responde por quase 40% da produção brasileira. O estado é o maior exportador nacional, englobando nove das 29 usinas siderúrgicas do país.

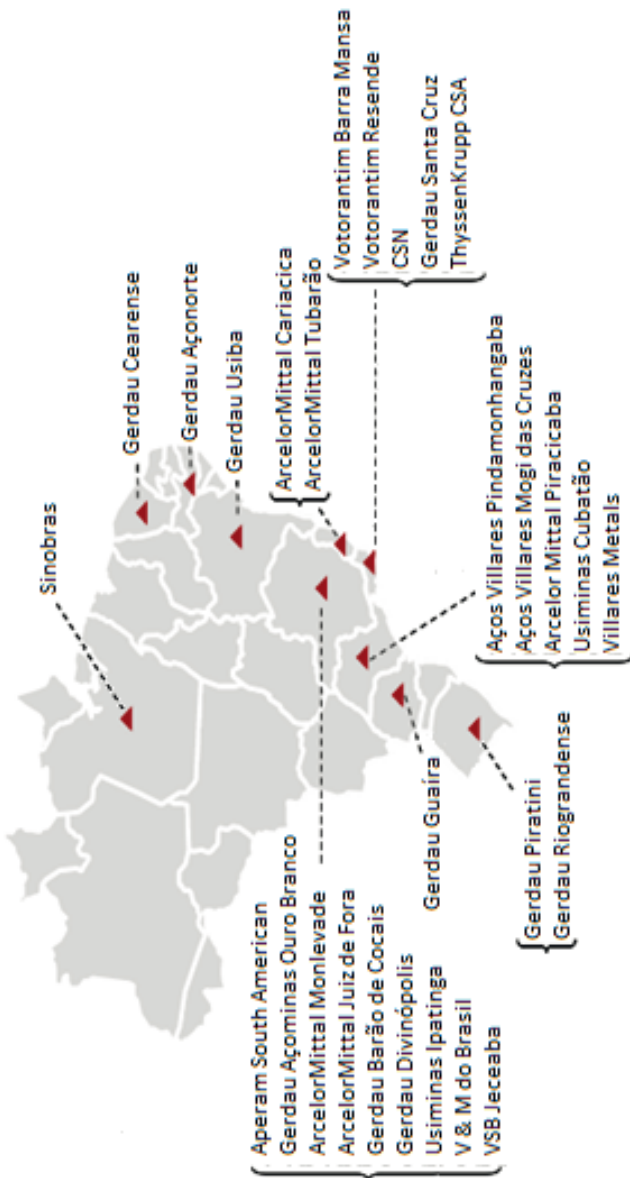
22. No período posterior a 2006 foram intensificados os investimentos na capacidade produtiva da siderurgia brasileira. Em 2011, a capacidade instalada já era de 47,8 milhões de aço bruto (IAB, 2012). Por isso, se fosse considerado o crescimento entre 1995 e 2011, o valor médio anual seria 4,3%.

23. As usinas de aço do mundo inteiro, segundo o seu processo produtivo, classificam-se da seguinte forma: *i*) integradas – que operam três fases básicas: redução, refino e laminação; *ii*) semi-integradas – que operam duas fases: refino e laminação; e *iii*) não integradas – que operam apenas uma fase do processo: redução ou laminação. Mais detalhes sobre o processo de produção siderúrgica em IAB (2012).

24. Desde então foram inauguradas a Siderúrgica Norte do Brasil S.A. (Sinobras); a Thyssenkrupp CSA Siderúrgica do Atlântico, em 2010, na Baía de Sepetiba, RJ; a Vallourec & Sumitomo Tubos do Brasil (VSB), em Jeceaba, MG, em 2011; e a Aperam, também em 2011, formada pela ex-Arcelor Mittal Inox Brasil e outras sete plantas industriais localizadas na França e na Bélgica (IAB, 2012).



FIGURA 1  
Brasil: usinas siderúrgicas, por Unidade da Federação



Fonte: IAB (2012).  
Nota do Editorial: Imagem cujos layout e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

Segundo De Paula (2007), a vantagem da siderurgia de MG não decorre apenas de seu porte, e sim da sua considerável diversificação produtiva. O estado conta com usinas dedicadas à produção de semiacabados (Gerdau Açominas), planos ao carbono (Usiminas), planos especiais (Acesita), tubos sem costura (V&M do Brasil) e longos ao carbono (ArcelorMittal Monlevade, ArcelorMittal Juiz de Fora, Gerdau Açominas, Gerdau Divinópolis e Gerdau Barão de Cocais). Portanto, o único segmento que não é produzido no estado é o de longos especiais, cuja produção se concentra em São Paulo (Villares e Villares Metals) e no Rio Grande do Sul (Gerdau Piratini).

A produção de MG oscilou entre 36% e 38% do total produzido pelo país entre 1995 e 2006. E cresceu, aproximadamente, 2% a.a. neste período (De Paula, 2007).<sup>25</sup> Além disso, de acordo com a tabela 3, a siderurgia nacional exportou, em média, 7,6% (mais de US\$ 115 bilhões) dos quase US\$ 1,6 trilhão exportados pelo país, entre 1994 e 2010. Já as exportações do setor em MG representaram, em média, 24,1% dos quase US\$ 200 bilhões exportados pelo estado neste período. Logo, a proposta de destacar o estado de Minas Gerais, através de um modelo inter-regional de insumo-produto, resulta da importância desta região no que tange à produção e à exportação da siderurgia nacional.

TABELA 3

**Exportações da siderurgia nacional e de MG (1994-2006)**

(Valores em US\$ FOB milhões)

Ano	Exportações da siderurgia nacional	Participação na balança comercial (%)	Exportações da siderurgia de MG	Participação no total exportado pelo estado (%)
1994	4.488	10,3	1.663	29,2
1995	4.678	10,1	1.763	30,1
1996	4.562	9,6	1.742	30,1
1997	4.287	8,1	1.486	20,6
1998	4.063	7,9	1.425	18,8
1999	3.457	7,2	1.264	19,8
2000	4.013	7,3	1.523	22,7
2001	3.512	6,0	1.272	21,0
2002	4.205	7,0	1.493	23,5
2003	5.415	7,4	2.099	28,2

(Continua)

25. Saindo de uma produção de 9,6 milhões de toneladas (em 1995) para 11,9 milhões (em 2006). Em 2011, segundo o IAB (2012), MG ainda mantinha a liderança na participação da produção nacional, porém esta porcentagem havia diminuído para 33,4%.

(Continuação)

Ano	Exportações da siderurgia nacional	Participação na balança comercial (%)	Exportações da siderurgia de MG	Participação no total exportado pelo estado (%)
2004	7.732	8,0	3.056	30,5
2005	9.793	8,3	3.983	29,5
2006	10.272	7,5	4.007	25,6
2007	11.206	7,0	4.371	23,8
2008	15.057	7,6	6.301	25,8
2009	8.475	5,5	3.173	16,3
2010	9.896	4,9	4.398	14,1
<b>Total</b>	<b>115.111</b>	<b>Média: 7,6%</b>	<b>45.019</b>	<b>Média: 24,1%</b>

Fonte: ALICEweb (2012).

### 3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS<sup>26</sup>

Nesta seção apresentam-se os instrumentos que visam caracterizar o setor siderúrgico de MG e do RB através das matrizes inter-regionais de insumo-produto. Esta análise compreendeu os anos de 1999 a 2002 e permitiu comparar a siderurgia com os demais setores produtivos de MG e os outros setores que compõem a economia do RB. Para tanto, foram calculados os multiplicadores de produção e emprego (Miller e Blair, 2009) e os índices de ligação para frente e para trás propostos por Rasmussen (1956) e Hirschman (1958). Feito isto, calculou-se o campo de influência desenvolvido por Sonis e Hewings (1989, 1995) e foi realizada uma decomposição espacial da produção com base no método elaborado por Jackson e Dzikowski (2002). Por fim, verificou-se o impacto de variações na demanda final do setor siderúrgico, em MG e no RB, sobre a produção e o emprego dos demais setores da economia.

26. Nota dos autores: foram necessárias algumas agregações de produtos nas matrizes de insumo-produto de forma a compor os setores utilizados neste artigo. Sendo assim, foram considerados como produção siderúrgica apenas os produtos ferro e aço. Como ressalta o IAB (2012): "(...) por causa de suas propriedades e baixo custo o aço passou a representar cerca de 90% de todos os metais consumidos pela civilização industrial". Embora a produção de minério de ferro possa estar ligada à siderurgia, parece claro que este produto é um insumo utilizado para produzir ferro e aço. Logo, o minério de ferro, assim como todo o processo de extração deste produto, foi inserido no setor extrativo mineral. Vale lembrar que a siderurgia produz apenas metais ferrosos, portanto, produtos como chumbo, níquel e zinco não fazem parte deste setor e sim dos metais não ferrosos.

### 3.1 O modelo de insumo-produto inter-regional<sup>27</sup>

A matriz inter-regional de insumo-produto descreve fluxos monetários de bens e serviços entre diferentes regiões.<sup>28</sup> A formalização do modelo inter-regional, considerando as duas regiões analisadas neste trabalho, ocorre da seguinte maneira (Miller e Blair, 2009):

$$\begin{bmatrix} Z^{MG \times MG} & Z^{MG \times RB} \\ Z^{RB \times MG} & Z^{RB \times RB} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Y^{MG} \\ Y^{RB} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^{MG} \\ X^{RB} \end{bmatrix} \quad (1)$$

onde  $Z$  são matrizes contendo  $z_{ij}$  elementos, que representam as relações de comércio intersetoriais. Especificamente, tem-se o setor  $i$  (na linha) vendendo para o setor  $j$  (na coluna). Os termos sobrescritos revelam a região à qual cada setor pertence. Assim,  $Z^{MG \times MG}$  e  $Z^{RB \times RB}$  indicam fluxos monetários intrarregionais (relação de compra e venda entre setores da mesma região), enquanto  $Z^{MG \times RB}$  e  $Z^{RB \times MG}$  indicam fluxos inter-regionais (relação de comércio entre setores de regiões diferentes).  $Y$  é um vetor cujos  $y_j$  elementos são as demandas finais (consumo + investimento + gastos do governo + exportações) dos  $j$  setores do modelo. Por fim,  $X$  é um vetor cujos  $x_j$  elementos são as produções brutas totais (consumo intermediário + demanda final) dos setores de ambas as regiões.

O sistema (1) pode ser também expresso através da matriz de coeficientes técnicos ( $A$ ):

$$A = Z(\hat{X})^{-1} \quad (2)$$

Sendo  $\hat{X} = \text{diag}(X)$ . Neste caso, cada elemento da matriz  $A$  é definido como:

$$a_{ij} = z_{ij} / x_j \quad (3)$$

27. Também conhecido como *modelo Isard*, devido à aplicação de Isard (1951).

28. No caso deste trabalho, as regiões são MG e RB, ambas com desagregação para treze setores. Sendo eles: 1. Agropecuária; 2. Extrativa mineral; 3. Minerais não metálicos; 4. Ferro e aço; 5. Metais não ferrosos e outras metalurgias; 6. Papel e celulose; 7. Química; 8. Alimentos e bebidas; 9. Têxtil e vestuário; 10. Outras indústrias; 11. Comércio e serviços; 12. Transporte; 13. Serviços públicos.

A matriz de coeficientes técnicos representa a relação fixa entre a produção de cada setor em relação aos seus insumos.<sup>29</sup> Em outras palavras, cada coeficiente de insumo é dado pela quantidade de insumos do setor  $i$  que é necessária para a produção de uma unidade monetária de produto do setor  $j$ . Os elementos da matriz  $A$  são denominados coeficientes de requisito direto e fornecem informações sobre os efeitos imediatos de uma variação da demanda final. Eles podem ser divididos entre coeficientes intrarregionais ( $a_{ij}^{MG \times MG}$ ;  $a_{ij}^{RB \times RB}$ ) e coeficientes inter-regionais ( $a_{ij}^{MG \times RB}$ ;  $a_{ij}^{RB \times MG}$ ), permitindo que a matriz  $A$  seja particionada em submatrizes:

$$A = \begin{bmatrix} A^{MG \times MG} & A^{MG \times RB} \\ A^{RB \times MG} & A^{RB \times RB} \end{bmatrix} \quad (4)$$

onde  $A^{MG \times MG}$  e  $A^{RB \times RB}$  representam as matrizes de coeficientes de insumo intrarregionais, enquanto as demais representam as matrizes de coeficientes de comércio inter-regionais.

Lembrando que  $A = Z(\hat{X})^{-1}$ , é possível transformar o sistema (1) em:

$$AX + Y = X \quad (5)$$

Após algumas manipulações algébricas, obtém-se:

$$X = BY \quad (6)$$

onde  $B = (1 - A)^{-1}$  e corresponde à matriz inversa de Leontief. Tal matriz, composta por  $b_{ij}$  elementos, revela tanto os impactos diretos de uma variação na demanda final sobre a produção (caso da matriz  $A$ ) quanto os indiretos. Assim como a matriz  $A$  – equação (4) –, a inversa de Leontief pode ser subdividida em submatrizes intra e inter-regionais.

É importante ressaltar que, embora as matrizes de insumo-produto possibilitem realizar análises estruturais e de impacto, elas apresentam algumas limitações. Uma delas refere-se à hipótese de retornos constantes de escala. Isto

29. Esta é uma limitação do modelo de insumo-produto, já que as economias de escala são ignoradas. Esse sistema utiliza a hipótese de retornos constantes de escala.

implica que nenhum tipo de avanço tecnológico ou mudança de preços que afete a estrutura produtiva vigente é permitido no modelo. Tal *engessamento* é verificado na invariabilidade dos coeficientes técnicos das matrizes. Assim, para qualquer quantidade produzida serão utilizadas as mesmas combinações relativas de fatores produtivos. Além dos pontos mencionados, Perobelli, Mattos e Faria (2007, p. 118) ainda adicionam a questão da “demanda final determinada exogenamente”. Todavia, estes autores reconhecem que “tais limitações não invalidam os resultados do modelo”.<sup>30</sup>

### 3.1.1 Multiplicadores de produção

Um multiplicador de produção para o setor  $j$  é definido como o valor total de produção de todos os setores da economia que é necessário para satisfazer uma variação exógena de uma unidade monetária na demanda final do setor  $j$  em determinada região (Miller e Blair, 2009). Tal multiplicador é obtido através da soma de cada coluna da matriz inversa de Leontief. Seu coeficiente pode ser interpretado como a variação direta e indireta da produção total da economia. Matematicamente, este multiplicador pode ser apresentado como se segue:

$$m_j^{MG} = \sum_i^n b_{ij}^{MG \times MG} + \sum_i^n b_{ij}^{RB \times MG}$$

$$m_j^{RB} = \sum_i^n b_{ij}^{MG \times RB} + \sum_i^n b_{ij}^{RB \times RB} \quad (7)$$

onde  $m$  é o multiplicador de produção para o setor  $j$ ;  $b_{ij}$  é um elemento típico da matriz inversa de Leontief; MG e RB são as regiões analisadas. Portanto,

$\sum_i^n b_{ij}^{MG \times MG}$  seria o efeito multiplicador intrarregional (que permanece em MG), enquanto  $\sum_i^n b_{ij}^{RB \times MG}$  seria o efeito inter-regional (que transborda para RB).<sup>31</sup> Análise análoga pode ser feita para o RB.

30. Outras suposições consideradas *fortes* referem-se à oferta de recursos produtivos infinita, à eficiência máxima dos recursos produtivos e a algumas restrições relacionadas à elaboração das matrizes de insumo-produto, que vão desde hipóteses simplificadoras sobre a natureza dos produtos e dos insumos utilizados nos processos de produção até a defasagem decorrida entre a coleta e a publicação ordenada dos dados. Mais detalhes sobre os possíveis problemas associados às limitações do modelo podem ser obtidos em Grady e Muller (1988), Coughlin e Mandelbaum (1991) e Bess e Ambargis (2011).

31. O efeito transbordamento mensura (em termos absolutos ou percentuais) como o aumento da produção setorial em dada região impacta sobre a produção dos setores de outra região.

### 3.1.2 Multiplicadores de emprego

O multiplicador de emprego capta o número de empregos criados na economia,<sup>32</sup> devido a uma variação unitária na demanda final do setor  $j$  (Miller e Blair, 2009). Primeiramente, deve-se criar um vetor  $E_{ij}$ , com  $i = 1$  e  $j = n$  (vetor linha), contendo  $e_j$  elementos, onde cada  $e_j$  representa a seguinte relação:

$$e_{n+1,j} = l_j / x_j \quad (8)$$

sendo  $l_j$  o número de trabalhadores empregados no setor  $j$  e  $x_j$  o valor bruto da produção deste setor.

Assim, o multiplicador simples de emprego será:

$$\xi_j = \sum_{i=1}^n e_{n+1,i} b_{ij} \quad (9)$$

onde  $\xi_j$  representa o multiplicador de emprego para o setor  $j$ ;  $e_{n+1,i}$  é um elemento típico do vetor  $E_{i,j}$  transposto (vetor coluna); por fim,  $b_{ij}$  é um elemento da inversa de Leontief.

### 3.1.3 Índices de ligação

Segundo Hirschman (1958), o crescimento ocorre de maneira desigual entre os diversos setores da economia, e quando um deles obtém avanço, os demais buscam alcançá-lo. Este processo, em que um desequilíbrio gerado em um determinado setor desencadeia alterações nos demais setores, é que ocasiona o crescimento econômico. Segundo o autor, alguns setores da economia têm a capacidade de induzir novos investimentos, devido à sua forte ligação com os demais setores. Estas ligações, ou *linkages*, podem gerar efeitos para frente ou para trás. Segundo Toyoshima e Ferreira (2002), os investimentos realizados sobre um setor que apresenta elevados *linkages* para frente geram efeitos positivos sobre os demais setores compradores. Portanto, trata-se de um setor muito demandado na economia. Já no caso dos que apresentam *linkages* para trás, os efeitos positivos se dariam sobre os vendedores. Logo, é um setor com alto poder de demanda sobre os demais.

32. Cabe ressaltar que economia neste artigo refere-se à região de MG mais o RB.

Para tanto, é necessário calcular os índices de ligação para frente (*forward linkage effects*) e para trás (*backward linkage effects*) propostos por Rasmussen (1956) e Hirschman (1958), como será mostrado.

Lembrando que  $B$  é a inversa de Leontief, tem-se que:  $b_{ij}$  é o elemento típico da matriz inversa de Leontief;  $b_j$  representa a soma das linhas de  $B$  na coluna  $j$ ;  $b_i$  a soma das colunas de  $B$  na linha  $i$ ;  $b$  é a soma total da matriz  $B$ ;  $B^*$ , o valor médio de todos os elementos de  $B$ , ou seja,  $B^* = \frac{b_{..}}{n^2}$ ; logo, os índices de ligação para frente e para trás são, respectivamente:

$$U_i = \frac{b_{i.}/n}{B^*} \quad \text{índice de ligação para frente} \quad (10)$$

$$U_j = \frac{b_{.j}/n}{B^*} \quad \text{índice de ligação para trás} \quad (11)$$

onde  $n$  é o número total de setores;  $\frac{b_{i.}}{n}$  é o valor médio dos elementos na linha  $i$ ; e  $\frac{b_{.j}}{n}$  é o valor médio dos elementos na coluna  $j$ .

Hirschman (1958) afirma que os setores que apresentam elevado grau de encadeamento junto à cadeia produtiva, propagando assim efeitos para frente e para trás acima da média, são considerados setores-chave para o crescimento. Portanto, se  $U_j > 1$ , então, uma mudança unitária na demanda final do setor  $j$  cria um aumento acima da média na economia, ou seja, o setor  $j$  gera uma resposta dos outros setores acima da média. E, quando  $U_i > 1$ , então, uma mudança unitária na demanda final de todos os setores cria um aumento acima da média no setor  $i$ . Logo, o setor  $i$  tem uma dependência acima da média da produção dos outros setores, uma vez que  $U_j$  e  $U_i > 1$  têm a caracterização de um *setor-chave*.

### 3.1.4 Campo de influência

Apesar de os índices de ligação de Rasmussen e Hirschman avaliarem a importância dos setores no sistema como um todo, eles não possibilitam a visualização das ligações setoriais mais importantes dentro da economia. Visando superar esse problema e verificar como se distribui a influência de cada setor sobre os demais, utiliza-se o enfoque do campo de influência



desenvolvido por Sonis e Hewings (1989, 1995).<sup>33</sup> Desse modo, este método proporciona uma análise complementar ao proposto por Rasmussen e Hirschman; ambos auxiliam na determinação de *gargalos* que, se desconsiderados, poderiam limitar o crescimento econômico.

O procedimento para o cálculo do campo de influência usa a matriz de coeficientes técnicos de produção,  $A = \{a_{ij}\}$ , e a matriz de variações incrementais, dada por  $E = \{\varepsilon_{ij}\}$ .<sup>34</sup> A partir disso, calcula-se a matriz inversa de Leontief de duas formas: *i*)  $B = [I - A]^{-1} = \{b_{ij}\}$ , modo tradicional, sem incrementos; e *ii*)  $B(E) = [I - (A + E)]^{-1} = \{b_{ij}(E)\}$ , assumindo-se incrementos nos coeficientes técnicos  $a_{ij}$ .

Nota-se que  $B(E)$  significa que  $B$  é função de  $E$ . De acordo com Sonis e Hewings (1989, 1995), caso a variação seja pequena e só ocorra num único coeficiente técnico, por exemplo, em  $a_{ij} = a_{i_1, j_1}$ , então:

$$\varepsilon_{ij} = \begin{cases} \varepsilon, & \text{para } i = i_1, j = j_1 \\ 0, & \text{para } i \neq i_1, j \neq j_1 \end{cases} \quad (12)$$

onde  $\varepsilon > 0$ . Observa-se neste caso que a matriz  $E$  só possui um elemento não nulo, igual à variação  $\varepsilon$ , e os demais todos nulos. Neste caso, o campo de influência produzido por essa variação particular pode ser aproximado pela expressão:

$$F(\varepsilon_{ij}) = \frac{B(\varepsilon_{ij}) - B}{\varepsilon_{ij}} = \{f_{kl}(\varepsilon_{ij})\} \quad (13)$$

onde  $F(\varepsilon_{ij})$  é a matriz  $n \times n$  do campo de influência do coeficiente técnico  $a_{ij}$ . Este procedimento é repetido para todos os coeficientes de  $A$ , isto é, calculam-se matrizes  $F$  para cada coeficiente técnico de  $A$  assumindo-se variações isoladas incidindo sobre cada um. Para determinar quais coeficientes técnicos possuem o maior campo de influência, calcula-se, para a sua correspondente matriz  $F(\varepsilon_{ij})$ , o seguinte indicador:

33. O desenvolvimento do conceito de campo de influência se beneficiou das ideias de Sherman e Morrison (1949, 1950), Evans (1954), Park (1974), Simonovits (1975) e Bullard e Sebald (1988), sendo que uma descrição mais detalhada pode ser encontrada em Sonis e Hewings (1989, 1995).

34. Observa-se que  $E$  tem as mesmas dimensões ( $n \times n$ ) da matriz  $A$ .

$$S_{ij} = \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n [f_{kl}(\varepsilon_{ij})]^2 \quad (14)$$

Em suma, cada coeficiente técnico  $a_{ij}$  de  $A$  possuirá um valor associado  $S_{ij}$  calculado pelo procedimento citado. Os coeficientes técnicos que possuírem os maiores valores de  $S_{ij}$  serão aqueles com os maiores campos de influência dentro da economia como um todo.

### 3.1.5 Decomposição espacial da produção

Este método foi desenvolvido por Jackson e Dzikowski (2002) e trata-se de uma abordagem espacial do modelo introduzido por Feldman, McClain e Palmer (1987). Estes últimos haviam proposto um método que possibilitava decompor a variação da produção industrial ( $X$ ) entre dois efeitos: *i*) variações no vetor de demanda final ( $Y$ ); e *ii*) variações nas relações intersetoriais, representadas por alterações na matriz inversa de Leontief ( $B$ ). *Grosso modo*, Feldman, McClain e Palmer (1987) utilizaram matrizes em períodos diferentes e verificaram como  $(Y_t - Y_{t-1})$  e  $(B_t - B_{t-1})$  afetavam  $(X_t - X_{t-1})$ . Na versão de Jackson e Dzikowski (2002) o horizonte temporal é substituído pelo regional. Para tanto, consideram-se as seguintes equações:

$$X_s = B_s Y_s \quad (15)$$

$$X_m = B_m Y_m \quad (16)$$

onde  $s$  representa a região analisada (MG ou RB no caso deste artigo) e  $m$  é a média das regiões.<sup>35</sup> A diferença entre as estruturas econômicas espaciais pode ser representada de duas formas. Primeiro, pode-se subtrair a equação (15) de (16) e somar e subtrair  $B_m Y_s$  do lado direito:

$$X_m - X_s = B_m Y_m - B_s Y_s + B_m Y_s - B_m Y_s$$

35. Utilizou-se a seguinte formulação para mensurar a média do setor  $j$  para o vetor de demanda final ( $Y$ ):

$$Y_j^m = \left( \frac{Y_j^{MG} + Y_j^{RB}}{2} \right).$$

No caso da matriz  $B$ , utilizou-se a média dos fluxos comerciais,  $Z_{ij}$ , de cada região para calcular

uma nova matriz de coeficientes técnicos médios,  $A^m$ , e posteriormente  $B^m = [I - A^m]^{-1}$ .

OU:

$$X_m - X_s = B_m(Y_m - Y_s) + (B_m - B_s)Y_s \quad (17)$$

Neste caso, o primeiro termo do lado direito da equação (17) captura a variação na produção industrial atribuída à diferença entre a demanda final regional,  $(Y_m - Y_s)$ , ponderada pela relação intersetorial média das regiões,  $B_m$ . O segundo termo mensura a porção da variação da produção industrial atribuída à diferença dos coeficientes interindustriais,  $(B_m - B_s)$ , ponderada pela estrutura de demanda final da região analisada,  $Y_s$ . A alternativa de decomposição das diferenças entre as regiões pode ser mensurada da seguinte forma:

$$X_m - X_s = B_m Y_m - B_s Y_s + B_s Y_m - B_s Y_m, \quad \text{ou}$$

$$X_m - X_s = B_s(Y_m - Y_s) + (B_m - B_s)Y_m \quad (18)$$

Na equação (18), o primeiro termo do lado direito mede a variação na produção industrial das duas regiões ( $m$  e  $s$ ) atribuída à diferença entre as demandas finais,  $(Y_m - Y_s)$ , ponderada pela distribuição intersetorial específica da região  $s$ ,  $B_s$ . O segundo termo mensura a porção da variação da produção industrial atribuída à diferença dos coeficientes interindustriais,  $(B_m - B_s)$ , ponderada pela demanda final média (em nível ou normalizada),<sup>36</sup>  $Y_m$ . A equação (19) pode ser obtida através da combinação das equações (17) e (18). Trata-se de um vetor que mede, para cada indústria  $i$ , a variação da produção industrial como resultado da diferença entre as demandas finais:

$$\frac{1}{2} \left[ \sum_{j=1}^n B_{ij}^m (Y_j^s - Y_j^m) + \sum_{j=1}^n B_{ij}^s (Y_j^s - Y_j^m) \right] \quad (19)$$

onde  $B_{ij}^m$  e  $B_{ij}^s$  são elementos da matriz inversa de Leontief para a média das regiões e para a região específica analisada. A equação (20) também é obtida através da combinação das equações (17) e (18). No entanto, esta

36. Neste artigo, foram utilizadas as distribuições (e não os níveis) das demandas finais para  $Y_s = (Y_{MG}^s \text{ e } Y_{RB}^s)$  e  $Y_m$ . Não faria sentido utilizar os níveis, neste caso, devido ao fato de que RB representa uma parcela efetivamente maior da economia brasileira quando comparado a MG.

equação mensura, para cada indústria  $i$ , a variação da produção industrial como resultado da diferença entre os coeficientes interindustriais:

$$\frac{1}{2} \left[ \sum_{j=1}^n (B_{ij}^s - B_{ij}^m) Y_j^s + \sum_{j=1}^n (B_{ij}^s - B_{ij}^m) Y_j^m \right] \quad (20)$$

Portanto, o vetor obtido através da equação (19) possibilita mensurar a contribuição das diferenças entre as demandas finais,  $(Y_j^s - Y_j^m)$ , sobre a diferença da produção industrial entre a média das regiões e a região analisada,  $(X_m - X_s)$ . Enquanto isso, o vetor obtido através da equação (20) capta a importância das diferenças entre os coeficientes interindustriais,  $(B_{ij}^s - B_{ij}^m)$  sobre  $(X_m - X_s)$ .

### 3.1.6 Impactos da siderurgia de MG e do RB sobre o produto e o emprego<sup>37</sup>

A fim de verificar os impactos de variações na demanda final do setor siderúrgico, de MG e do RB, sobre o produto dos setores destas regiões, fez-se necessária a implementação do seguinte procedimento:

$$\hat{X} = B(\Delta Y_{Sider\_MG.}); \hat{X} = B(\Delta Y_{Sider\_RB}) \quad (21)$$

onde  $Y$  é o vetor de demanda final. O subscrito *sider* indica que a variação na demanda final (representada pelo  $\Delta$ ) é oriunda apenas do setor siderúrgico. Já os termos MG e RB revelam de qual região partiu o choque;  $\hat{X}$  é o novo vetor de produção estimado, após o choque na demanda final; e  $B$  constitui a matriz inversa de Leontief.<sup>38</sup>

37. O método de mensuração dos impactos sobre o produto é baseado em Miller e Blair (2009) e foi utilizado por Perobelli, Faria e Guilhoto (2006, p. 8). No caso do emprego, utilizou-se uma variação do método proposto por Chahad, Comune e Haddad (2004) e também reproduzido por Perobelli, Faria e Guilhoto (2006, p. 8-10).

38. O impacto que uma variação unitária na demanda final do setor siderúrgico, referente a MG ou RB, gera sobre a produção,  $X$ , dos  $j$  setores das duas regiões, foi avaliado em valores percentuais, ou seja:  $\Delta\%X^j = \frac{X_{Choque}^j - X_{Real}^j}{X_{Real}^j}$ .

Porém, como uma variação unitária na demanda final gera impactos relativamente pequenos sobre os demais setores, buscou-se analisar a distribuição do impacto desta variação. Para tanto: Impacto sobre o setor  $j = \frac{\Delta\%X^j}{\sum_i^n \Delta\%X^i}$ . Logo, o impacto em cada setor varia entre 0 a 100, captando a magnitude do efeito de variações na demanda final da siderurgia oriundas de cada região separadamente.

Com relação ao impacto sobre o emprego, decorrente de uma variação unitária na demanda final do setor siderúrgico, o cálculo seguiu os seguintes passos:

- construção de um vetor de coeficientes diretos de emprego ( $E$ ), contendo elementos do tipo:  $e_j = l_j/x_j$ ; <sup>39</sup> e
- obtenção do vetor de pessoal ocupado estimado,  $\hat{L}$ . Para tanto, foi necessário combinar os  $e_j$  elementos do vetor  $E$  com os  $\hat{x}_j$  elementos do vetor  $\hat{X}$ , obtido na equação (21). Logo:

$$\hat{l}_j = \hat{x}_j e_j \quad \text{ou} \quad \hat{l}_j = \hat{x}_j (l_j / x_j) \quad (22)$$

onde  $\hat{l}_j$  é um elemento de  $\hat{L}$  e representa o número estimado de empregados no setor  $j$  necessário à nova produção deste setor ( $\hat{x}_j$ ) devido a um choque unitário na demanda final do setor siderúrgico. Assim como foi feito com o impacto sobre a produção – equação (21) –, a análise sobre o emprego – equação (22) – também foi realizada via distribuição do impacto total entre os  $j$  setores (variando entre 0 e 100). <sup>40</sup>

### 3.2 Fonte e natureza dos dados

Este trabalho utilizou quatro matrizes inter-regionais de insumo-produto para o estado de Minas Gerais e o restante do Brasil (MG x RB), referentes aos anos de 1999 a 2002, com desagregação para treze setores, <sup>41</sup> e um vetor contendo o número de pessoas ocupadas, em ambas as regiões, sendo este vetor obtido na Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) (Rais, 2009). <sup>42</sup>

Como não existem matrizes inter-regionais oficiais para os anos citados, foi necessário utilizar um método, conhecido como RAS (Miller

39. Calculados da mesma forma que o do multiplicador de emprego simples – equação (8).

40. Cabe ressaltar que a matriz inter-regional utilizada (MG x RB) apresenta desagregação para treze setores produtivos e as interações entre eles ocorrem da seguinte forma: MG → MG; MG → RB; RB → MG; e RB → RB, onde as setas representam o fluxo de mercadorias. Portanto, variações sobre a demanda final do setor siderúrgico, em MG e no RB, irão gerar efeitos indiretos sobre os demais setores da economia, tanto dentro da região onde o choque ocorreu quanto fora dela.

41. 1. Agropecuária; 2. Extrativa mineral; 3. Minerais não metálicos; 4. Ferro e aço; 5. Metais não ferrosos e outras metalurgias; 6. Papel e celulose; 7. Química; 8. Alimentos e bebidas; 9. Têxtil e vestuário; 10. Outras indústrias; 11. Comércio e serviços; 12. Transporte; 13. Serviços públicos.

42. Neste caso, utilizou-se o número de trabalhadores com carteira assinada que estavam trabalhando no dia 31 de dezembro, nos anos de 1999 a 2002.

e Blair, 2009),<sup>43</sup> de atualização de matrizes de insumo-produto. Este método consiste, primeiramente, em definir os consumos intermediários, pela ótica das compras e das vendas, para em seguida implementar o ajuste biproporcional, RAS, para a construção das transações econômicas inter e intrassetoriais. Deste modo, é necessário que se conheçam os vetores de demanda total e de consumo intermediário (pela ótica das vendas e das compras) na estimativa dos coeficientes técnicos atualizados (para MG e RB, no caso deste trabalho). Logo, são necessários os vetores representantes do total de vendas interindustriais de cada um dos setores da matriz,  $U(1)$ , e das compras interindustriais destes setores,  $V(1)$ , além do vetor de produção total,  $X(1)$  e os coeficientes técnicos da matriz de insumo-produto base,  $A(0)$ . Os termos (1) e (0) representam valores para o ano-alvo e ano-base, respectivamente.

O primeiro passo foi testar se  $A(0) = A(1)$ , ou seja, se os coeficientes técnicos seriam estáveis. Assim, se a soma de cada uma das linhas e colunas da matriz  $[A(0)\hat{X}(1)]$ , que resultarão em vetores denominados  $U^0$  e  $V^0$ , for igual a  $U(1)$  e  $V(1)$ , respectivamente, o ajuste estará terminado. Portanto, os coeficientes da matriz-base,  $A(0)$ , em conjunto com o novo produto do ano-alvo  $X(1)$ , geram a própria matriz interindustrial. Porém, geralmente  $V^0 \neq V(1)$  e  $U^0 \neq U(1)$ . Assim, o segundo passo consiste em contornar o problema do vetor  $U$ , criando um novo vetor de ajuste, na forma  $U(1)/U^0$ , representado por  $R^1$ . Os elementos da matriz  $A(0)$  são multiplicados por este vetor diagonalizado, na forma matricial  $A^1 = \hat{R}^1 A(0)$ , formando um novo conjunto de coeficientes técnicos, os quais, se multiplicados por  $X(1)$ , são ajustados para atingir os valores de  $U(1)$ . O mesmo procedimento é realizado nas colunas (vetor  $V$ ). Neste caso, utiliza-se o vetor  $V(1)/V^0$ , representado por  $S^1$ , para corrigir as diferenças entre  $V(1)$  e  $V^1$ . Assim, o resultado deste procedimento é dado por:

$$A^2 = \hat{R}^1 A(0) \hat{S}^1 \quad (24)$$

onde  $A$  representa a matriz de coeficientes técnicos;  $\hat{R}$  é a matriz diagonal que modifica as linhas da matriz  $A(0)$ ; e  $\hat{S}$  é a matriz diagonal que modifica as colunas da mesma matriz. Os valores sobrescritos representam o número

43. Outros autores que utilizaram este método foram Haddad e Domingues (2003), Porsse, Haddad e Ribeiro (2003) e o próprio Souza (2008), que disponibilizou as matrizes para a elaboração deste trabalho.

de vezes que as matrizes foram modificadas. O valor 0 representa a matriz ano-base. Da equação (24) derivou-se o nome RAS da metodologia. Este processo deve ser repetido quantas vezes forem necessárias ( $A^3, A^4 \dots A^k$ ) até que os valores encontrados sejam iguais a  $U(1)$  e  $V(1)$ .

Para realizar a atualização via RAS, Souza (2008) utilizou a matriz de insumo-produto inter-regional (MG x RB), referente ao ano de 1996 (BDMG e Fipe, 2002), como matriz-base. Além disso, foram utilizados dados das contas nacionais e regionais disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2009) e as matrizes de insumo-produto, estimadas para o Brasil, por Guilhoto e Sesso Filho (2005), referentes aos anos de 1997 a 2002.

Para a construção dos consumos intermediários pela ótica das compras e vendas, inicialmente utilizou-se a ótica das compras na construção dos vetores de demanda total e valor adicionado empregando os dados do IBGE (2009).<sup>44</sup> Uma vez realizado este processo, estes vetores foram distribuídos percentualmente e ponderados pelos valores disponíveis na matriz de Guilhoto e Sesso Filho (2005). Portanto, cada matriz atualizada está expressa em valores correntes. Ainda considerando a ótica das compras passou-se para a construção do vetor de impostos e importações. Neste caso, foi utilizada a estrutura percentual encontrada na matriz de insumo-produto inter-regional de 1996 (BDMG e Fipe, 2002). Em seguida, estes valores foram redistribuídos, setorialmente, de acordo com o valor disponível na matriz de Guilhoto e Sesso Filho (2005). Assim, a subtração do valor adicionado, impostos e importações da demanda total revelam o consumo intermediário sob a ótica das compras.

Em seguida, empregando a abordagem da ótica das vendas, procedeu-se à construção de um vetor de demanda final. Para tanto, a demanda final foi desagregada em vetores de absorção interna em que estão inseridos o consumo privado, os gastos públicos e a formação bruta de capital fixo (FBCF). Este vetor foi construído com base na matriz de 1996 (BDMG e Fipe, 2002) e ponderado com os valores disponíveis na matriz de Guilhoto e Sesso Filho (2005) para os anos de 1999 a 2002. Na sequência, foi

44. Cabe ressaltar que as matrizes atualizadas por Souza (2008), e utilizadas aqui, apresentavam desagregação para apenas treze setores. Portanto, precisou-se compatibilizar os dados do IBGE (2009) com estes setores das matrizes. Os setores de minerais não metálicos, ferro e aço, metais não ferrosos e outras metalurgias, papel e celulose, química, alimentos e bebidas, têxtil e vestuário e outras indústrias das matrizes de Souza (2008) encontravam-se agregados em quatro grupos no IBGE (2009). São eles: indústria da transformação, Serviços Industriais de Utilidade Pública (SIUP), construção e comunicações. Logo, o somatório destes quatro setores, para os seus respectivos anos, foi redistribuído nas matrizes de Souza (2008) de acordo com a participação verificada na matriz-base de 1996 (BDMG e Fipe, 2002).

construído o vetor de absorção externa ou exportações. Para tanto, foram compatibilizados os setores das matrizes de Guilhoto e Sesso Filho (2005), contendo dados nacionais, com a matriz agregada de Souza (2008). Logo após, o total de exportação de cada setor da matriz de Guilhoto e Sesso Filho (2005) foi distribuído entre MG e RB, de acordo com a proporção apresentada na matriz inter-regional de 1996 (BDMG e Fipe, 2002). O consumo intermediário pela ótica das vendas foi obtido através da subtração dos vetores de absorção interna e externa do vetor de demanda total. Uma vez realizadas estas etapas, foi possível atualizar as matrizes inter-regionais, para os anos de 1999 a 2002, utilizando-se a metodologia RAS.<sup>45</sup>

#### 4 ANÁLISE DE RESULTADOS

Analisando os multiplicadores de produção, percebe-se que, no ano de 1999, o setor de minerais não metálicos apresentou, para MG, o maior coeficiente intrarregional (1,69). Além disso, o coeficiente inter-regional está dentro da média dos demais setores (0,39). Isto significa que, para cada R\$ 1,00 investido neste setor, localizado em MG, haverá um aumento de R\$ 0,69 na produção da região (incluindo o próprio setor indiretamente). Enquanto isso, os setores do RB crescerão o equivalente a R\$ 0,39. Como o multiplicador do setor de minerais não metálicos apresenta um elevado coeficiente intrarregional, seguido de um índice inter-regional mediano, sua taxa de transbordamento (Tb) está entre as menores da região (18,8%). Quanto ao setor de ferro e aço não foram verificadas grandes diferenças regionais entre os coeficientes totais (intra + inter-regional) dos multiplicadores de produção em MG e RB (igual a 2,01 e 2,06, respectivamente, em 1999, e 2,13 e 2,14, em 2002) (tabela 4).

---

45. A compatibilização das matrizes de Guilhoto e Sesso Filho (2005) e dos dados da Rais com os treze setores das matrizes utilizadas neste trabalho pode ser visualizada na tabela A.1.



TABELA 4

**Multiplicadores intra e inter-regionais e taxa de transbordamento da produção para os setores de MG e do RB (1999-2002)<sup>1</sup>**

Setores	$m^{MG\ 2}$ (1999)			$m^{MG}$ (2000)			$m^{MG}$ (2001)			$m^{MG}$ (2002)		
	MG	RB	Tb <sup>3</sup> (%)	MG	RB	Tb (%)	MG	RB	Tb (%)	MG	RB	Tb (%)
Agropecuária	1,41	0,38	21,2	1,43	0,41	22,3	1,41	0,46	24,6	1,41	0,47	25,0
Extrativa mineral	1,48	0,40	21,3	1,47	0,37	20,1	1,44	0,40	21,7	1,42	0,44	23,7
Minerais não metálicos	1,69	0,39	18,8	1,73	0,41	19,2	1,74	0,45	20,5	1,72	0,50	22,5
<b>Ferro e aço</b>	<b>1,51</b>	<b>0,50</b>	<b>24,9</b>	<b>1,55</b>	<b>0,52</b>	<b>25,1</b>	<b>1,54</b>	<b>0,57</b>	<b>27,0</b>	<b>1,52</b>	<b>0,61</b>	<b>28,6</b>
Metais não ferrosos	1,51	0,52	25,6	1,56	0,53	25,4	1,55	0,58	27,2	1,54	0,62	28,7
Papel e celulose	1,49	0,44	22,8	1,55	0,43	21,7	1,56	0,44	22,0	1,56	0,46	22,8
Química	1,47	0,39	21,0	1,51	0,41	21,4	1,50	0,44	22,7	1,50	0,47	23,9
Alimentos e bebidas	1,60	0,40	20,0	1,64	0,43	20,8	1,61	0,49	23,3	1,60	0,52	24,5
Têxtil e vestuário	1,49	0,41	21,6	1,53	0,44	22,3	1,53	0,47	23,5	1,53	0,49	24,3
Outras indústrias	1,58	0,42	21,0	1,63	0,43	20,9	1,64	0,46	21,9	1,64	0,49	23,0
Comércio e serviços	1,30	0,18	12,2	1,37	0,21	13,3	1,37	0,22	13,8	1,38	0,24	14,8
Transporte	1,59	0,45	22,1	1,64	0,47	22,3	1,66	0,50	23,1	1,63	0,51	23,8
Serviços públicos	1,26	0,17	11,9	1,31	0,18	12,1	1,34	0,20	13,0	1,37	0,23	14,4
<b>Média</b>	<b>1,49</b>	<b>0,39</b>	<b>20,7</b>	<b>1,53</b>	<b>0,40</b>	<b>20,7</b>	<b>1,53</b>	<b>0,44</b>	<b>22,3</b>	<b>1,52</b>	<b>0,47</b>	<b>23,6</b>

Setores	$m^{RB\ 4}$ (1999)			$m^{RB}$ (2000)			$m^{RB}$ (2001)			$m^{RB}$ (2002)		
	MG	RB	Tb	MG	RB	Tb	MG	RB	Tb	MG	RB	Tb
Agropecuária	0,04	1,63	2,4	0,04	1,65	2,4	0,04	1,63	2,4	0,03	1,63	1,8
Extrativa mineral	0,02	1,65	1,2	0,02	1,55	1,3	0,02	1,57	1,3	0,02	1,57	1,3
Minerais não metálicos	0,03	2,12	1,4	0,03	2,15	1,4	0,03	2,19	1,4	0,03	2,22	1,3
<b>Ferro e aço</b>	<b>0,07</b>	<b>1,99</b>	<b>3,4</b>	<b>0,07</b>	<b>2,02</b>	<b>3,3</b>	<b>0,07</b>	<b>2,05</b>	<b>3,3</b>	<b>0,06</b>	<b>2,08</b>	<b>2,8</b>
Metais não ferrosos	0,05	2,04	2,4	0,06	2,09	2,8	0,06	2,12	2,8	0,05	2,16	2,3
Papel e celulose	0,04	1,94	2,0	0,04	1,99	2,0	0,04	2,01	2,0	0,04	2,04	1,9
Química	0,03	1,89	1,6	0,03	1,91	1,5	0,03	1,93	1,5	0,03	1,95	1,5
Alimentos e bebidas	0,06	1,83	3,2	0,07	1,87	3,6	0,06	1,88	3,1	0,05	1,90	2,6
Têxtil e vestuário	0,05	1,81	2,7	0,06	1,86	3,1	0,05	1,88	2,6	0,05	1,92	2,5
Outras indústrias	0,04	1,88	2,1	0,04	1,93	2,0	0,04	1,95	2,0	0,04	1,99	2,0
Comércio e serviços	0,02	1,53	1,3	0,03	1,59	1,9	0,03	1,60	1,8	0,03	1,63	1,8
Transporte	0,04	2,11	1,9	0,04	2,09	1,9	0,04	2,14	1,8	0,03	2,12	1,4
Serviços públicos	0,02	1,59	1,2	0,02	1,58	1,3	0,02	1,59	1,2	0,02	1,64	1,2
<b>Média</b>	<b>0,04</b>	<b>1,85</b>	<b>2,1</b>	<b>0,04</b>	<b>1,87</b>	<b>2,1</b>	<b>0,04</b>	<b>1,89</b>	<b>2,1</b>	<b>0,04</b>	<b>1,91</b>	<b>2,1</b>

Fonte: Matrizes atualizadas por Souza (2008).

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Para melhor visualização, reduziu-se o nome dado ao setor de metais não ferrosos e outras metalurgias para metais não ferrosos. Isto foi feito também nas tabelas 5, 6, 7 e quadro 2.

<sup>2</sup> Tb representa a taxa de transbordamento inter-regional.

<sup>3</sup>  $m^{MG}$  é o multiplicador de produção para os setores da região de MG.

<sup>4</sup>  $m^{RB}$  é o multiplicador de produção para os setores de RB.

Quanto aos resultados sobre os coeficientes totais, a decomposição destes coeficientes trouxe algumas revelações. No caso de MG, constata-se uma gradual diminuição relativa do multiplicador intrarregional. Embora o valor absoluto tenha passado de 1,51 para 1,52, entre 1999 e 2002, o multiplicador diminuiu em relação à média dos demais setores da região. Isto se deve, pelo menos em parte, ao crescimento do multiplicador inter-regional do setor neste período. O setor de ferro e aço apresenta um dos maiores coeficientes inter-regionais entre os setores de MG (ficando atrás apenas de metais não ferrosos e outras metalurgias). Além disso, a combinação dos multiplicadores intra e inter-regionais lhe confere uma taxa de transbordamento elevada e crescente nos anos de 1999 a 2002, passando de 24,9% para 28,6%. Isto indica que o setor aumentou suas relações com as indústrias do RB. Porém, parece que estas relações comerciais com os setores de RB estão ocorrendo em detrimento dos de MG, uma vez que, descontado o capital inicial investido no setor, o efeito multiplicador sobre a produção inter-regional ultrapassou o intrarregional no período analisado. De qualquer modo, este resultado deve ser avaliado com cuidado. Uma das razões se deve ao período analisado. Conforme mencionado,<sup>46</sup> o Brasil passou por um período turbulento entre 1999 e 2002 (adoção do câmbio flutuante, apagão etc.) e o setor siderúrgico pode ter sido afetado de diversas formas. Logo, qualquer extrapolação dos resultados para além do período analisado pode ser temerosa (tabela 4).<sup>47</sup>

Com relação ao setor de ferro e aço localizado no RB, nota-se que o multiplicador intrarregional ficou acima da média em todos os anos analisados. Além disso, e ao contrário do que ocorreu com o setor em MG, este coeficiente cresceu em ritmo superior à média dos demais setores da região (passando de 1,99 em 1999 para 2,08 em 2002). Embora este setor tenha apresentado a maior taxa de transbordamento da região, esta diminuiu entre 1999 (3,4%) e 2002 (2,8%). Portanto, como a taxa média permaneceu estável (2,1%), parece que o setor do RB anda no caminho inverso ao de MG. Ou seja, enquanto o setor de ferro e aço de MG vem aumentando suas relações com os do RB, o mesmo setor no RB vem diminuindo suas relações

46. Ver nota de rodapé 10.

47. Apenas para se ter uma ideia de como a análise pode se tornar enganosa, o multiplicador de produção da siderurgia de MG, encontrado por Duarte Filho e Chiari (2002), referente ao ano de 1996, apresentou uma taxa de transbordamento para o RB de aproximadamente 28,8%. Neste caso, a comparação do transbordamento de 1996 com o de 2002 (28,6%) revelaria uma diminuição e não um aumento desta, conforme a comparação entre 1999 e 2002 parecia indicar.

com MG.<sup>48</sup> Outro ponto interessante refere-se ao efeito transbordamento deste setor no RB em relação ao mesmo setor em MG. Neste caso, o efeito em MG é muito superior ao do RB. Isto pode ser explicado pela menor dependência relativa do RB no que se refere à aquisição de bens e serviços para o consumo intermediário provenientes de MG. Isto vale para as vendas do RB que têm como destino MG. Portanto, os resultados indicam que o setor do RB é mais autossuficiente que o de MG e o comércio entre as duas regiões é mais importante para MG (tabela 4).

A tabela 5 revela que o setor siderúrgico em MG obteve um coeficiente multiplicador do emprego de 18,8.<sup>49</sup> Isto significa que, para cada milhão de reais investido no setor, são criadas aproximadamente 18,8 vagas de trabalho, sendo 10,2 no próprio setor em MG, três nos demais setores da região e 5,6 nos setores do RB. Embora este multiplicador tenha sido menor que a média dos setores da região (31), o setor de ferro e aço apresentou um dos maiores coeficientes inter-regionais em 1999 (5,6). Este efeito inter-regional manteve-se acima da média durante todos os anos analisados e reforça a ideia, obtida via multiplicador de produção, de que boa parte dos investimentos realizados neste setor tende a transbordar para o RB. Observando o período de 1999 a 2002, percebe-se que o coeficiente multiplicador associado ao setor de ferro e aço de MG decresceu (de 18,8 em 1999 para 15 em 2002). Porém, a média dos setores de MG e RB também diminuiu (passando de 31 para 25,2 em MG e de 23,3 para 18,2 no caso do RB). Portanto, parece haver uma tendência nacional de queda relacionada aos multiplicadores de emprego. Isto sugere que, em média, os setores brasileiros estão se tornando menos intensivos em mão de obra.<sup>50</sup>

48. Neste caso, o trabalho de Duarte Filho e Chiari (2002) parece corroborar os resultados do presente artigo. A taxa de transbordamento da siderurgia do RB para MG encontrada por estes autores foi 3,78% em 1996. Logo, haveria uma tendência de diminuição em relação a 1999 (3,4%) e 2002 (2,8%). Contudo, resultados para períodos mais longos seriam necessários a fim de assegurar que, de fato, há uma tendência de diminuição das relações do setor de ferro e aço do RB com MG.

49. Somatório dos coeficientes intrarregional (direto e indireto) e inter-regional. Ou seja:  $10,2 + 3,0 + 5,6$ .

50. Embora o período analisado neste trabalho seja curto (quatro anos) e turbulento (fato que dificulta a extrapolação do período analisado e, conseqüentemente, limita a verificação de possíveis tendências), os resultados dos multiplicadores de emprego obtidos neste artigo encontram eco no trabalho de Pereira *et al.* (2013b). Estes autores realizaram uma decomposição estrutural do emprego no Brasil, utilizando matrizes de insumo-produto referentes aos anos de 1990, 1995, 2000 e 2005. Embora tenham verificado uma elevação no número de empregos no período, seus resultados indicaram que o fator trabalho contribuiu para a diminuição de emprego na economia. Esta redução seria explicada pelo ganho de produtividade do trabalhador, que acabou reduzindo a participação do trabalho no produto. Logo, o acréscimo do número de empregos foi menor que a elevação do produto.

TABELA 5  
**Multiplicadores intra e inter-regionais do emprego para os setores de MG e do RB (1999-2002)<sup>1</sup>**

Setores	$\xi^{MG} (1999)$			$\xi^{MG} (2000)$			$\xi^{MG} (2001)$			$\xi^{MG} (2002)$		
	Intra		Inter	Intra		Inter	Intra		Inter	Intra		Inter
	Direto	Indireto		Direto	Indireto		Direto	Indireto		Direto	Indireto	
Agropecuária	19,1	2,8	3,7	18,3	3,2	3,5	18,3	3,4	3,6	15,3	2,8	3,2
Extrativa mineral	12,9	6,9	4,2	10,0	5,8	3,3	10,5	5,9	3,3	9,1	5,4	3,3
Minerais não metálicos	14,7	7,1	4,0	12,1	6,8	3,6	11,3	6,7	3,7	10,2	6,2	3,6
<b>Ferro e aço</b>	<b>10,2</b>	<b>3,0</b>	<b>5,6</b>	<b>8,9</b>	<b>3,0</b>	<b>5,0</b>	<b>8,4</b>	<b>2,9</b>	<b>5,0</b>	<b>7,4</b>	<b>2,8</b>	<b>4,8</b>
Metais não ferrosos	3,0	5,2	5,2	2,8	5,1	4,7	2,7	4,9	4,7	2,5	4,5	4,5
Papel e celulose	16,5	8,5	5,3	13,6	9,3	4,5	12,8	9,9	4,3	11,7	9,4	4,3
Química	3,8	6,6	3,4	3,4	6,6	3,2	3,4	6,3	3,1	3,2	5,8	3,0
Alimentos e bebidas	10,9	7,7	4,1	9,6	7,5	4,1	8,6	7,2	4,1	7,9	6,3	3,7
Têxtil e vestuário	61,8	7,4	6,5	54,7	7,4	6,3	51,2	7,2	6,1	48,4	6,6	5,8
Outras indústrias	8,5	6,5	4,5	7,3	6,4	4,1	6,9	6,3	4,1	6,3	6,0	4,0
Comércio e serviços	37,3	1,8	2,5	40,3	2,3	2,5	32,8	2,2	2,4	31,2	2,2	2,5
Transporte	25,2	7,7	5,9	22,6	8,2	5,4	21,3	8,1	5,2	20,2	7,6	5,0
Serviços públicos	45,3	5,0	2,8	28,5	5,0	2,6	35,4	4,9	2,6	33,3	4,7	2,8
<b>Média</b>	<b>20,7</b>	<b>5,9</b>	<b>4,4</b>	<b>17,9</b>	<b>5,9</b>	<b>4,0</b>	<b>17,2</b>	<b>5,8</b>	<b>4,0</b>	<b>15,9</b>	<b>5,4</b>	<b>3,9</b>

Setores	$\xi^{RB} (1999)$			$\xi^{RB} (2000)$			$\xi^{RB} (2001)$			$\xi^{RB} (2002)$		
	Intra		Inter	Intra		Inter	Intra		Inter	Intra		Inter
	Direto	Indireto		Direto	Indireto		Direto	Indireto		Direto	Indireto	
Agropecuária	11,5	3,4	0,5	10,9	3,2	0,5	9,4	2,8	0,4	7,7	2,4	0,4
Extrativa mineral	4,0	6,9	0,3	2,7	4,8	0,2	2,4	4,7	0,2	1,9	4,3	0,2
Minerais não metálicos	11,1	6,0	0,4	9,6	5,4	0,4	8,7	5,2	0,3	7,9	5,0	0,3
<b>Ferro e aço</b>	<b>17,8</b>	<b>5,1</b>	<b>0,7</b>	<b>15,8</b>	<b>4,6</b>	<b>0,6</b>	<b>14,7</b>	<b>4,5</b>	<b>0,6</b>	<b>12,9</b>	<b>4,4</b>	<b>0,5</b>
Metais não ferrosos	5,8	7,5	0,5	5,3	6,8	0,5	5,0	6,6	0,4	4,6	6,1	0,4
Papel e celulose	10,1	8,1	0,6	9,0	7,5	0,6	8,1	7,1	0,5	7,2	7,1	0,5
Química	2,1	4,8	0,3	1,8	4,1	0,3	1,7	4,0	0,3	1,5	3,7	0,2
Alimentos e bebidas	11,6	8,0	0,9	10,5	7,4	0,9	9,7	6,8	0,7	9,1	6,1	0,6
Têxtil e vestuário	36,2	3,5	1,8	33,7	3,3	1,8	30,9	3,1	1,6	28,6	3,0	1,5
Outras indústrias	11,6	7,4	0,4	10,4	6,6	0,4	9,6	6,3	0,4	8,6	6,0	0,3
Comércio e serviços	30,2	4,2	0,3	28,8	4,2	0,4	27,8	4,0	0,3	26,3	4,0	0,3
Transporte	25,0	8,3	0,5	22,7	7,0	0,5	20,6	6,8	0,4	19,2	6,3	0,4
Serviços públicos	37,9	6,8	0,3	34,4	6,0	0,3	33,7	5,7	0,3	31,0	5,4	0,3
<b>Média</b>	<b>16,5</b>	<b>6,2</b>	<b>0,6</b>	<b>15,1</b>	<b>5,5</b>	<b>0,6</b>	<b>14,0</b>	<b>5,2</b>	<b>0,5</b>	<b>12,8</b>	<b>4,9</b>	<b>0,5</b>

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> A Rais (2009) contabiliza apenas os trabalhadores formais. Portanto, setores com alto índice de informalidade, como o agropecuário, podem estar com multiplicadores de emprego subdimensionados.

Obs.: 1. O coeficiente do multiplicador de emprego intrarregional foi subdividido em impacto direto (no setor  $j$ ) e indireto (demais setores da região). Portanto, o multiplicador total do emprego,  $\xi_j = \text{Intra} + \text{Inter}$  ou  $\xi_j = \text{Dir} + \text{Ind} + \text{Inter}$ .

2. Valores oriundos de uma variação de R\$ 1 milhão na demanda final do setor  $j$ .

No caso da siderurgia localizada no RB, o multiplicador do emprego, diferentemente do mesmo setor em MG, oscilou próximo à média da região entre 1999 e 2002. Em 1999, o setor apresentou um coeficiente de 23,6, enquanto a média da região foi 23,3. Em 2002, estes valores foram, respectivamente, 17,8 e 18,2. Cabe ressaltar que, em média, os setores de MG apresentaram um coeficiente multiplicador de emprego superior ao dos setores do RB. No entanto, no caso do setor de ferro e aço este valor foi menor em MG. Em 1999, o índice, para o setor em MG, ficou em 18,8, enquanto no RB foi de 23,6. Este resultado pode ser um indício de que a siderurgia de MG está mais mecanizada que a do RB, pois, como boa parte desta diferença regional poder ser atribuída aos coeficientes intrarregionais diretos, conclui-se que o setor em MG é menos intensivo em mão de obra que o do RB (tabela 5).

Outro fato curioso, que já havia sido constatado por Setto, Brasil e Vieira (2005) ao analisarem a siderurgia do estado do Espírito Santo entre 1990 e 1999, refere-se à maior relevância deste setor sobre o produto do que sobre o emprego. Basta observar a média dos multiplicadores de produção e emprego (tabelas 4 e 5) associada ao setor siderúrgico de MG e RB para verificar que o multiplicador de produção costuma ficar acima da média dos demais setores, enquanto o de emprego geralmente fica próximo à média (caso da siderurgia de RB) ou abaixo de MG).<sup>51</sup>

Quanto aos índices de ligação (quadro 2), considerando o modelo regional (ou seja, apenas os setores de MG), é possível perceber que o setor siderúrgico de MG apresentou características de setor-chave para a região entre 1999 e 2001. Isto significa que, neste período, ele apresentou ligações para frente e para trás acima da média dos demais setores da região.<sup>52</sup> Portanto, um crescimento do setor impactaria de forma elevada tanto os setores que demandam produtos e serviços siderúrgicos (efeito para frente) quanto os que oferecem os insumos necessários à produção deste setor (efeito para trás). O setor de ferro e aço localizado no RB também apresentou tais características no período, por isso era um setor-chave para a região do RB. Porém, em 2002, ambos deixaram de sê-lo. A siderurgia de MG passou a

51. Tal inferência também pode ser verificada, para o caso da siderurgia brasileira no ano de 2005, no trabalho de Pereira, Bastos e Perobelli (2013a). Entre 65 setores, o de aço e derivados obteve, respectivamente, o sétimo maior multiplicador de produção e o 54º maior multiplicador de emprego.

52. Resultado semelhante foi encontrado por Setto, Brasil e Vieira (2005) para a siderurgia capixaba. Os autores verificaram índices de ligação para frente e para trás acima da média para este setor durante 1990 e 1999.

apresentar apenas efeitos para frente acima da média, enquanto a do RB apresentou apenas efeitos para trás.<sup>53</sup> No caso do setor de MG, não houve uma modificação significativa no fluxo comercial que mereça menção.<sup>54</sup> Já a siderurgia localizada no RB, de fato, passou a vender menos para os demais setores do RB. Este resultado pode ser verificado através da análise do campo de influência (figura 2). Embora não seja ideal para analisar os resultados do modelo regional, pois o campo de influência foi calculado com base na matriz inter-regional, é possível notar que, em 2002, o setor 4 (ferro e aço), localizado no RB, passou a vender menos para os setores 7 (química) e 8 (alimentos e bebidas) da mesma região (quadro 2).<sup>55</sup>

Ao se analisar o modelo inter-regional (onde as regiões de MG e RB compõem, conjuntamente, o Brasil), ainda no quadro 2, percebe-se uma perda relativa de influência do setor siderúrgico de MG (deixa de ser setor-chave no período). O fato é que, na versão inter-regional, as relações comerciais deste setor em MG precisariam ser superiores não somente aos demais setores da região, mas também aos setores do RB. E, como demonstrado na tabela 4 e na figura 2, os setores do RB são mais autossuficientes e detêm mais relações comerciais intrarregionais que os de MG. Logo, embora este resultado pudesse ser esperado, o fato é que Duarte Filho e Chiari (2002) também utilizaram um modelo inter-regional e encontraram características de *setor-chave* tanto para a siderurgia de MG quanto para a do RB em 1996. Portanto, uma análise que considere um período maior é necessária no intuito de verificar se a perda do *status* de setor-chave da siderurgia de MG foi passageira ou duradoura.

---

53. A perda da relevância do setor, em 2002, deve ser analisada com cautela, visto que, segundo artigo de Pereira, Bastos e Perobelli (2013a), considerando a economia brasileira no ano de 2005, o setor de *fabricação de aço e derivados* é caracterizado como *setor-chave* do país.

54. Os índices de ligação para trás deste setor em MG ficaram muito próximos da unidade (média) em todos os anos analisados, sendo o maior deles verificado em 2000 (1.008) e o menor em 2002 (0.995).

55. Além disso, as exportações também poderiam estar influenciando a diminuição do índice de ligação para frente do setor de ferro e aço do RB. Para que isto ocorra, bastaria que este setor estivesse alocando uma porção maior da sua produção para o setor externo. Nota-se que, como foram utilizadas matrizes regionais para o RB nesta análise, a região de MG é considerada externa. Portanto, vendas para os setores desta região são computadas como exportação no modelo regional. Porém, a elevação de vendas para MG não parece plausível dado que o campo de influência (figura 2), para o ano de 2002, indica que as vendas, destinadas a MG, diminuíram em diversos setores.

QUADRO 2

## Índices de ligação para os setores de MG, RB e Brasil (MG + RB) (1999-2002)

Setores	Modelo regional				Modelo inter-regional			
	1999	2000	2001	2002	1999	2000	2001	2002
Agropecuária	F <sup>1</sup> -	F -	F -	F -	F -	F -	- -	F -
Extrativa mineral	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -
Minerais não metálicos	- B <sup>2</sup> -	B -	B -	B -	- B -	B -	B -	B -
Ferro e aço	SC <sup>3</sup>	SC	SC	F -	- B -	B -	B -	B -
Metais não ferrosos	- B -	B -	B -	B -	- B -	B -	B -	B -
Papel e celulose	- -	- B -	B -	B -	- B -	B -	B -	B -
Química	MG	- -	- -	- -	- -	B -	- -	- -
Alimentos e bebidas	- B -	B -	B -	B -	- B -	B -	B -	B -
Têxtil e vestuário	- -	- -	- -	- B	- B -	B -	B -	B -
Outras indústrias	SC	SC	SC	SC	SC	SC	SC	SC
Comércio e serviços	F -	F -	F -	F -	F -	F -	F -	F -
Transporte	SC	SC	SC	SC	- B -	B -	B -	B -
Serviços públicos	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -
Agropecuária	F -	F -	F -	F -	Brazil	F -	F -	F -
Extrativa mineral	- -	- -	F -	F -	- -	F -	F -	F -
Minerais não metálicos	- B -	B -	B -	B -	- B -	B -	B -	B -
Ferro e aço	SC	SC	SC	- B	SC	SC	SC	SC
Metais não ferrosos	SC	SC	SC	SC	SC	SC	SC	SC
Papel e celulose	- B -	B -	B -	B -	- B -	B -	B -	B -
Química	RB	SC	SC	SC	SC	SC	SC	SC
Alimentos e bebidas	- -	- -	- -	- -	- B -	B -	- -	- -
Têxtil e vestuário	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	B -
Outras indústrias	- B -	B -	B -	B -	- B -	SC	SC	SC
Comércio e serviços	F -	- -	- -	- -	F -	F -	F -	F -
Transporte	- B -	B -	B -	B -	- B -	B -	B -	B -
Serviços públicos	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -

Fonte: Matrizes atualizadas por Souza (2008).

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> A notação F significa que o setor possui ligações para frente (*forward effects*) acima da média.

<sup>2</sup> A notação B indica elevado índice de ligações para trás (*backward effects*).

<sup>3</sup> Quando um setor possuir os dois efeitos, ele é denominado setor-chave (SC).

Obs.: Foram calculados os índices de ligação utilizando as matrizes regionais para MG e, posteriormente, RB (modelo regional) e as matrizes inter-regionais para MG e RB conjuntamente.

Outro fato relevante refere-se ao elevado efeito para trás verificado pela siderurgia de MG quando é utilizado o modelo inter-regional (quadro 2). Isto pode ser explicado através da figura 2. O campo de influência deste setor mostra que a siderurgia de MG está entre os setores que mais demandam do RB, e como no modelo regional a região do RB foi tomada como externa, esta forte relação não era computada. Uma análise semelhante pode ser realizada para o setor de ferro e aço do RB. No modelo regional, este setor havia diminuído suas ligações para frente e deixado de ser setor-chave. Porém, ao incluir MG no modelo inter-regional, o índice de ligações para frente aumentou consideravelmente, devido ao fato de que boa parte das vendas da siderurgia do RB tem como destino MG. Logo, a diminuição nas vendas intrarregionais, verificada em 2002, conseguiu reduzir o índice de ligações para frente em relação aos anos anteriores,<sup>56</sup> mas não o suficiente para que o setor deixasse de ser um setor-chave.

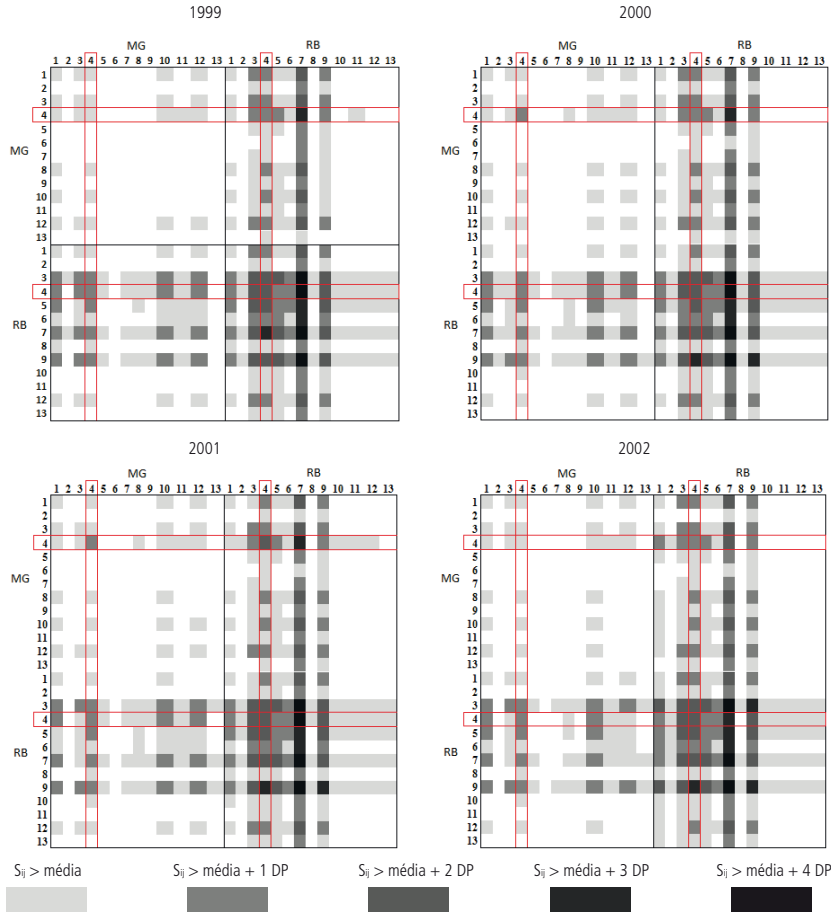
A análise dos índices de ligação (quadro 2), embora seja importante para determinar os setores-chave, não revela a distribuição ou intensidade das relações comerciais destes setores. Para verificar estas características utilizou-se a análise do campo de influência (figura 2). Através desta abordagem, foi possível confirmar que o setor 4 (ferro e aço) de MG, de fato, apresentou ligações mais intensas, tanto pela ótica das vendas (nas linhas) quanto pela ótica das compras (nas colunas), com os setores do RB, em relação aos demais setores de MG. Assim, as relações inter-regionais superam as intrarregionais no caso da siderurgia desta região. Ainda em MG, este setor apresentou um elevado índice de comercialização consigo próprio. Na realidade, este elo está entre os mais fortes da região (encontro da linha 4 com a coluna 4 do quadrante superior esquerdo). Quanto às relações inter-regionais, os setores 2 (extrativa mineral), 4 (ferro e aço), 5 (metais não ferrosos e outras metalurgias), 7 (química) e 9 (têxtil e vestuário), do RB, são os que mais adquirem e fornecem produtos e serviços ao setor de ferro e aço de MG. Vale ressaltar que o setor 7 (química), do RB, foi o maior consumidor da siderurgia de MG nos anos analisados.

---

56. O índice de ligações para frente deste setor no RB, considerando o modelo inter-regional (MG e RB), foi 1.38 em 1999; 1.35 em 2000; 1.37 em 2001; e 1.31 em 2002.



FIGURA 2  
**Campo de influência dos setores de MG e RB (1999-2002)**



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os setores são: 1. Agropecuária; 2. Extrativa mineral; 3. Minerais não metálicos; 4. Ferro e aço; 5. Metais não ferrosos e outras metalurgias; 6. Papel e celulose; 7. Química; 8. Alimentos e bebidas; 9. Têxtil e vestuário; 10. Outras indústrias; 11. Comércio e serviços; 12. Transporte; 13. Serviços públicos.

2. DP = desvio-padrão.

Nota do editorial: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

Como já era esperado, a siderurgia do RB foi superior à de MG tanto na quantidade de elos quanto na intensidade destes. Além disso, os elos mais fortes se concentram dentro da região do RB (quadrante inferior direito). Entre 1999 e 2002, o setor 7 (química), localizado no RB, foi o que mais consumiu produtos e serviços do setor de ferro e aço da região, enquanto o

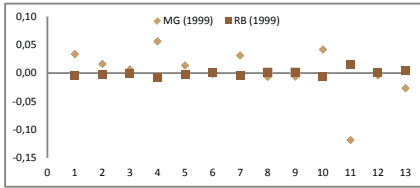
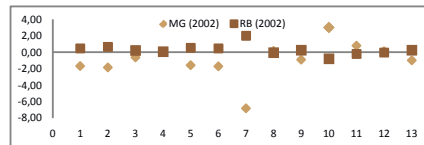
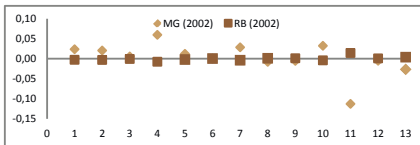
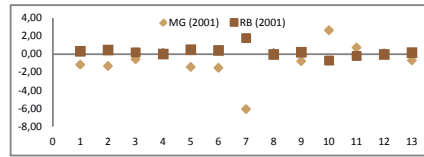
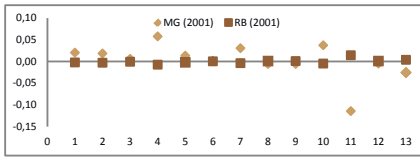
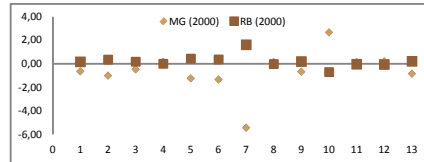
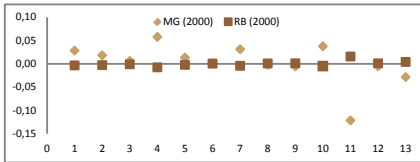
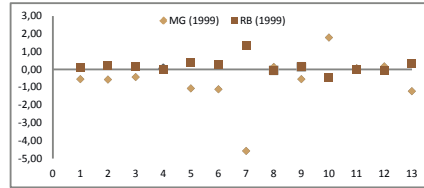
9 (têxtil e vestuário) foi o principal fornecedor. No contexto inter-regional, os setores 1 (agropecuária), 4 (ferro e aço) e 10 (outras indústrias), de MG, se destacaram por demandarem demasiadamente da siderurgia do RB durante todo o período analisado. Os setores de MG que mais ofereceram insumo foram 1 (agropecuária), 3 (minerais não metálicos), 4 (ferro e aço), 8 (alimentos e bebidas), 10 (outras indústrias) e 12 (transporte) (figura 2).

A decomposição espacial da produção, disposta na figura 3, mostra o quanto da diferença entre a produção de cada setor, em MG e no RB, se deve à distribuição da demanda final e o quanto se deve à estrutura de produção intersetorial de cada região. Os resultados revelaram que a produção do setor 4 (ferro e aço) de MG é mais orientada pela demanda final que a do RB. Isto significa que a produção da siderurgia de MG é mais sensível a variações na demanda final quando comparada ao mesmo setor em RB. Esta diferença regional só não é maior que a do setor 11 (comércio e serviços). No que se refere à estrutura intersetorial, parece que o setor 4 (ferro e aço), de ambas as regiões, apresenta uma estrutura de relações intersetoriais semelhante, de modo que a diferença entre a produção nestas regiões não se deve tanto a estas relações. Em termos temporais, não ocorreram variações significativas na decomposição para o setor siderúrgico em MG e RB.

Na análise da variação na demanda final do setor siderúrgico de MG, verificou-se que, em média, considerando o período de 1999 a 2002, aproximadamente 77,33% do impacto sobre a produção total do Brasil ocorreu neste setor em MG. Além deste, o setor de transportes e o de metais não ferrosos e outras metalurgias seriam os mais afetados na região (com, respectivamente, 3% e 2,66% do impacto total). O setor extrativo mineral, em MG, apresentou alta participação no efeito total, em 1999 (2,64%) e 2000 (4,49%). Porém, este índice diminuiu para 0,36% em 2002. No período analisado, os setores de MG sempre foram responsáveis por mais de 90% dos impactos sobre a produção total. O setor mais afetado no RB, entre 1999 e 2002, seria a própria siderurgia (aproximadamente 5% do efeito total – média do período). Este resultado indica que existe uma forte ligação entre a siderurgia de MG e a do RB. O setor extrativo mineral do RB apresentou o maior índice em 2002 (1,02%), justamente o ano em que este setor, em MG, diminuiu sua participação no impacto total verificado. Portanto, isto pode ser um indício de uma tendência crescente de comércio entre a siderurgia de MG e a extrativa mineral do RB, em detrimento

do mesmo setor situado no estado. Todavia, estudos que considerem períodos mais longos precisam ser realizados a fim de confirmar esta hipótese (tabela 6).

FIGURA 3

**Decomposição espacial da produção de MG e RB (1999-2002)**Diferenças na produção industrial devido à demanda final  
equação (20)Diferenças na produção industrial devido à estrutura intersetorial  
equação (21)

Elaboração dos autores.

Notas: Os setores são: 1. Agropecuária; 2. Extrativa mineral; 3. Minerais não metálicos; 4. Ferro e aço; 5. Metais não ferrosos e outras metalurgias; 6. Papel e celulose; 7. Química; 8. Alimentos e bebidas; 9. Têxtil e vestuário; 10. Outras indústrias; 11. Comércio e serviços; 12. Transporte; 13. Serviços públicos.

Nota do editorial: Imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

Obs.: Os resultados da equação (20) utilizaram a demanda final normalizada. Já a equação (21) utilizou os valores correntes das relações intersetoriais. Portanto, os resultados desta última precisam ser multiplicados por (1,0 e + 010).

Ainda analisando a tabela 8, e considerando o choque proveniente da siderurgia do RB, mais uma vez a maior parte do impacto ocorre no setor da própria região (em média 72,47%, entre 1999 e 2002). O setor siderúrgico de MG seria o segundo mais afetado (em média 5,79%). O setor extrativo mineral do RB também apresentou um impacto relativamente significativo, em torno de 5,2% do total do impacto, em média, seria incorporado por este

setor. O setor extrativo mineral de MG merece destaque, sua participação no efeito total chegou a 1,63%, em 2000, e caiu para 0,12% em 2002. Portanto, este setor provavelmente vem diminuindo sua relação com a siderurgia do RB.

TABELA 6

**Distribuição do impacto, sobre a produção, pelos setores de MG e do RB**

(Valores percentuais)

Setores	Variação da produção oriunda de variação na demanda final da siderurgia de MG e RB							
	1999		2000		2001		2002	
	$\Delta Y_{MG}$	$\Delta Y_{RB}$	$\Delta Y_{MG}$	$\Delta Y_{RB}$	$\Delta Y_{MG}$	$\Delta Y_{RB}$	$\Delta Y_{MG}$	$\Delta Y_{RB}$
Agropecuária	1,70	0,87	1,58	0,81	1,55	0,77	1,93	0,89
Extrativa mineral	2,64	0,95	4,49	1,63	1,65	0,58	0,36	0,12
Minerais não metálicos	1,87	0,43	2,03	0,48	2,06	0,47	2,17	0,44
<b>Ferro e aço</b>	<b>78,25</b>	<b>5,99</b>	<b>75,68</b>	<b>6,09</b>	<b>77,73</b>	<b>6,04</b>	<b>77,66</b>	<b>5,05</b>
Metais não ferrosos	2,52	1,04	2,64	1,09	2,69	1,08	2,77	1,03
Papel e celulose	0,09	0,48	0,10	0,49	0,11	0,51	0,12	0,54
MG Química	0,64	1,05	0,66	1,06	0,70	1,09	0,76	1,13
Alimentos e bebidas	0,14	0,18	0,16	0,19	0,15	0,18	0,17	0,19
Têxtil e vestuário	0,13	0,31	0,14	0,32	0,15	0,34	0,17	0,36
Outras indústrias	1,03	0,24	1,22	0,29	1,24	0,28	1,35	0,28
Comércio e serviços	0,60	0,12	0,57	0,12	0,66	0,13	0,70	0,13
Transporte	3,06	0,64	3,17	0,69	3,25	0,67	3,38	0,62
Serviços públicos	0,03	0,01	0,21	0,05	0,26	0,06	0,34	0,07
<b>Total intra/inter-regional</b>	<b>92,71</b>	<b>12,30</b>	<b>92,65</b>	<b>13,31</b>	<b>92,20</b>	<b>12,20</b>	<b>91,87</b>	<b>10,86</b>
Agropecuária	0,22	1,11	0,21	1,05	0,23	1,11	0,28	1,31
Extrativa mineral	0,79	4,79	0,88	5,17	0,91	5,24	1,02	5,61
Minerais não metálicos	0,17	1,68	0,18	1,69	0,19	1,74	0,21	1,80
<b>Ferro e aço</b>	<b>4,86</b>	<b>73,11</b>	<b>4,78</b>	<b>71,73</b>	<b>5,07</b>	<b>72,34</b>	<b>5,09</b>	<b>72,69</b>
Metais não ferrosos	0,46	2,55	0,47	2,53	0,50	2,59	0,53	2,63
Papel e celulose	0,10	0,62	0,10	0,62	0,11	0,66	0,13	0,70
RB Química	0,24	1,49	0,24	1,48	0,26	1,53	0,28	1,63
Alimentos e bebidas	0,01	0,05	0,02	0,07	0,01	0,07	0,02	0,07
Têxtil e vestuário	0,04	0,25	0,05	0,26	0,05	0,27	0,06	0,30
Outras indústrias	0,06	0,30	0,07	0,34	0,08	0,37	0,09	0,41
Comércio e serviços	0,04	0,22	0,04	0,20	0,04	0,21	0,05	0,23
Transporte	0,28	1,39	0,29	1,42	0,32	1,52	0,35	1,57
Serviços públicos	0,03	0,13	0,03	0,13	0,03	0,13	0,04	0,18
<b>Total inter/intrarregional</b>	<b>7,29</b>	<b>87,70</b>	<b>7,35</b>	<b>86,69</b>	<b>7,80</b>	<b>87,80</b>	<b>8,13</b>	<b>89,14</b>
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

Elaboração dos autores.

Por fim, procedeu-se à análise do impacto de uma variação da demanda final do setor siderúrgico oriunda de MG e, posteriormente, do RB sobre o número de pessoas ocupadas em cada setor em ambas as regiões (tabela 9). Pode-se perceber que uma variação na demanda final do setor siderúrgico de MG iria gerar um impacto maior sobre o número de pessoas empregadas dentro do próprio estado (69,57% do total, considerando a média dos quatro anos analisados). No entanto, este valor é mais expressivo no caso de uma variação oriunda da demanda final da siderurgia do RB. Neste cenário, a média do impacto sobre o emprego para o RB é de 97,14%. Portanto, apenas 2,86%, de uma variação na demanda final da siderurgia do RB, são convertidos em emprego para MG. Este resultado faz sentido, uma vez que a região *MG* é menor que a região *RB*.<sup>57</sup> Vale destacar que uma elevação na demanda por produtos siderúrgicos de MG faria com que pouco mais da metade dos empregos gerados na economia (MG + RB) ficassem no setor siderúrgico do estado. Na realidade, este valor chega a um extremo em 2002, em que apenas 49,2% dos empregos gerados seriam destinados à siderurgia de MG. Resultado semelhante foi obtido por Setto, Brasil e Vieira (2005, p. 142) para a siderurgia do Espírito Santo. Segundo os autores: “os efeitos de choques na demanda final do setor Siderurgia geram mais empregos em outros setores do que na própria Siderurgia”.

Tanto em MG quanto no RB verificou-se uma queda no indicador de impacto sobre o emprego intrarregional do setor siderúrgico no período analisado. Portanto, variações na demanda final deste setor têm produzido cada vez menos impacto direto sobre o número de pessoas ocupadas na siderurgia dentro da própria região. Outra questão relevante refere-se ao impacto de uma variação da demanda final da siderurgia de MG sobre o mesmo setor no RB. Neste caso, considerando a média entre os quatro anos, se a demanda final aumentasse e fossem criados cem novos empregos no Brasil, mais de 54 destas vagas iriam para a siderurgia de MG e mais de dezesseis pessoas seriam empregadas na siderurgia do RB. No entanto, se o mesmo crescimento fosse oriundo do setor siderúrgico localizado no RB, apenas uma vaga seria incorporada pela siderurgia de MG. O estado inteiro iria obter pouco mais

---

57. Portanto, se a siderurgia de MG crescer, a tendência de que sejam criadas vagas de trabalho em outros estados próximos do RB é relativamente maior. No entanto, existem usinas siderúrgicas em nove estados brasileiros e nada garante que o crescimento de usinas em outros estados (como Gerdau Cearense, Açonorte, Riograndense, entre outras situadas no RB) possa gerar emprego indireto em MG.

de duas vagas, menos do que setores como comércio e serviços e transportes do RB. A siderurgia desta região iria admitir quase 75 novos postos (tabela 9).

TABELA 9

**Distribuição do impacto, sobre o emprego, pelos setores de MG e do RB**

(Valores percentuais)

Setores	Variação do emprego oriunda de variação na demanda final da siderurgia de MG e RB							
	1999		2000		2001		2002	
	$\Delta Y_{MG}$	$\Delta Y_{RB}$	$\Delta Y_{MG}$	$\Delta Y_{RB}$	$\Delta Y_{MG}$	$\Delta Y_{RB}$	$\Delta Y_{MG}$	$\Delta Y_{RB}$
Agropecuária	2,95	0,46	2,69	0,43	2,48	0,39	3,03	0,45
Extrativa mineral	0,61	0,07	1,02	0,12	0,37	0,04	0,08	0,01
Minerais não metálicos	0,57	0,04	0,59	0,04	0,56	0,04	0,57	0,04
<b>Ferro e aço</b>	<b>54,29</b>	<b>1,27</b>	<b>52,62</b>	<b>1,32</b>	<b>51,61</b>	<b>1,26</b>	<b>49,25</b>	<b>1,02</b>
Metais não ferrosos	0,27	0,03	0,31	0,04	0,31	0,04	0,31	0,04
Papel e celulose	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03
MG								
Química	0,11	0,05	0,12	0,06	0,12	0,06	0,14	0,06
Alimentos e bebidas	0,12	0,04	0,13	0,05	0,11	0,04	0,13	0,05
Têxtil e vestuário	0,11	0,08	0,13	0,09	0,13	0,09	0,14	0,10
Outras indústrias	2,52	0,18	2,90	0,21	2,81	0,20	2,94	0,19
Comércio e serviços	5,55	0,35	6,01	0,40	6,10	0,39	6,41	0,37
Transporte	3,13	0,20	3,17	0,21	3,15	0,20	3,22	0,19
Serviços públicos	0,19	0,01	0,89	0,07	1,41	0,10	1,83	0,12
<b>Total intra/inter-regional</b>	<b>70,45</b>	<b>2,83</b>	<b>70,6</b>	<b>3,08</b>	<b>69,18</b>	<b>2,87</b>	<b>68,06</b>	<b>2,65</b>
Agropecuária	1,63	2,55	1,53	2,42	1,61	2,48	1,98	2,93
Extrativa mineral	0,54	1,00	0,63	1,15	0,66	1,19	0,71	1,25
Minerais não metálicos	0,35	1,06	0,35	1,06	0,36	1,04	0,38	1,06
<b>Ferro e aço</b>	<b>16,41</b>	<b>75,42</b>	<b>16,03</b>	<b>74,98</b>	<b>16,67</b>	<b>74,51</b>	<b>16,03</b>	<b>72,72</b>
Metais não ferrosos	0,96	1,62	1,00	1,68	1,04	1,70	1,08	1,70
Papel e celulose	0,30	0,56	0,30	0,57	0,31	0,57	0,33	0,59
RB								
Química	0,43	0,83	0,44	0,84	0,45	0,84	0,49	0,89
Alimentos e bebidas	0,08	0,12	0,12	0,17	0,11	0,16	0,12	0,16
Têxtil e vestuário	0,32	0,56	0,35	0,61	0,37	0,63	0,42	0,69
Outras indústrias	1,25	1,91	1,45	2,21	1,55	2,30	1,69	2,43
Comércio e serviços	3,49	5,73	3,29	5,33	3,55	5,61	3,95	6,08
Transporte	2,45	3,72	2,53	3,83	2,71	4,02	2,81	4,07
Serviços públicos	1,36	2,08	1,38	2,07	1,41	2,08	1,95	2,78
<b>Total inter/intrarregional</b>	<b>29,55</b>	<b>97,17</b>	<b>29,40</b>	<b>96,92</b>	<b>30,82</b>	<b>97,13</b>	<b>31,94</b>	<b>97,35</b>
<b>Total</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

Elaboração dos autores.

## 5 CONCLUSÃO

Conforme demonstrado neste trabalho, o setor siderúrgico, no Brasil e no mundo, costuma ser alvo de políticas industriais que acabam por favorecer o crescimento de alguns setores em detrimento de outros. A fim de se verificarem os impactos associados a investimentos neste setor, este trabalho analisou a estrutura produtiva da siderurgia nacional e suas relações com os demais setores entre 1999 e 2002. Como boa parte da produção e exportação de ferro e aço brasileira está concentrada no estado de Minas Gerais, o que pode representar ganhos de escala para a região, optou-se por subdividir o Brasil em duas regiões, sendo estas MG e RB. Para tanto, foram utilizadas matrizes inter-regionais de insumo-produto (MG x RB), para os anos citados, contendo as relações comerciais entre treze setores de MG e outros treze do RB. Por meio destas matrizes, foram calculados multiplicadores de produção e emprego, os índices de ligação entre estes, o campo de influência e, posteriormente, realizou-se uma decomposição espacial da produção de ambas as regiões. Além disso, verificou-se como uma variação na demanda final, em cada uma destas regiões, poderia afetar o produto e o emprego setorial.

Quanto aos multiplicadores de produção do setor siderúrgico, constatou-se que não existem grandes diferenças entre os coeficientes totais em MG e no RB. Porém, a decomposição deste resultado mostrou que, para o caso de MG, a combinação dos multiplicadores intra e inter-regionais confere a este setor uma taxa de transbordamento elevada e crescente entre 1999 e 2002, passando de 24,9% para 28,6%. Embora este tenha sido um período conturbado para a economia brasileira, em que fatores como o *apagão* e a adoção do câmbio flutuante dificultaram a extrapolação dos resultados, a elevação do transbordamento em MG indica que o setor aumentou suas relações com as indústrias do RB no período. Porém, há indícios de que estas relações comerciais estão ocorrendo em detrimento dos setores de MG, uma vez que, descontado o capital inicial investido no setor, o efeito multiplicador sobre a produção inter-regional ultrapassou o intrarregional no período analisado. Todavia, recomenda-se considerar um período mais longo a fim de verificar se esta elevação na taxa de transbordamento foi transitória ou duradoura.

Com relação ao setor de ferro e aço localizado no RB, notou-se que o coeficiente intrarregional, além de elevado, cresceu em ritmo superior à

média dos demais setores da região. Além disso, embora este setor tenha apresentado a maior taxa de transbordamento da região, esta diminuiu no período. Logo, como a taxa média permaneceu estável, parece que, enquanto o setor de ferro e aço de MG vem aumentando suas relações com o RB, o mesmo setor no RB vem diminuindo suas relações com MG. Embora seja importante considerar períodos mais longos para confirmar esta hipótese, a literatura sobre o tema parece indicar que o transbordamento da siderurgia do RB para MG vem diminuindo. Outro ponto interessante refere-se ao efeito transbordamento do setor de ferro e aço, que em MG é muito superior ao do RB. Este resultado indica que o setor no RB é mais autossuficiente que em MG e o comércio entre as duas regiões é mais importante para MG.

Observou-se que o setor siderúrgico em MG obteve um coeficiente multiplicador do emprego menor que a média dos setores da região no período. Além disso, o setor apresentou um dos maiores coeficientes inter-regionais, reforçando a ideia de que boa parte dos investimentos realizados neste setor tende a transbordar para o RB. Foi verificada uma diminuição generalizada destes índices, tanto para os setores de MG quanto para os do RB. Isto sugere que, em média, os setores brasileiros, incluindo a siderurgia, estão se tornando menos intensivos em mão de obra. Tal afirmação coincide com outros trabalhos apresentados neste artigo. No caso da siderurgia localizada no RB, o multiplicador do emprego oscilou próximo à média da região. Cabe ressaltar que, em média, os setores de MG apresentaram um coeficiente multiplicador de emprego superior ao dos setores do RB. No entanto, no caso do setor de ferro e aço, este valor foi menor em MG. Este resultado pode ser um indício de que a siderurgia de MG está mais mecanizada que a do RB, pois, como boa parte desta diferença regional pode ser atribuída aos coeficientes intrarregionais diretos, conclui-se que o setor em MG é menos intensivo em mão de obra que o do RB.

Quanto aos índices de ligação, considerando o modelo regional, é possível perceber que o setor siderúrgico de ambas as regiões apresentou características de setor-chave entre 1999 e 2001. Porém, em 2002, ambos deixaram de sê-lo. No caso do setor de MG, não houve uma modificação significativa no fluxo comercial. Contudo, no RB, este setor passou a vender menos para, principalmente, o setor químico e de alimentos e bebidas da mesma região. Ao se analisar o modelo inter-regional notou-se uma perda relativa de influência do setor siderúrgico de MG. Uma vez que os resultados dos multiplicadores



de produção e campo de influência indicaram que os setores do RB são mais autossuficientes e detêm mais relações comerciais intrarregionais que os de MG, era de se esperar uma perda relativa de influência da siderurgia de MG. Todavia, em estudo realizado para o ano de 1996, foram encontradas evidências de que a siderurgia de MG apresentava características de *setor-chave* mesmo considerando um contexto inter-regional. Logo, este resultado merece ser aprofundado em trabalhos futuros.

Outro fato relevante refere-se ao elevado efeito para trás verificado pela siderurgia de MG, no modelo inter-regional. Este resultado revela que o setor em MG está entre os que mais demandam do RB, e como no modelo regional a região do RB é tomada como externa, esta forte relação não era computada. Além disso, como boa parte das vendas da siderurgia de RB tem como destino MG, o índice de ligações para frente aumentou consideravelmente no modelo inter-regional. Portanto, a diminuição nas vendas intrarregionais, verificada em 2002, apesar de reduzir o índice de ligações para frente em relação aos anos anteriores, não foi suficiente para que o setor deixasse de ser um setor-chave.

A análise do campo de influência revelou que o setor de ferro e aço de MG, de fato, apresentou relações comerciais mais intensas, com os setores do RB, em relação aos demais setores de MG. Ainda em MG, as relações intrarregionais foram mais intensas com elas mesmas. Quanto às relações inter-regionais, os setores extrativo mineral, ferro e aço, metais não ferrosos e outras metalurgias, química e têxtil e vestuário, do RB, são os que mais adquirem e fornecem produtos e serviços ao setor de ferro e aço de MG, com destaque para o setor químico, do RB, que foi o maior consumidor da siderurgia de MG nos anos analisados. Como já era esperado, a siderurgia do RB foi superior à de MG tanto na quantidade de elos quanto na intensidade destes. Além disso, os elos mais fortes se concentram dentro da região do RB. Entre 1999 e 2001, o setor químico do RB foi o que mais consumiu produtos e serviços do setor de ferro e aço da região, enquanto têxtil e vestuário foi o principal fornecedor. No contexto inter-regional, os setores agropecuário, ferro e aço e outras indústrias, de MG, se destacaram por demandarem demasiadamente da siderurgia do RB. Enquanto os setores agropecuário, minerais não metálicos, ferro e aço, alimentos e bebidas, outras indústrias e transporte foram os que mais ofereceram insumos.

A decomposição espacial da produção mostrou que a produção da siderurgia de MG é mais orientada pela demanda final que a do RB. Isto significa que a produção da siderurgia de MG é mais sensível a variações na demanda final quando comparada ao mesmo setor em RB. No que se refere à estrutura intersetorial, parece que este setor, em ambas as regiões, apresenta uma estrutura de relações intersetoriais semelhante, de modo que a diferença entre a produção nestas regiões não se deve tanto a estas relações.

Considerando um choque na demanda final da siderurgia sobre a produção dos demais setores, verificou-se que, tanto na siderurgia de MG quanto na do RB, o maior impacto ocorreria na região onde a variação ocorreu. No entanto, a siderurgia da outra região seria o próximo setor mais afetado. Portanto, se a produção siderúrgica de uma região diminuísse, toda a siderurgia nacional seria afetada.

Com relação ao emprego, os resultados mostraram que, se a siderurgia de MG viesse a crescer, aproximadamente 30% das vagas criadas iriam ser destinadas a setores situados fora da região. Na realidade, quase 50% dos empregos criados por um choque na demanda final da siderurgia de MG iriam ser destinados a outros setores dentro e fora do estado. No caso do setor no RB, menos de 3% das vagas geradas iriam para MG. Este resultado deriva da dimensão geográfica de *MG* diante do território do *RB*. O fato é que, como *MG* é menor que o *RB*, a expansão de uma indústria siderúrgica, localizada no *RB*, tem maior probabilidade de ocorrer em um local afastado de *MG*, o que causaria um impacto pequeno nesta região.

## ABSTRACT

This study calculated indicators using inter-regional input-output matrices, by the update RAS method, containing regions of Minas Gerais (MG) and the rest of Brazil (RB), between 1999 and 2002. The results revealed that the steel sector of MG is less self-sufficient, less labor intensive and more sensitive to demand shocks, when compared to the same sector in RB. And has a high increasing rate of overflow of the multiplier output. The steel industries, in both regions, had a decrease in the dependence of workers in the period and were regionally important, although only the sector in the RB is set as a key sector in national context. The chemical sector and Textile / Clothing, both in RB, were the largest consumers and suppliers of steel in the two regions, respectively. Moreover, if there was a shock in the final demand sector in Minas Gerais, over 30% of jobs would overflow to RB. Otherwise, they would be less than 3% migrating to MG. Finally, the spatial decomposition indicates that the difference in steel production in these regions should not be attributed to differences in inter-sector trade.

**Keywords:** regional economics; models of inter-regional input-output; steel sector.

## REFERÊNCIAS

- ALICEweb. **Sistema de análise das informações de comércio exterior**. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC)/Secretaria de Comércio Exterior (Secex), 2012. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 2012.
- ANDERSON, D. M.; ROOP, J. M. The role of steel in the us economy: decomposing the 1982-1997 forward and backward linkages of the steel industry. **Aceee summer study on energy efficiency in industry**. New York, 2003. p. 6-13.
- ANDRADE, M. L. A. *et al.* **Impactos da privatização no setor siderúrgico**. Rio de Janeiro: BNDES/Área de Operações Industriais 2 (AO2), 2001.
- AVERBUG, A.; GIAMBIAGI, F. **A crise brasileira de 1998/1999** – origens e consequências. Rio de Janeiro: BNDES, 2000. (Texto para Discussão, n. 77).
- BDMG – BANCO DE DESENVOLVIMENTO DE MINAS GERAIS; FIPE – FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS. **Matriz inter-regional de insumo produto para Minas Gerais/resto do Brasil**. Belo Horizonte: BDMG; Fipe, 2002.
- BESS, R.; AMBARGIS, Z. O. **Input-output models for impact analysis: suggestions for practitioners using RIMS II multipliers**. *In*: SOUTHERN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION CONFERENCE, 50., New Orleans, 2011.
- BLONIGEN, B. A.; LIEBMAN, B. H.; WILSON, W. W. **Trade policy and market power: the case of the US steel industry**. NBER, 2007. (NBER Working Paper, n. 13.671).
- BULLARD, C. W.; SEBALD, A. R. Monte Carlo sensitivity analysis of input-output models. **Review of economics and statistics**, v. 70, p. 705-712, 1988.
- CHAHAD, J. P. Z.; COMUNE, A. E.; HADDAD, E. A. Interdependência espacial das exportações brasileiras: repercussões sobre o mercado de trabalho. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 1, p. 93-122, abr. 2004.
- COUGHLIN, C.; MANDELBAUM, T. B. A consumer's guide to regional economic multipliers. **Federal Reserve Bank of St. Louis review**, v. 73, n. 1, p. 9-32, Jan./Feb. 1991.
- CROCOMO, F. C.; GUILHOTO, J. J. M. Relações inter-regionais e intersetoriais na economia brasileira: uma análise de insumo-produto. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 24, n. 4, p. 681-706, 1998.
- DE PAULA, G. M. Perspectivas da indústria siderúrgica. **Cadernos BDMG**, n. 15, p. 31-52, set. 2007.

DOMINGUES, E. P.; HADDAD, E. A. Impactos setoriais e regionais da Alca: projeções para a economia brasileira. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 36, n. 2, ago. 2006.

DUARTE FILHO, F. C.; CHIARI, J. R. P. Características estruturais da economia mineira: uma análise inter-regional de insumo-produto. **Cadernos BDMG**, Belo Horizonte, n. 4, jan. 2002.

EVANS, W. D. The effects of structural matrix errors on interindustry relations estimates. **Econometrica**, v. 22, p. 461-480, 1954.

FELDMAN, S. J.; McCLAIN, D.; PALMER, K. Sources of structural change in the United States, 1963-78: an input-output perspective. **The review of economics and statistics**, v. 69, n. 3, p. 503-510, Aug. 1987.

FIRME, V. A. C.; PEROBELLI, F. S. O setor energético brasileiro: uma análise via indicadores de insumo-produto e o modelo híbrido para os anos de 1997 e 2002. **Planejamento e políticas públicas**, Brasília, n. 39, p. 123-153, jul./dez. 2012.

FIRME, V. A. C.; VASCONCELOS, C. R. F. Evolução no uso do mecanismo antidumping após a Rodada Uruguai. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., 2013, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2013.

GIAMBIAGI, F. **Economia brasileira contemporânea**. 5. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

GRADY, P.; MULLER, R. A. On the use and misuse of input-output based impact analysis in evaluation. **The Canadian journal of program evaluation**, v. 2, n. 3, p. 49-61, 1988.

GUILHOTO, J. J. M.; HEWINGS, G. J. D.; SONIS, M. Productive relations in the Northeast and the rest of Brazil regions in 1995: decomposition and synergy in input output systems. **Geographical analysis**, Ohio State University, v. 34, n. 1, p. 62-75, Jan. 2002.

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

\_\_\_\_\_. Comparative analysis of Brazil's national and regional economic structure, 1985, 1990, 1995. *In*: GUILHOTO, J. J. M.; HEWINGS, G. J. D. (Ed.). **Structure and structural change in the Brazilian economy**. Aldershot: Ashgate Publishing, 2001b.

GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. **Economia aplicada**, v. 9, n. 2, p. 277-299, 2005.

HADDAD, E. A. **Regional inequality and structural changes: lessons from the Brazilian economy**. Aldershot: Ashgate Publishing, 1999.

HADDAD, E. A.; DOMINGUES, E. P. **Matriz inter-regional de insumo-produto São Paulo/resto do Brasil**. São Paulo: Nereus, 2003. (Texto para Discussão, n. 10).

HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. Linkages and interdependence in the Brazilian economy: an evaluation of the interregional input-output system, 1985. **Revista econômica do Nordeste (REN)**, Banco do Nordeste, v. 31, n. 3, 2000.

HIRSCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. New Haven: Yale University Press, 1958.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas regionais, contas nacionais**, 2009. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 2009.

IISI – INTERNATIONAL IRON AND STEEL INSTITUTE. **Anuários estatísticos**, 2012. Disponível em: <<http://www.worldsteel.org>>. Acesso em: 2012.

ISARD, W. Inter-regional and regional input-output analysis: a model of a space economy. **Review of economics and statistics**, n. 33, p. 319-328, 1951.

JACKSON, R. W.; DZIKOWSKI, D. A. A spatial output decomposition method for assessing regional economic structure. *In*: HEWINGS, G. J. D.; SONIS, M.; BOYCE, D. (Ed.). **Trade, networks and hierarchies**. Springer-Verlag, 2002. p. 315-328.

KIM, J. W. *et al.* **Technical efficiency in the iron and steel industry: a stochastic frontier approach**. East-West Center, 2005. (Working Paper Economics Series, n. 75).

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

MOREIRA, T. B. S.; SOARES, F. A. R. **A crise internacional e as políticas anticíclicas no Brasil**. 2010. Monografia (1º Lugar no XV Prêmio Tesouro Nacional) – Brasília, 2010.

MORETTO, A. C. *et al.* Relações setoriais e sinérgicas no sistema inter-regional sul-restante do Brasil. **Revista análise econômica**, Porto Alegre, ano 26, n. 49, p. 7-34, mar. 2008.

OMC – ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DO COMÉRCIO. **Seção trade topics/ anti-dumping**, 2013. Disponível em: <[www.wto.org](http://www.wto.org)>. Acesso em: 2013.

PARK, S. On input-output multipliers with errors in input-output coefficients. **Journal of economic theory**, v. 6, p. 399-403, 1974.

PATRIOTA, A. **Barreiras a produtos brasileiros no mercado dos Estados Unidos**. Relatório da Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex). Rio de Janeiro: Funcex, 2007.

PEREIRA, M. Z.; BASTOS, S. Q. A.; PEROBELLI, F. S. Análise sistêmica do setor de serviços no Brasil para o ano de 2005. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 43, n. 3, p. 168-201, dez. 2013a.

PEREIRA, M. Z. *et al.* Decomposição estrutural do emprego por grau de instrução: uma análise de insumo-produto para o período pós abertura (1990 a 2005). *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 18., 2013b. Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: ANPEC, 2013b.

PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; GUILHOTO, J. J. M. **Impact of Brazilian exports to Mercosur, European Union and Nafta about production and employment: an input-output analysis for 1997-2001**. MPRA, 2006.

PEROBELLI, F. S.; MATTOS, R. S.; FARIA, W. R. Interações energéticas entre o estado de Minas Gerais e o restante do Brasil: uma análise inter-regional de insumo-produto. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 11, n. 1, p. 113-130, jan./mar. 2007.

PEROBELLI, F. S. *et al.* Estrutura de interdependência inter-regional no Brasil: uma análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 40, n. 2, ago. 2010.

PORSSE, A. A.; HADDAD, E. A.; RIBEIRO, E. P. **Estimando uma matriz de insumo-produto inter-regional Rio Grande do Sul – restante do Brasil**. São Paulo: Nereus/USP, 2003. (Texto para Discussão, n. 20).

\_\_\_\_\_. Competição tributária regional no Brasil: análise com um modelo EGC inter-regional. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 38, n. 3, dez. 2008.

POSO, A. T. **O processo de reestruturação da siderurgia mundial e brasileira: o caso da Companhia Siderúrgica Nacional**. 2007. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

RASMUSSEN, P. N. **Studies in intersectoral relations**. Amsterdam: Holland, 1956.

SETTO, G. A.; BRASIL, G. H.; VIEIRA, W. C. A Inserção do setor siderúrgico na economia capixaba: uma análise de insumo-produto. **Revista de economia e agronegócio**, v. 3, n. 1, 2005.

SHERMAN, J.; MORRISON, W. Adjustment of an inverse matrix to changes in the elements of a given column or a given row in the original matrix. **Annals of mathematical statistics**, v. 20, p. 621, 1949.

\_\_\_\_\_. Adjustment of an inverse matrix corresponding to a change in one element of a given matrix. **Annals of mathematical statistics**, v. 21, n. 1, p. 124-127, 1950.

SIMONOVITS, A. A note on the underestimation and overestimation of the Leontief inverse. **Econometrica**, v. 43, n. 3, p. 493-498, 1975.

SONIS, M.; HEWINGS, G. J. D. Error and sensitivity input-output analysis: a new approach. In: MILLER, R. E.; POLENSKE, K. R.; ROSE, A. Z. (Ed.). **Frontiers of input-output analysis**. New York: Oxford University Press, 1989. p. 232-244.

SONIS, M.; HEWINGS, G. J. D. **Fiefs of influence in input-output systems**. Urbana: University of Illinois; Regional Economics Applications Laboratory, 1995.

SOUZA, R. M. **Exportações e consumo de energia elétrica: uma análise baseada na integração de modelos econométricos**. 2008. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2008.

TOYOSHIMA, S. H.; FERREIRA, M. J. Encadeamento do setor de transportes na economia brasileira. **Planejamento e políticas públicas**, Brasília, v. 25, p. 139-166, 2002.

VASCONCELOS, C. R. F.; FIRME, V. A. C. Efetividade do instrumento antidumping no Brasil entre 1990 e 2007. **Revista economia**, Brasília, v. 12, n. 1, p. 165-184, jan./abr. 2011.

VASCONCELLOS, E. P. G.; LEE, S. I. **Determinantes da competitividade da siderurgia brasileira**. In: SEMINÁRIO DE ADMINISTRAÇÃO, 4. São Paulo: FEA/USP, 1999.

### **SITES CONSULTADOS**

BNDES – BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. Disponível *on line*: <<http://www.bndes.gov.br>>. Acesso em: 2012.

IAB – INSTITUTO AÇO BRASIL. Disponível em: <[www.acobrasil.org.br](http://www.acobrasil.org.br)>. Acesso em: 2012.

MDIC – MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. Disponível *on line*: <<http://www.mdic.gov.br>>. Acesso em: 2008.

RAIS – RELAÇÃO ANUAL DE INFORMAÇÕES SOCIAIS. Disponível em: <<http://www.rais.gov.br>>. Acesso em: 2009.

(Originais submetidos em julho de 2012. Última versão recebida em janeiro de 2014. Aprovada em fevereiro de 2014.)

## APÊNDICES

### APÊNDICE A

TABELA A.1

#### Compatibilização das matrizes de Guilhoto e Sesso Filho (2005) e dos dados da Rais

Matriz Guilhoto e Sesso Filho (2005)	Dados da Rais
	1. Agropecuária
1. Agropecuária	1. Agropecuária e criação animal 2. Extração vegetal 3. Pesca e agricultura
	2. Mineração e pelotização
2. Extrativa mineral	4. Extração mineral
3. Petróleo e gás	
	3. Minerais não metálicos
4. Mineral não metálico	5. Indústria não metálica 4. Ferro e aço
5. Siderurgia	6. Indústria metálica
	5. Metais não ferrosos e outras metalurgias
6. Metalurgia dos não ferrosos	7. Indústria mecânica
7. Outros metalúrgicos	
	6. Outras indústrias
8. Máquinas e equipamentos	8. Construção civil
9. Material elétrico	9. Indústrias diversas
10. Equipamentos eletrônicos	10. Indústria elétrica/componentes
11. Autom./cam./ônibus	11. Indústria farmac./veterinária
12. Peças e outros veículos	12. Indústria do fumo
13. Madeira e mobiliário	13. Indústria da madeira
14. Farmácia e veterinária	14. Indústria mobiliária
15. Artigos plásticos	15. Indústria do plástico
16. Indústrias diversas	16. Indústria do transporte
17. SIUP	17. Indústria de utilidade pública
18. Construção civil	
19. Comunicações	
	7. Papel e celulose
20. Celulose, papel e gráfica	18. Indústria da borracha
21. Indústria da borracha	19. Indústria editorial/gráfica 20. Indústria do papel

(Continua)



(Continuação)

Matriz Guilhoto e Sesso Filho (2005)	Dados da Rais
	8. Química
22. Elementos químicos	21. Indústria de perfumaria/sabão
23. Refino do petróleo	22. Indústria química
24. Químicos diversos	
	9. Têxtil e vestuário
25. Indústria têxtil	23. Indústria de couro/peles
26. Artigos do vestuário	24. Indústria têxtil
27. Fabricação de calçados	25. Indústria de vestuário/calçados
	10. Alimentos e bebidas
28. Indústria do café	26. Indústria de alimentos
29. Beneficiamento de produtos vegetais	27. Indústria de bebidas
30. Abate de animais	
31. Indústria de laticínios	
32. Fabricação de açúcar	
33. Fabricação de óleos vegetais	
34. Outros produtos alimentícios	
	11. Comércio e serviços
35. Comércio	28. Comércio de atacado
36. Instituições financeiras	29. Comércio de varejo
37. Serviços de prestação à família	30. Comércio/administração de imóveis
38. Serviços de prestação à empresa	31. Instituições financeiras
39. Aluguel de imóveis	32. Serviços de aloj./alm.
40. Serviços privados não mercantis	33. Serviços de auxiliar
	34. Serviços de comunicação
	35. Serviços de diversão
	36. Serviços domiciliares
	37. Serviços de ensino
	38. Serviços médicos/odontológicos
	39. Serviços pessoais
	40. Serviços de rep./mant.
	41. Serviços sociais
	42. Serviços técnicos/prof.
	12. Transportes
41. Transportes	43. Serviços de transporte
	13. Serviços públicos
42. Administração pública	44. Administração pública

Elaboração dos autores.



# A ENTRADA DA VENEZUELA NO MERCOSUL: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL SOBRE OS IMPACTOS SETORIAIS NO BRASIL\*

Eduardo Urbanski Bueno\*\*

Flávio Tosi Feijó\*\*\*

Este trabalho tem o objetivo de avaliar o impacto que a adesão da Venezuela ao Mercado Comum do Sul (Mercosul) terá sobre o bloco na criação e desvio de comércio e de bem-estar. Mais especificamente, pretende-se quantificar os impactos estáticos dos choques tarifários que esse processo pode gerar sobre setores da economia brasileira. Busca-se testar a hipótese de que o resultado líquido (na criação de comércio e de bem-estar) dessa ampliação do bloco será positivo. Para atingir tal objetivo, o trabalho utilizará o modelo de Equilíbrio Geral Computável (EGC) – Global Trade Analysis Project (GTAP) versão 8. A hipótese é confirmada, tendo resultados particularmente positivos para as indústrias automobilística, de bens de capital e têxtil brasileiras.

**Palavras-chave:** integração regional; Mercosul; Equilíbrio Geral Computável.

JEL: F15; R13; D58.

## 1 INTRODUÇÃO

A adesão da Venezuela ao Mercado Comum do Sul (Mercosul) em julho de 2012 agregou um mercado de 29,2 milhões de pessoas e de US\$ 316 bilhões ao bloco. Com esse processo, os cinco países-membros passam a contar com 276 milhões de habitantes (70% da população sul-americana) e com um produto interno bruto (PIB), em dólares correntes de 2011, de US\$ 3,3 bilhões – 80% do PIB do subcontinente, segundo dados do Banco Mundial (Banco Mundial, 2013). Mais do que isso, antes concentrado na Bacia do Prata, o bloco passa a ter agora um eixo de integração comercial e produtiva com o Caribe. Entretanto, apesar desses dados que caracterizam a ampliação do bloco, existem dúvidas quanto ao impacto futuro dessa ampliação. Essas dúvidas tendem a ser polarizadas entre aqueles que prognosticam efeitos positivos para os países-membros e os que indicam o oposto.

---

\* Os autores agradecem aos professores Sérgio Marley Modesto Monteiro, Luiz Augusto Estrella Faria e Marcelo Milan, da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), e André Filipe Zago de Azevedo, da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos), pelas críticas e conselhos dados a este artigo, assim como à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pelo financiamento recebido para a realização desta pesquisa.

\*\* Mestre em economia (ênfase em economia do desenvolvimento) pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da UFRGS e bacharel em relações internacionais pela mesma universidade.

\*\*\* Professor do PPGE/UFRGS e professor adjunto da Faculdade de Ciências Econômicas (FCE) da UFRGS.

No contexto político-ideológico, essa polarização ocorre em todos os países envolvidos. Na Venezuela, se, por um lado, o governo espera ampliar o processo de inclusão social a partir do aumento da industrialização e da redução do preço dos bens consumidos, por outro, grupos de oposição afirmam que o aumento da competição diante de parceiros como o Brasil e a Argentina levaria a uma deterioração da estrutura produtiva nacional (Ansa, 2012; Conindustria, 2012; Capriles..., 2012). Dentro dos países criadores do bloco, essa dicotomia também está presente. As críticas partem de questionamentos direcionados à situação política interna venezuelana chegando a dúvidas quanto à exequibilidade do processo de adesão venezuelana às normas do Mercosul. Outra análise põe em xeque inclusive a possibilidade de tal ampliação gerar impactos econômicos positivos sobre os países-membros, argumentando que essa ampliação é calcada unicamente em “preferências políticas dos atuais governos de centro-esquerda” (South..., 2012). No Brasil, essa dicotomia atingiu a própria Confederação Nacional das Indústrias (CNI), que passou de um pessimismo ante a adesão (CNI, 2006) a um otimismo quanto ao possível impacto positivo sobre a indústria nacional.

No âmbito da teoria econômica, essa dicotomia é posta, entre outras maneiras, na pergunta acerca do sinal e da magnitude dos efeitos econômicos de processos de integração regional sobre o bem-estar dos países-membros e dos não membros. O aprofundamento da segunda onda de globalização ocorrida em torno dos anos 1990, com a ampliação dos processos de integração regional, gerou a retomada das discussões teóricas iniciadas pelos trabalhos de Viner (1950) e de Meade (1955), que focavam a análise do impacto dos Acordos Regionais de Comércio (ARCs) sobre a criação e desvio de comércio e sobre o bem-estar regional e global (Panagariya, 2000). Essa retomada das teorias de Viner-Meade busca relaxar os pressupostos utilizados pelos autores, principalmente os relacionados às elasticidades de demanda dos países, cujas alterações produziam resultados diametralmente opostos, conforme foi indicado por Gehrels (1956), Lipsey (1957) e Bhagwati (1971). Diante da multiplicidade de canais causais que podem ser afetados por mudanças nas elasticidades de demanda nacionais, uma das correntes que mais desenvolveram esses estudos foi a de modelo de Equilíbrio Geral Computável (EGC) (Ferreira

Filho, 1999; Domingues e Haddad, 2003; Coelho *et al.*, 2006;<sup>1</sup> Robinson *et al.*, 2006; Jin *et al.*, 2006; Feijó e Alvim, 2010).

Diante dessas dicotomias apresentadas, este trabalho tem o objetivo de avaliar o impacto que a ampliação do Mercosul com a inclusão da Venezuela terá sobre o bloco na criação e desvio de comércio e de bem-estar. Mais especificamente, pretende-se quantificar os impactos estáticos dos choques tarifários que este processo pode gerar sobre setores da economia brasileira. Buscar-se-á verificar as seguintes hipóteses:

- a adesão da Venezuela ao Mercosul ampliará a produção nos setores brasileiros competitivos (máquinas e equipamentos e equipamentos de transporte), ao passo que os setores menos competitivos que os venezuelanos sofrerão com o aumento da competição (manufaturas pesadas). Essas variações serão mediadas pelo *trade-share* (participação do comércio) de cada setor dentro da Venezuela e vice-versa; e
- a expansão do Mercosul acarretará um ganho líquido de comércio, de bem-estar e de produção.

Tal empreendimento justifica-se pela relevância que a integração sul-americana tem para a economia política internacional brasileira, assim como para a internacionalização das empresas nacionais. Através da análise dos impactos setoriais desses dois processos, o governo e as organizações setoriais poderão elaborar políticas que melhorem a inserção das empresas nacionais nesse processo estratégico, cuja magnitude tende a ser ampliada, assim como poderão criar políticas direcionadas à melhora da relação com os países vizinhos, tendo em vista os impactos setoriais nesses países. Em termos acadêmicos, este estudo justifica-se enquanto indicador adicional à hipótese comumente aceita de que os ARCs geram ganhos de bem-estar líquidos, inserindo-se na discussão supracitada.

Para atingir tal objetivo, este trabalho utilizará a base de dados do GTAP versão 8<sup>2</sup> e um modelo de EGC para simular o impacto de choques

1. O trabalho de Coelho *et al.* (2006) utilizou o Global Trade Analysis Project (GTAP), versão 6, para analisar os possíveis impactos da adesão da Venezuela ao Mercosul, ao passo que este artigo utilizou a versão 8. Além desta diferença na base de dados, o foco da pergunta deste artigo na questão da criação e desvio de comércio implicou a utilização de uma agregação setorial menos desagregada, conforme poderá ser visto no quadro 1 apresentado na seção 3.

2. A versão 8 do GTAP divide a economia global em 57 setores e 129 regiões, tendo como ano-base 2007. A utilização desta base de dados justifica-se por ser a última versão desenvolvida pela equipe coordenada por pesquisadores da Purdue University.

tarifários sobre diversos setores econômicos em diferentes regiões. A escolha dessa metodologia deve-se à capacidade de esses modelos realizarem uma análise multissetorial e multirregional de maneira integrada, avaliando *ex ante* os impactos de choques exógenos.

Portanto, este artigo foi dividido da seguinte maneira. Na seção 2 desenvolve-se o arcabouço teórico brevemente apresentado nesta introdução. Na seção seguinte expõe-se o modelo GTAP e como sua base de dados é operacionalizada. A seção 4 mostra a situação atual de duas variáveis-chave para a análise: as tarifas e o *trade-share* entre os países-membros do Mercosul ampliado. A seção 5 exhibe os resultados da simulação dos choques tarifários, realizando também um teste de sensibilidade do modelo diante de variações nos valores dos parâmetros que representam as elasticidades de demanda. Por fim, a seção 6 apresenta as conclusões do artigo.

## 2 REVISÃO TEÓRICA SOBRE OS IMPACTOS SETORIAIS DA ABERTURA COMERCIAL

Esta seção elaborará uma breve discussão teórica acerca dos possíveis canais pelos quais os processos de integração comercial regionais podem afetar a distribuição setorial da produção em um país e causar variações de bem-estar. O foco será dado aos trabalhos do pós-guerra que buscaram avaliar os impactos que os ARCs previstos pelo Artigo XXIV do General Agreement on Tariffs and Trade (GATT, 1947) teriam sobre a economia mundial. Baseando-se nas obras seminais de Viner (1950) e de Meade (1955), esses trabalhos tiveram como fio condutor a busca pela análise do efeito líquido que esses acordos teriam, dado que foram identificados três canais principais de impacto setorial: a criação de comércio, o desvio de comércio e as alterações nos termos de troca. Conforme Burfisher *et al.* (2004, p. 5, tradução nossa):

Neste arcabouço, que se coloca próximo à teoria padrão de equilíbrio geral de comércio do modelo de Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS), o impacto de um Acordo Regional de Comércio (ARC) sobre o bem-estar é determinado por algumas variáveis cruciais: mudanças no comércio de bens entre os países do ARC (efeitos de "criação de comércio"), mudanças no comércio entre o bloco e o resto do mundo (efeitos de "desvio de comércio") e alterações nos preços internacionais (efeitos de "termos de troca").<sup>3</sup>

3. "In this framework, which adheres closely to the standard general equilibrium trade theory in the HOS [Heckscher-Ohlin-Samuelson] framework, the welfare impact of an RTA [Regional Trade Agreement] is determined by a few crucial variables: changes in commodity trade in the countries within the RTA ('trade creation' effects), changes in trade between the RTA and the rest of the world ('trade diversion' effects), and changes in international prices facing the countries ('terms-of-trade' effects)".

Contudo, apesar da definição desses três canais de impacto dos acordos regionais sobre o bem-estar e a distribuição setorial da produção, os resultados obtidos por diferentes autores mostraram-se conflitantes (Panagariya, 2000). A principal causa dessas disparidades era o fato de que mudanças nos modelos econômicos utilizados tendiam a direcionar o foco da análise ou para a criação de comércio ou para o desvio de comércio, enviesando dessa forma o resultado. Salvo algumas exceções,<sup>4</sup> os modelos que focavam o desvio de comércio tendiam a encontrar um resultado global negativo oriundo da criação de blocos comerciais, ao passo que os que focavam a criação de comércio encontravam um resultado positivo (Burfisher *et al.*, 2004).

Diante dessas divergências, os estudos na área começaram a buscar modelos que representassem de maneira equilibrada e conjunta os efeitos dos ARCs sobre a criação de comércio, o desvio de comércio e as alterações nos termos de troca (Melo e Robinson, 1989a, 1989b; Devarajan *et al.*, 1990). Essa consolidação deu-se em torno do modelo Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS), o qual – devido a sua simplicidade, coerência e capacidade explicativa – serviu de base para o surgimento de novos modelos que buscavam relaxar seus pressupostos originais (Robinson *et al.*, 2006).

Resumidamente, o modelo HOS busca mostrar os efeitos que as alterações nas dotações de fatores têm sobre o comércio exterior, sobre os preços dos bens, sobre as rendas dos fatores e sobre a distribuição setorial da produção. Baseando-se em pressupostos como a existência de gostos homotéticos idênticos, de tecnologias semelhantes, de competição perfeita, de retornos constantes e da imobilidade completa dos fatores para fora das fronteiras nacionais (Leamer, 1995), o modelo HOS tem quatro previsões baseadas em quatro teoremas:

- o teorema Heckscher-Ohlin afirma que o país com abundância de capital exportará bens intensivos em capital;
- o teorema da equalização dos preços dos fatores mostra que o comércio internacional tenderia a equalizar a remuneração dos fatores de produção;

4. Por exemplo, Bhagwati (1971), Lipsey (1957) e Gehrels (1956) demonstram casos em que há ganhos de bem-estar oriundos de desvio de comércio e reduções de bem-estar oriundos da criação de comércio. Estas alterações eram obtidas a partir de variações nos pressupostos acerca das elasticidades de demanda presentes no modelo original de Viner-Meade.

- o teorema de Rybczynski demonstra que um aumento na dotação de um fator  $x$  levaria a um aumento mais que proporcional na produção do setor intensivo nesse fator em detrimento do outro setor; e
- o teorema de Stolper-Samuelson prediz que um aumento no preço do bem intensivo no fator  $x$  aumentaria a remuneração real e relativa desse fator (Redding, 2008).

Contudo, a aplicação do modelo HOS puro à análise do comércio internacional começou a esbarrar em algumas previsões oriundas de seus pressupostos, principalmente no pressuposto do preço único, segundo o qual “(...) dada a arbitragem dos bens e ignorando os custos de transporte, todos os produtos comercializados, onde quer que sejam produzidos, terão o mesmo preço em todos os mercados” (Robinson *et al.*, 2006, p. 2, tradução nossa).<sup>5</sup> Em primeiro lugar, a previsão de que mudanças nos preços internacionais são completamente transmitidas para os preços dos bens domésticos comercializáveis não se aplica. Esse problema amplia-se quando se leva em consideração a existência de restrições ao grau de “comercializabilidade” de um bem ou mesmo a existência de bens não comercializáveis. Desta forma, mudanças de políticas tarifárias têm um efeito menor e mais demorado que o previsto pelo modelo HOS. Em segundo lugar, o modelo original prevê uma extrema especialização na produção e uma conseqüente inexistência de comércio intraindústria, o que cria entraves para a análise desse importante canal de comércio. Por fim, ao não identificar bens comercializáveis e não comercializáveis e ao supor perfeita transmissão dos preços internacionais, o modelo HOS acaba por implicar que a proporção de comércio externo de cada setor não é importante para avaliar o impacto doméstico das mudanças internacionais de preços. Entretanto, conforme afirmam Robinson *et al.* (2006, p. 2, tradução nossa), “setores com grandes *trade-shares* são muito mais sensíveis às mudanças nos mercados mundiais”.<sup>6</sup>

Visando enfrentar essas limitações do modelo HOS, novos trabalhos começaram a utilizar o arcabouço teórico de Salter (1959) e de Swan (1960) para introduzir bens não comercializáveis ao modelo. Mais especificamente, passou-se a criar modelos em que há três tipos de bens: bens domésticos, bens

5. “(...) given commodity arbitrage and ignoring transport costs, all traded goods, wherever produced, will have the same price in all markets”.

6. “sectors with large trade shares are much more responsive to changes in world markets”.



exportáveis e bens importáveis. Se, por um lado, esses trabalhos tornaram os resultados esperados dos modelos empiricamente mais consistentes, por outro, eles introduziram a dificuldade de se obterem os dados de quais bens seriam comercializáveis e quais seriam não comercializáveis:

A identificação de setores não transacionáveis não é fácil empiricamente, uma vez que a maioria dos setores mostra algum comércio nos dados em altos níveis de desagregação. A maioria dos setores são negociáveis, mesmo que os *trade-shares* sejam baixos. Como baixos *trade-shares* não enfraquecerão a forte ligação entre os preços mundiais e os preços domésticos no arcabouço HOS, tais modelos ainda apresentam comportamento irrealista para grande parte da economia. Além disso, esses modelos não acomodam o comércio intraindústria, que também é observado em altos níveis de desagregação (Robinson *et al.*, 2006, p. 2-3, tradução nossa).<sup>7</sup>

Assim, visando manter o aumento no realismo empírico dos modelos baseados no arcabouço Salter-Swan ao mesmo tempo que se ampliava a tratabilidade das bases de dados existentes, foi desenvolvido um conjunto de modelos que considerava os bens não em termos binários de “comercializável” e “não comercializável”, mas sim em “grau de comerciabilidade” (Jones, 1974; Devarajan *et al.*, 1990; Robinson e Thierfelder, 1996). Mais especificamente, esses modelos utilizaram as elasticidades de Armington (1969) para incorporar o pressuposto de que bens importados e bens domésticos (assim como bens produzidos para consumo interno e para exportação) não são substitutos perfeitos. Com essa alteração, os modelos ampliaram sua capacidade explicativa assim como criaram as bases teóricas que seriam utilizadas nos modelos de EGC (Melo e Robinson, 1989b; Robinson *et al.*, 2006). Ao viabilizarem a operacionalização de simulações multissetoriais e multirregionais, os modelos baseados nos pressupostos de Salter-Swan-Armington permitem uma avaliação equilibrada das fontes de criação de comércio, de desvio de comércio e de alteração dos termos de troca (Robinson *et al.*, 2006).

Entretanto, apesar da consolidação dos modelos de EGC para a análise do impacto da formação de ARC em torno desse arcabouço teórico, os resultados das simulações continuaram sendo heterogêneos (Bhagwati e Panagariya, 1996; Yeats, 1998; Ferreira Filho, 1999). No que diz respeito

7. “[I]dentifying non-traded sectors is not easy empirically, since most sectors show some trade in the data at very fine levels of disaggregation. Most sectors are tradable, even if trade shares are low. Since low trade shares will not weaken the strong link between world prices and domestic prices in the HOS framework, such models still display unrealistic behavior for much of the economy. Also, these models cannot accommodate two-way trade, which is also observed at a very fine levels of disaggregation”.

à questão da criação e do desvio de comércio, os resultados mostraram-se dependentes da base de dados utilizada e da região estudada. Nesse sentido, segundo Burfisher *et al.* (2004, p. 6, tradução nossa):

Dado o contexto de *second-best*, é impossível traçar fortes conclusões gerais sobre a conveniência de formar um ARC a partir da teoria em si, tanto a partir da perspectiva dos membros quanto da do resto do mundo. Existem *tradeoffs*, e trabalho empírico é necessário para fazer qualquer juízo de bem-estar em casos específicos.<sup>8</sup>

Apesar dessa imprevisibilidade dos resultados e da existência de trabalhos com conclusões díspares acerca do efeito global líquido da criação de blocos regionais de comércio, Robinson e Thierfelder (2002) demonstram que uma grande parte dos estudos fundamentados empiricamente encontra os seguintes resultados para a formação de ARC:

- há um aumento no bem-estar dos países participantes;
- a criação de comércio supera o desvio deste; e
- há ganhos líquidos de bem-estar globais na expansão do bloco. Esses resultados ocorrem geralmente devido à melhora da eficiência alocativa oriunda desses acordos, que são vislumbrados a partir da redução da produção em setores menos eficientes e do aumento naqueles mais eficientes.

### 3 DESCRIÇÃO DO GTAP E DA BASE DE DADOS

Exposta a teoria subjacente aos principais modelos de EGC, esta seção buscará descrever o modelo e a base de dados que subjazem a um dos projetos acadêmicos de maior envergadura na área: o GTAP. Desenvolvida sob a liderança de equipe da Purdue University, a iniciativa do GTAP pode ser resumida da seguinte maneira:

Pode-se dizer que o GTAP é um modelo padrão multirregional de equilíbrio geral aplicável que assume retornos constantes de escala e competição perfeita nas atividades de produção e consumo. O funcionamento da economia global do GTAP pode ser explicado por meio da análise de uma região

---

8. "Given the second-best environment, it is impossible to draw strong general conclusions about the desirability of forming an RTA from the perspective either of members or of the rest of the world, from theory alone. There are tradeoffs, and empirical work is required to make any welfare judgments in particular cases".

arbitrária e seus relacionamentos com as outras regiões, através da imposição de condições de equilíbrio entre os agentes globais (Feijó e Alvim, 2010, p. 695).<sup>9</sup>

Como outros modelos de EGC, pode-se compreender o GTAP como sendo composto por três módulos centrais, conforme a seguir.

- 1) Um banco de dados com matrizes de insumo-produto, de impostos, de contabilidade social etc. que fornece a base empírica do modelo.
- 2) Uma estrutura aninhada formada por funções microeconômicas tradicionais (minimização de custo, maximização de lucro, condições de equilíbrio etc.) que operacionaliza o banco de dados para a simulação, criando os canais de ação dos choques.
- 3) Um fechamento macroeconômico que determina as variáveis endógenas e as exógenas de modo a tornar viável a resolução das equações estruturais do modelo (Horridge, 2003).

A base de dados GTAP versão 8 consiste em um banco com matrizes que desagregam a economia mundial em 129 países/regiões e 57 setores econômicos, representando a economia mundial no ano de 2007 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012). Essas matrizes mostram um retrato da economia mundial no que diz respeito aos fluxos de renda entre agentes econômicos intra e internacionais, às barreiras tarifárias aplicadas, aos fatores de produção existentes etc. Para fins da simulação realizada neste artigo, utilizar-se-á a agregação regional e setorial exposta no quadro 1. Em relação à agregação regional, ela foi escolhida de modo a desagregar os países do Mercosul e ao mesmo tempo agregar os demais países existentes na base de dados por região, levando em consideração as regiões mais importantes para o comércio do Mercosul. Essa agregação por região é importante visando modelar o cenário tarifário, principalmente a tarifa externa do bloco ampliado. Conforme será visto na seção 5, devido ao fato de os países adotarem tarifas distintas para produtos oriundos de diferentes

---

9. Os pressupostos de retornos constantes de escala e de competição perfeita estão relacionados aos modelos de EGC de primeira geração. Conforme demonstram Baldwin e Venables (1995, p. 1.628-1.629), há modelos de segunda e terceira geração que incorporam, respectivamente, retornos crescentes/competição imperfeita e a possibilidade de variação nos estoques de capital. A escolha do GTAP para este trabalho deve-se a dois fatores: em primeiro lugar, trata-se de um modelo consolidado na academia no que diz respeito a análises de EGC. Em segundo, este era o único pacote disponível para uso. Neste sentido, levando em consideração estes pressupostos empregados, deve-se ter certo que os resultados obtidos tendem a ser subestimados (Baldwin e Venables, 1995, p. 1.630). Contudo, o modelo de primeira geração continua sendo útil para auferir mudanças de eficiência alocativa ao mesmo tempo que permite avaliar o sinal e a magnitude relativa de variações na produção e no comércio dos países.

regiões do mundo, calculou-se uma Tarifa Externa Comum (TEC) do Mercosul ampliado para cada uma das regiões constantes no quadro 1. No que diz respeito à agregação setorial, adotou-se um meio termo entre a desagregação total, realizada pelo trabalho de Coelho *et al.* (2006) e que dificulta a análise dos resultados, e a agregação total, a qual impediria a avaliação dos impactos setoriais.

Exposta a base de dados subjacente ao GTAP, deve-se avaliar o segundo módulo do modelo de EGC, ou seja, as funções que ligam as diferentes variáveis do modelo e, com isso, criam os meios pelos quais se pode simular o impacto de um choque. Resumindo esse eixo, Horridge (2003, p. 6) afirma que:

Cada fluxo no banco de dados do modelo é o produto de um preço e uma quantidade. O modelo consiste de equações explicando cada um destes fluxos. A teoria subjacente a estas equações é típica de um modelo EGC estático. Elas descrevem: condições de equilíbrio de mercado para produtos e fatores primários; demandas dos produtores (setores) por insumos produzidos (domesticamente ou importados) e fatores primários; demandas finais (investimento, famílias, exportações e governo); a relação de preços para custos de oferta e impostos; e algumas variáveis macroeconômicas e índices de preços.

Entretanto, ao tentar explicar esses fluxos descritos no banco de dados, devem-se enfrentar dois problemas centrais: o método de computação do resultado e a forma de agregar essas funções microeconômicas em uma estrutura coerente. Em relação ao primeiro problema, a forma encontrada para computar um sistema extenso de equações foi a partir da linearização dessas, o que permitiria resolvê-las com ferramentas da álgebra linear (Chiang e Wainwright, 2005). No GTAP, a linearização das funções se dá a partir da transformação destas de níveis para variações. Entretanto, o problema desse método é que, quanto maior o choque dado a uma variável, maior será o erro oriundo da linearização (Hertel e Tsigas, 1997). Um meio possível de lidar com esse problema seria através da resolução do sistema a partir de uma série de pequenos passos que, ao realizarem sucessivas linearizações, acabam por reduzir o erro (Horridge, 2003).<sup>10</sup>

---

10. O Método de Gragg realiza esta resolução por passos, sendo portanto utilizado neste trabalho.

QUADRO 1

**Agregação regional e setorial utilizada**

Agregação regional	Agregação setorial
a. Argentina	1. Agricultura
b. Brasil	Arroz em casca; trigo; outros cereais; vegetais, frutas e nozes; grãos oleaginosos; cana e beterraba para açúcar; fibras; outras culturas.
c. Paraguai	
d. Uruguai	2. Pecuária
e. Venezuela	Gado, ovinos, cabras e cavalos; outros produtos de origem animal; leite não processado; lã e casulos de bicho de seda; carne de gado, de ovinos, de cabras e de cavalos; outras carnes.
f. Demais Países Latino-Americanos (DAL)	
g. Associação de Nações do Sudeste Asiático – Association of Southeast Asian Nations (Asean + 3)	3. Extração não energética
	Produtos florestais; pescado; outros minerais não energéticos.
	4. Extração energética
	Carvão; petróleo; gás.
h. Tratado Norte-Americano de Livre Comércio – North American Free Trade Agreement (Nafta)	5. Alimentos processados
	Óleos vegetais e gorduras; produtos lácteos; arroz processado; açúcar; bebidas e fumos; outros produtos alimentícios processados.
i. União Europeia (UE)	
j. Demais Países do Mundo (DPMs)	6. Têxtil
	Têxteis; vestuários.
	7. Equipamentos de transporte
	Veículos automotores e suas partes; outros equipamentos de transporte.
	8. Demais manufaturas leves
	Produtos de couro; produtos de madeira; produtos de papel e publicações; produtos de metal; outras manufaturas leves.
	9. Máquinas e equipamentos
	Equipamentos eletrônicos; outros equipamentos e maquinário.
	10. Demais manufaturas pesadas
	Produtos derivados do petróleo e do carvão; produtos químicos, plásticos e borrachas; metais ferrosos; outros produtos minerais; outros metais.
	11. Serviços
	Eletricidade; distribuição de gás; água; construção; comércio; transporte marítimo; transporte aéreo; outros serviços de transporte; comunicação; outros serviços financeiros; seguros; outros serviços para negócios; recreação e outros serviços; administração pública, defesa, saúde e educação; habitação.

Fonte: Banco de dados do GTAP versão 8 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012).

Elaboração dos autores.

Em relação ao segundo problema, de modelagem de equações agregadas, os modelos de EGC resolvem essa questão a partir de uma série de *hipóteses da separabilidade* que buscam simplificar a estrutura de produção. Tais hipóteses lidam com o problema da agregação através da formação de uma estrutura produtiva em ninhos que geram uma resolução do sistema por níveis<sup>11</sup> (Winchester *et al.*, 2003). Essa estrutura em três níveis pode ser percebida a partir da figura 1, que esquematiza as funções de produção do modelo. No primeiro nível, a função de Leontief implica que a composição ótima de bens intermediários e recursos primários independe dos preços relativos desses dois componentes, de modo que é possível tratá-los de maneira independente (Feijó e Alvim, 2010). No segundo nível, as funções CES utilizam as elasticidades de substituição entre os fatores de produção ( $\sigma_{VA}$ ) e os insumos intermediários ( $\sigma_D$ ) para determinar a proporção ótima de cada um dos recursos. No caso dos bens intermediários, seguindo a hipótese de Armington, as firmas inicialmente decidem a proporção de importados que será consumida para então estabelecer qual será a origem desses insumos externos. Por fim, entrando no terceiro e último nível, dada a quantidade de bens importados que as firmas pretendem comprar, elas utilizam a elasticidade de Armington para determinar o quanto demandarão de cada região.<sup>12</sup> É importante ressaltar que a utilização da estrutura de preferências de Armington no modelo “(...) implica que um bem produzido em uma região é um substituto imperfeito para bens produzidos pela mesma indústria em outras regiões. Ou seja, a mesma *commodity*, de diferentes fontes, pode ser comercializada a preços diferentes” (Azevedo, 2003 *apud* Feijó e Alvim, 2010, p. 696).

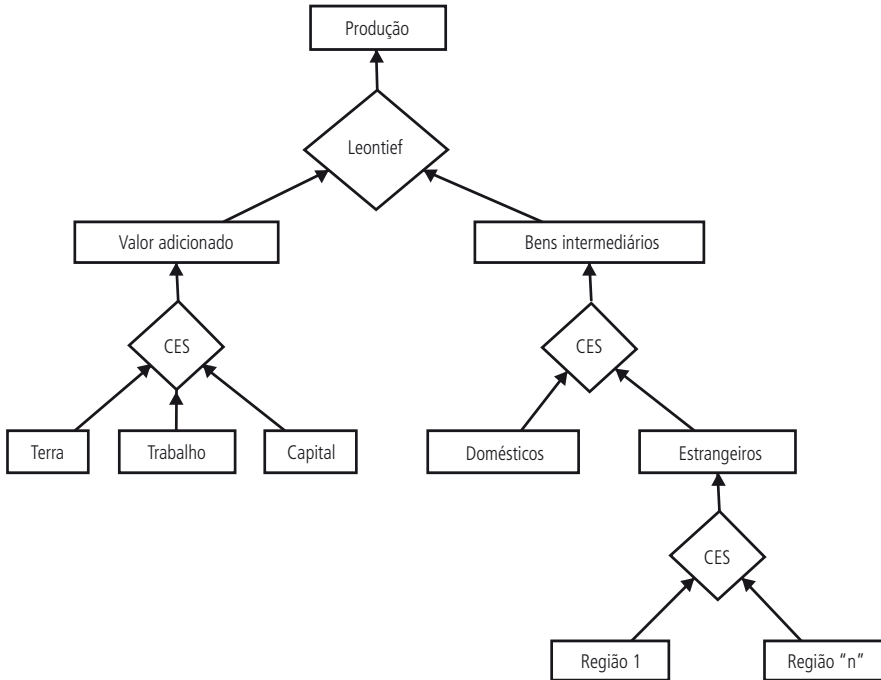
Dado esse panorama do método de encerramento de funções em ninhos, percebe-se que há dois canais principais pelos quais o valor atribuído às elasticidades pode influenciar o resultado da simulação do impacto de alterações tarifárias. Primeiramente, a alteração do preço do bem  $i$  da região  $r$  (fruto da mudança tarifária) gerará uma mudança dos preços relativos internacionais (Coelho *et al.*, 2006). Essa mudança levaria a uma

11. A modelagem das funções de consumo segue a mesma hipótese da separabilidade, de modo que há uma divisão da demanda em ninhos similares aos da produção. Devido a essa semelhança, a estrutura funcional de demanda não será esmiuçada aqui. Cabe ressaltar que no nível agregado a função de Leontief mostrada na figura 1 é substituída por uma Cobb-Douglas que divide a demanda em governamental, privada e poupança. Quanto aos gastos do governo, estes são determinados por uma função Cobb-Douglas, ao passo que o consumo privado é determinado por uma Constant Difference Elasticity (CES). Os demais níveis permanecem constantes (Feijó, 2005, p. 68-69).

12. Hertel *et al.* (2008) descrevem a metodologia utilizada para obter os parâmetros comportamentais do modelo, entre os quais as elasticidades utilizadas.

alteração no bem composto estrangeiro, um bem representativo formado pelos bens fornecidos por diferentes países, cuja composição é dada pelos preços relativos e pela elasticidade de substituição entre esses bens (terceiro nível dos ninhos). Em segundo lugar, o impacto dessa alteração de preços sobre a produção total será dado a partir da elasticidade do segundo nível, a qual determina a quantidade de bens importados que é demandada. Portanto, qualquer simulação que busque avaliar os impactos de um choque tarifário sobre a distribuição setorial da produção deve executar um teste de sensibilidade do modelo a variações nessas elasticidades, o que será realizado na seção 5 (Wigle, 1991).

FIGURA 1  
Esquematização do modelo GTAP



Fonte: Hertel (1997).

Elaboração dos autores.

Por fim, dado esse panorama das funções subjacentes ao modelo, resta analisar de que maneira o sistema de equações deve ser fechado. O fechamento macroeconômico, ao ter de selecionar que variáveis terão de ser

exógenas visando equalizar o número de variáveis endógenas com o número de equações no sistema, acaba por determinar o caráter do modelo. Mais especificamente, conforme Horridge (2003, p. 47):

A escolha de um fechamento reflete dois tipos diferentes de consideração. Primeiro, o fechamento está associado com a ideia do horizonte temporal da simulação, isto é, o período de tempo que seria necessário para as variáveis econômicas se ajustarem a um novo equilíbrio. (...) Segundo, a escolha do fechamento é afetada pela necessidade de uma simulação particular e pela visão da hipótese mais apropriada sobre aquelas variáveis que o modelo não explica.

Neste sentido, ao permitir que a variável investimento seja endógena e ajuste-se à poupança existente, a configuração do modelo utilizada para esta simulação gera um horizonte temporal de longo prazo (em torno de cinco anos, prazo necessário para o ajuste dos investimentos diante de variações nos preços relativos e nas demandas setoriais). Além disso, como se pretende simular o impacto de variações nas tarifas de importação, faz-se necessário torná-las exógenas ao modelo. Por fim, adota-se um fechamento clássico ao se supor que a oferta de trabalho é exógena/fixa.

#### 4 BASE EMPÍRICA: TARIFAS E *TRADE-SHARE*

Seguindo o modelo teórico da seção 2 e o modelo operacional da seção 3, pode-se inferir que o núcleo dessas explicações sobre as implicações da formação de blocos comerciais se dá em torno de mudanças em dois conjuntos de variáveis:

- os preços dos bens importados e exportados; e
- o *trade-share*, isto é, a proporção do consumo de bens de um setor em um país que é suprida por bens importados.

Assim, em um primeiro momento, esta seção lidará com o principal fator exógeno no GTAP que afeta esses preços, ou seja, a política tarifária. Para tanto, buscará explicitar as principais características das tarifas de importação do Mercosul. Em um segundo momento, serão analisados os *trade-shares* dos membros do Mercosul.

Em relação à estrutura tarifária dos membros do Mercosul, a criação do bloco com o objetivo de gerar um Mercado Comum (Artigo 1º do Tratado de Assunção, 1991) através do estabelecimento prévio de uma União Aduaneira (Protocolo de Ouro Preto, 1994) deveria originar, idealmente,



uma estrutura tarifária na qual todos os impostos de importação entre os membros fossem nulos e houvesse a adoção de uma TEC. Conforme a tabela 1, os impostos intrabloco de fato tenderam a convergir para a formação de uma área de livre comércio, com os impostos existentes sendo limitados a poucos setores. Entretanto, ao se analisarem os impostos cobrados pelos países do Mercosul em seu comércio com os DPMs, percebe-se que houve uma falha na convergência dessas tarifas.<sup>13</sup> A dificuldade na convergência da TEC do bloco é um problema que acompanha o Mercosul desde o início de sua implementação em 1995:

(...) a administração da TEC foi bastante diferente daquilo que havia sido originalmente estabelecido pelas normas do bloco. Mesmo a existência de muitas exceções não foi suficiente para evitar que novas mudanças na TEC ocorressem após o final do período de transição. Três alterações, decorrentes de instabilidades macroeconômicas causadas por crises externas (México-1994, Sudeste Asiático-1997) ou problemas domésticos (moratória argentina-2001), merecem destaque (Azevedo e Massuquetti, 2009, p. 14).

Entretanto, apesar de haver uma dispersão nas tarifas cobradas de terceiros devido à manutenção e à criação de listas de exceções, a estrutura tarifária do bloco conseguiu manter alguns dos objetivos vislumbrados na criação do Mercosul. Em primeiro lugar, esse mecanismo conseguiu conter a emergência de tarifas superiores às permitidas pelo GATT, limitando o retorno a um modelo de regionalismo fechado.

---

13. Supõe-se aqui que as tarifas cobradas de terceiros correspondem a uma aproximação da TEC adotada por cada país. Esta aproximação deve-se à necessidade de se utilizarem estes dados no modelo para a criação dos cenários da simulação, assim como à dificuldade de incorporar a TEC à agregação setorial do GTAP utilizada.

TABELA 1  
**Taxa de importação *ad valorem* de cada país em relação aos quatro demais parceiros (2007)**  
 (Em %)

Importador	Argentina			Brasil			Paraguai			Uruguai			Venezuela														
	Bra	Par	Uru	Arg	Par	Uru	Arg	Bra	Uru	Ven	Arg	Bra	Par	Uru	DPMs												
	DPMs			DPMs			DPMs			DPMs			DPMs														
Exportador	0	0	0	1,96	2,27	0	0	0	0	0,89	6,67	0	0	0	0	6,27	0	0	0	0	0	4	2,73	2,4	0	1,65	8,53
Agricultura	0	0	0	3,21	0	0	0	0	0	0,29	4,84	0	0	0	0	3,08	0	0	0	0	0	3,22	12,6	11,3	0	8,94	1,67
Pecuária	0	0	0	1,3	0	0	0	0	0	0	0,26	0	0	0	0	1,34	0	0	0	0	0	0,88	2,57	1,43	0	4,08	0
Extração não energética	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1,47	0	0	0,23	0
Extração energética	0	0	0	4,28	9,65	0	0	0	0	0,93	10,9	0,42	0,92	0	0	10,8	3,99	5,59	0	8,28	11,3	18,2	21,8	0,01	22,3	14,2	0
Alimentos processados	0	0	0	16,8	0	0	0	0	0	0,9	16,6	0	0	0	2,15	12,6	0	0	0	8,88	16,9	11,4	12,4	19,4	6,8	7,16	0
Têxtil	0	0,13	0	0,38	15	0	0,23	0	9,61	9,76	9,57	12,3	7,59	0	15,1	0,65	1,07	4,93	10,8	12,6	16,6	18,8	0	7,53	19,9	0	
Equipamentos de transporte	0	0	0	4	13,2	0	0	0	1,76	14,7	0	0	0	8,3	11,7	0	0	0	5,31	13,6	7,63	11,6	7,93	7,33	9,28	0	
Demais manufaturas leves	0	0,24	0,01	2,68	8,01	0,04	0,06	0,04	3,14	11	0,06	0,06	0,03	0	3,17	0,07	0,04	0	0,55	5,07	4,27	2,39	8,54	3,98	8,8	0	
Máquinas e equipamentos	0	0	0,02	2,19	6,8	0	0	0	0,4	5,37	0	0	0,15	6,78	0	0	0	0	1,37	7,06	7,84	5,01	5,2	5,48	8,09	0	
Demais manufaturas pesadas	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
Serviços	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	

Fonte: Banco de dados do GTAP versão 8 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012).

Em segundo, pôde-se perceber a existência de tarifas médias mais elevadas para produtos com alto valor agregado que são produzidos pelos países-membros do bloco. Por exemplo, conforme a tabela 1, percebe-se que os setores mais protegidos são: têxtil (15,71%), demais manufaturas leves (13,28%), equipamentos de transporte (13,13%) e alimentos processados (10,64%).<sup>14</sup> Contudo, esse objetivo de proteger as indústrias de alto valor agregado cujos bens sejam produzidos dentro do bloco também cria divergências nas tarifas e conflitos entre os países-membros. Como exemplo, a avaliação das tarifas cobradas no setor de máquinas e equipamentos permite inferir que um entrave à evolução da TEC do Mercosul encontra-se na desigualdade nas estruturas produtivas dos países-membros. O fato de o Brasil ter a indústria mais pujante nesse setor dentro do Mercosul leva-o a pressionar a TEC para cima, ao passo que o papel de importadores dos demais países faz com que estes pressionem a tarifa em sentido inverso (Pereira, 1999).<sup>15</sup>

Feitas essas considerações sobre a situação tarifária prévia à adesão plena da Venezuela, torna-se necessário perguntar de que maneira essa adesão impactará a estrutura tarifária do bloco ampliado. Um primeiro canal de impacto seria a adoção, pela Venezuela, da TEC do bloco. Devido ao fato de não haver ainda um cronograma de adoção da TEC tampouco a lista de exceções que serão permitidas à Venezuela, supõe-se que este país adotará a média ponderada das tarifas externas ao bloco adotadas pelos quatro membros originais do Mercosul.<sup>16</sup> Essas variações estimadas estão descritas no gráfico 1. Com exceção de cinco setores (têxtil, demais manufaturas leves, pecuária, máquinas e equipamentos e serviços), os demais sofreriam uma redução da proteção contra as importações externas ao bloco. Destaque deve ser dado ao setor de equipamentos de transporte – redução de 9,13 pontos percentuais (p.p.) –, que cria uma pressão que tende a reduzir os benefícios ao setor no Brasil devido ao aumento da competição externa ao bloco.<sup>17</sup>

14. Média não ponderada das tarifas expostas na tabela 1.

15. O artigo de Azevedo e Massuquetti (2009) fornece uma análise temporalmente abrangente da evolução da TEC no Mercosul.

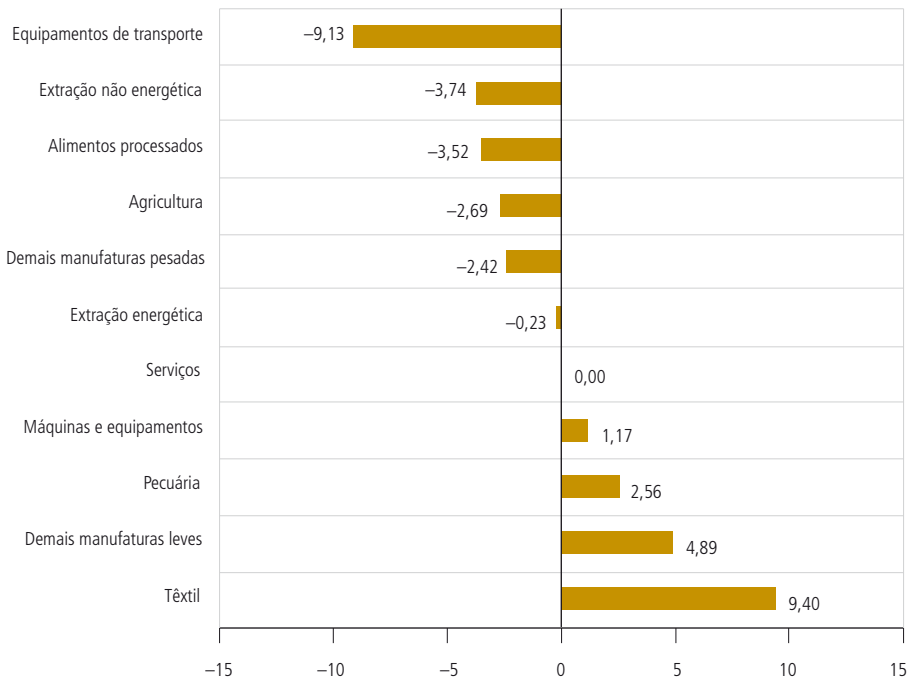
16. Média ponderada das taxas pelo peso das importações de cada país na importação total do bloco.

17. Dados comparando as tarifas externas do Mercosul e da Venezuela a níveis setoriais mais desagregados podem ser encontrados em relatório da CNI (CNI, 2006, p. 9).

GRÁFICO 1

**Variações na tarifa *ad valorem* extrabloco venezuelana (2007)**

(Em p.p.)



Fonte: Banco de dados do GTAP versão 8 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012).

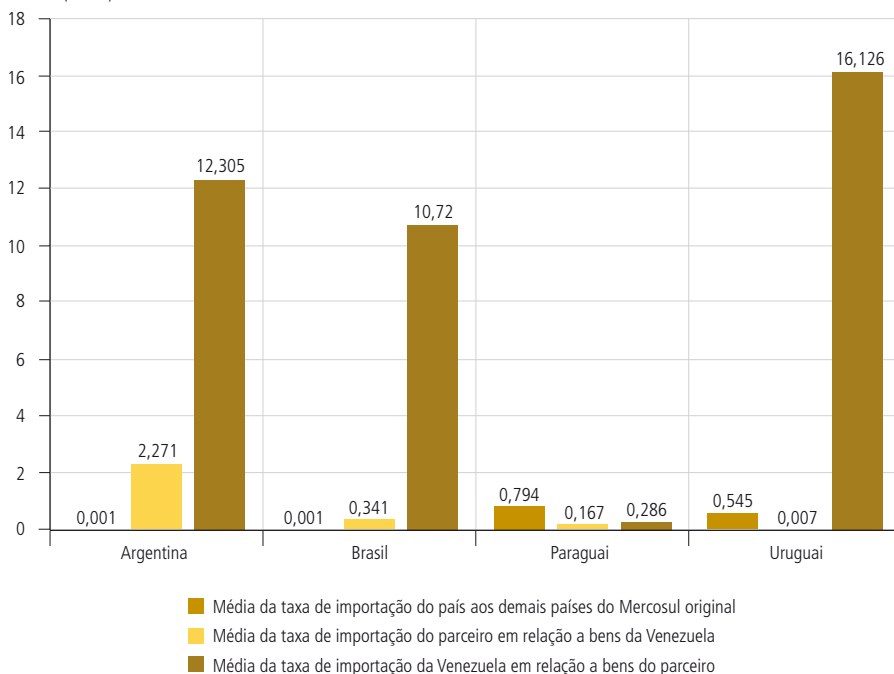
Obs.: média ponderada pelo peso das importações de cada país na importação total do bloco. Os valores do gráfico foram calculados a partir da diferença da tarifa *ad valorem* extrabloco cobrada pela Venezuela e a média ponderada desta tarifa dos países do Mercosul.

Um segundo canal de impacto da ampliação do Mercosul seria nas tarifas intrabloco: a adesão venezuelana implicaria a necessidade de os países-membros convergirem para a eliminação das tarifas mútuas. Neste sentido, apesar do acordo de livre comércio estabelecido pelos países-membros do Mercosul e a Venezuela através do Acordo de Cooperação Econômica (ACE-59) assinado em 2003 e incorporado no Brasil em 2005, o cronograma diferenciado e prolongado para a Venezuela fez com que o nível de tarifas cobrado da e pela Venezuela fosse superior ao cobrado intrabloco (com exceção do Paraguai, que adota taxas intrabloco superiores). No que diz respeito ao Brasil e à Argentina, o diferencial de tarifas ante a Venezuela abre espaço para maior redução nas tarifas envolvendo o comércio entre esses três países (gráfico 2) (CNI, 2006).

GRÁFICO 2

**Tarifas de importação *ad valorem* entre a Venezuela e seus parceiros do Mercosul (2007)**

(Em %)



Fonte: Banco de dados do GTAP versão 8 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012).

Obs.: média ponderada pelo peso de cada setor na pauta de comércio do país.

A avaliação da tabela 1 permite constatar que os setores mais protegidos venezuelanos em relação aos países do Mercosul são: alimentos processados (15,58%), têxtil (12,52%), equipamentos de transporte (10,73%), demais manufaturas leves (8,62%) e pecuária (8,21%). Em relação às tarifas cobradas pelos países-membros do Mercosul em relação a bens venezuelanos, os setores com maiores médias são: equipamentos de transporte (5,2%), demais manufaturas leves (4,84%), alimentos processados (3,37%), têxtil (2,98%) e máquinas e equipamentos (1,59%). Por isso, dadas essa estrutura tarifária e a teoria estabelecida na seção 2, pode-se supor que a Venezuela tende a ser a maior beneficiada pelas remoções das tarifas.

Contudo, para que se possa analisar o impacto que essas mudanças na estrutura tarifária terão sobre a distribuição setorial da produção no Brasil assim como sobre os fluxos comerciais dos países-membros, torna-se

necessário avaliar os *trade-shares* desses países. Segundo a teoria apresentada na seção 2, a magnitude do *trade-share*, ou a dependência da economia diante de bens importados, está diretamente relacionada à magnitude do impacto que as alterações tarifárias terão sobre a economia.

Entretanto, antes de expor os *trade-shares* dos países-membros do Mercosul, é importante ressaltar os valores das importações destes. Sem essa análise inicial, não é possível avaliar os possíveis impactos de alterações tarifárias, tendo em vista que as importações de bens de um setor por um país podem ser insignificantes. Logo, a tabela 2 expõe as importações a preços de mercado do Mercosul. Em relação à Venezuela, deve-se enfatizar que ela representa um mercado para bens importados de tamanho similar ao argentino.<sup>18</sup> Destaque deve ser dado ao mercado de máquinas e equipamentos (US\$ 11.828 milhões), equipamentos de transporte (US\$ 10.317 milhões) e alimentos processados (US\$ 3.435 milhões), os quais são mercados em que as empresas brasileiras detêm vantagens comparativas na região.

TABELA 2  
**Importações a preços de mercado (2007)**  
(Em US\$ milhões correntes de 2007)

	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Venezuela
Agricultura	765,28	2.847,26	105,49	140,61	914,88
Pecuária	170,19	327,88	19,31	91,13	1.273,80
Extração não energética	642,02	3.124,41	11,71	43,20	182,87
Extração energética	273,80	10.611,50	0,18	643,64	10,16
Alimentos processados	784,48	3.393,67	325,39	413,39	3.425,48
Têxtil	1.532,51	3.896,18	139,46	256,28	2.351,75
Equipamentos de transporte	8.284,70	18.234,80	548,60	538,94	10.317,77
Demais manufaturas leves	3.623,34	6.372,67	447,35	617,22	3.412,97
Máquinas e equipamentos	12.557,27	34.505,56	1.826,72	1.286,35	11.828,95
Demais manufaturas pesadas	13.402,61	45.204,60	2.045,57	2.147,47	8.380,40
Serviços	8.524,92	34.968,64	311,82	988,01	5.053,87
<b>Total</b>	<b>50.561,12</b>	<b>163.487,16</b>	<b>5.781,61</b>	<b>7.166,25</b>	<b>47.152,90</b>

Fonte: Banco de dados do GTAP versão 8 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012).

Obs.: realce nos top-3.

18. Estes dados são de 2007. Segundo informações do Banco Mundial (*World development indicators*), em 2011 as importações argentinas de mercadorias somavam US\$ 73.992,30 milhões, ao passo que as venezuelanas somavam US\$ 47.600 milhões.

Expostos os valores absolutos das importações dos países-membros do Mercosul, torna-se necessário avaliar a importância relativa desses fluxos ante o consumo de bens em cada país. A avaliação do *trade-share* importa tendo em vista que o impacto sobre a estrutura produtiva e sobre o bem-estar da população no país será tanto maior quanto mais elevado for o *trade-share* de determinado bem nessa economia. Assim, a tabela 3 expõe essas informações. Nela fica clara a dependência de todos os países em relação aos bens do setor de máquinas e equipamentos e de equipamentos de transporte, com médias de dependência não ponderadas de 67,17% e de 60,71%, respectivamente. Essas dependências abrem margem para a ampliação da produção de bens da indústria automobilística argentina e brasileira destinada à Venezuela. Outro setor do qual há uma grande dependência no bloco é o de extração energética. Entretanto, como as tarifas de importação desses bens são nulas, os impactos que a integração terá sobre esse setor estratégico venezuelano serão somente indiretos, via expansão da demanda de outros setores estimulados pela ampliação do Mercosul.

TABELA 3  
**Trade-share a preços de mercado (2007)**  
(Em %)

	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Venezuela
Agricultura	5,13	4,83	5,38	14,78	10,01
Pecuária	1,21	0,48	0,78	4,06	6,60
Extração não energética	19,29	13,23	3,01	15,46	6,71
Extração energética	1,82	25,07	58,77	99,51	0,05
Alimentos processados	4,04	3,01	15,91	18,78	12,19
Têxtil	22,53	9,45	16,92	29,61	28,02
Equipamentos de transporte	61,78	21,64	82,79	81,57	55,75
Demais manufaturas leves	14,85	5,44	24,78	32,39	15,86
Máquinas e equipamentos	68,87	28,40	90,00	78,05	70,47
Demais manufaturas pesadas	28,34	16,09	58,47	50,98	21,35
Serviços	3,49	2,55	3,27	4,02	2,66
<b>Total</b>	<b>12,00</b>	<b>7,04</b>	<b>22,94</b>	<b>17,84</b>	<b>12,65</b>

Fonte: Banco de dados do GTAP versão 8 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012).

Obs.: realce nos top-3.

Por fim, expostos os dados acerca do *trade-share* no Mercosul, cabe detalhar de que maneira o comércio externo venezuelano é atendido pelos parceiros do bloco e vice-versa. Essa análise é importante para que se possa

vislumbrar o impacto imediato que as variações tarifárias terão sobre a economia de cada membro, tanto no bem-estar quanto na produção e comércio. Proporções elevadas (reduzidas) de mercado atendidas por um parceiro cujas tarifas sofrerão redução (ampliação) tendem a gerar uma melhora (piora) no bem-estar do setor avaliado. Conforme a tabela 4, o Brasil é o maior fornecedor venezuelano dentro do Mercosul, com 10,68% dos bens importados pela Venezuela. Dessa participação, destaque deve ser dado aos setores de pecuária, equipamentos de transporte e de máquinas e equipamentos. Com as mudanças tarifárias espera-se que esses setores nacionais sejam fortemente beneficiados, ampliando a produção no Brasil e o bem-estar na Venezuela, resultante da redução nos preços dos bens consumidos domesticamente. Quanto à participação da Venezuela no comércio dos parceiros de bloco, percebe-se que essa é pequena e limitada aos setores ligados ao petróleo (tabela 5). Entretanto, conforme já mencionado, como esses setores já contam com tarifas reduzidas, o potencial de impacto direto da integração é reduzido.

TABELA 4

**Participação dos países nas importações da Venezuela (2007)**

(Em %)

	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	DPMs
Agricultura	5,088	2,876	0,132	0,001	91,904
Pecuária	7,446	42,536	0,000	0,690	49,327
Extração não energética	0,150	7,985	0,001	0,001	91,863
Extração energética	0,010	0,000	0,000	0,000	99,990
Alimentos processados	7,961	10,800	2,677	4,032	74,530
Têxtil	0,537	3,944	0,026	0,033	95,460
Equipamentos de transporte	4,625	15,633	0,000	0,002	79,740
Demais manufaturas leves	1,556	10,321	0,021	0,219	87,883
Máquinas e equipamentos	1,368	10,852	0,005	0,062	87,713
Demais manufaturas pesadas	2,878	8,470	0,016	0,537	88,099
Serviços	0,378	0,626	0,014	0,039	98,943
<b>Total</b>	<b>2,925</b>	<b>10,680</b>	<b>0,206</b>	<b>0,445</b>	<b>85,745</b>

Fonte: Banco de dados do GTAP versão 8 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012).

Obs.: realce nos top-3.



TABELA 5

**Participação da Venezuela nas importações dos parceiros (2007)**

(Em %)

	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	DPMs
Agricultura	0,019	0,002	0,000	0,001	0,038
Pecuária	0,024	0,034	0,005	0,003	0,019
Extração não energética	0,001	0,935	0,000	0,000	0,269
Extração energética	0,003	0,419	0,000	94,900	2,606
Alimentos processados	0,025	0,017	0,001	0,016	0,065
Têxtil	0,008	0,013	0,004	0,004	0,016
Equipamentos de transporte	0,038	0,012	0,001	0,004	0,044
Demais manufaturas leves	0,285	0,076	0,056	0,038	0,030
Máquinas e equipamentos	0,007	0,002	0,000	0,008	0,007
Demais manufaturas pesadas	0,064	0,638	6,395	0,074	0,625
Serviços	0,057	0,168	0,047	0,031	0,056
<b>Total</b>	<b>0,056</b>	<b>0,263</b>	<b>2,270</b>	<b>8,556</b>	<b>0,381</b>

Fonte: Banco de dados do GTAP versão 8 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012).

Obs.: realce nos top-3.

**5 RESULTADOS**

Após apresentados os dados relativos à estrutura tarifária e aos fluxos comerciais entre os cinco países, resta realizar a simulação dos impactos da adesão da Venezuela ao Mercosul. Seguindo as hipóteses estabelecidas na seção 2, espera-se que a entrada da Venezuela gere ganhos líquidos de bem-estar além da criação líquida de comércio.

O cenário utilizado no GTAP para simular a adesão da Venezuela é composto por dois blocos principais: primeiramente, promoveu-se um choque para zerar as tarifas de importação e os subsídios de exportação entre os quatro países fundadores do Mercosul. Em segundo lugar, foram realizados choques tarifários que simulam a adesão da Venezuela ao bloco.

Em relação ao primeiro bloco de choques, conforme demonstra a tabela 1, a existência de tarifas de importação intrabloco limita-se principalmente ao Paraguai e ao Uruguai, estando circunscritas a poucos produtos liberados pela Comissão de Comércio do Mercosul em caráter temporário. Diante desse suposto caráter temporário dos impostos de importação intrabloco, todos os impostos de importação entre os países-membros originais foram iguados a zero. O mesmo foi feito em relação aos subsídios à exportação adotados,

os quais são vetados pelos acordos constitutivos do bloco assim como por normas do GATT. Para tanto, utilizou-se a ferramenta *Altertax* do RunGTAP. A utilização dessa ferramenta é necessária para evitar a criação de distorções na base de dados do modelo que poderiam surgir a partir da utilização de choques com fechamento-padrão. Mais especificamente, busca-se proteger de alterações as variáveis empiricamente coletadas (fluxos comerciais e de outros recursos) em contraponto às variáveis estimadas (tarifas de proteção) (Malcolm, 1998; Azevedo, 2008).

No que diz respeito aos choques do segundo bloco, estes podem ser divididos em dois grupos. Em primeiro lugar, similarmente ao bloco um, foram eliminadas as tarifas de importação e os subsídios dentro do Mercosul ampliado. Em segundo, foi simulada a adoção da TEC pela Venezuela. O método utilizado para realizar esse choque foi mensurar a tarifa externa média por produto cobrada pelos membros originais do Mercosul em relação a cada um dos parceiros externos descritos no quadro 1 (tabela 6) e aplicá-la às categorias de produtos da Venezuela em relação a cada região.<sup>19</sup> A utilização dessa divisão do cálculo da TEC por região parceira justifica-se pela existência de acordos regionais do Mercosul que compõem o acervo normativo do bloco e por haver tarifas diferenciadas direcionadas a produtos originados de determinadas regiões.

TABELA 6

**Tarifa externa média cobrada por países do Mercosul (2007)**

(Em %)

	DAL	Asean + 3	Nafta	UE	DPMs
Agricultura	0,580	9,835	5,420	6,556	8,074
Pecuária	1,163	5,957	3,413	5,744	3,221
Extração não energética	0,012	3,151	0,953	2,935	1,477
Extração energética	0	0	0	0	0
Alimentos processados	1,258	10,816	12,678	14,299	7,887
Têxtil	3,176	17,293	15,128	16,534	16,686
Equipamentos de transporte	3,158	18,781	3,888	12,680	13,833
Demais manufaturas leves	1,795	18,349	12,301	13,472	13,846
Máquinas e equipamentos	5,089	10,319	8,449	10,722	11,349
Demais manufaturas pesadas	0,914	6,630	6,550	7,816	3,432
Serviços	0	0	0	0	0

Fonte: Banco de dados do GTAP versão 8 (Narayanan, Aguiar e McDougall, 2012).

Obs.: média ponderada pela quantidade importada por cada país.

19. Média ponderada pelo peso do comércio de cada país em cada setor (tabela 2).

Estabelecido o cenário a ser analisado, o RunGTAP gerou os resultados a partir do método numérico de Gragg, visando reduzir as distorções contidas no método linear de Johansen. Seguindo a hipótese estabelecida na seção teórica, espera-se que a ampliação do Mercosul através da eliminação de tarifas intrabloco e da redução de algumas tarifas extrabloco aplicadas pela Venezuela gere uma criação líquida de comércio, ampliando a produção e o bem-estar global. Mais especificamente, espera-se que os setores com maior *trade-share* na Venezuela (expostos na tabela 3) sejam os mais beneficiados.

De fato, avaliando a variação percentual na produção setorial das regiões analisadas (tabela 7), percebe-se que, no caso brasileiro, os setores de equipamentos de transporte (variação de 1,38%) e de máquinas e equipamentos (0,28%) são os maiores beneficiários. Essas variações ocorrem, conforme especificado na seção anterior, em grande medida devido ao fato de que o *trade-share* venezuelano nesses setores é muito elevado (tabela 2) e o Brasil figura como um grande fornecedor (tabela 3). Neste sentido, os resultados apresentados seguem as expectativas expostas na seção anterior.

Os resultados expostos condisseram com os encontrados por outros trabalhos aplicados ao Mercosul. Flores (1997) demonstrou que o aprofundamento do Mercosul tendia a beneficiar as indústrias automobilísticas do Brasil e da Argentina, resultado que é demonstrado na tabela 7. No que diz respeito especificamente à adesão da Venezuela ao bloco regional, os impactos setoriais encontrados por Coelho *et al.* (2006) para o Brasil condizem com os resultados aqui encontrados. Nesse artigo de Coelho *et al.* (2006), que adota uma classificação setorial mais desagregada, os seis setores mais beneficiados foram: automóveis e suas partes; bens de capital; vestuário; construção; têxteis; e metalurgia.

Esses setores condizem com os setores produtivos mais beneficiados encontrados neste trabalho: equipamentos de transporte; máquinas e equipamentos; e têxtil.

Entretanto, esses números devem ser avaliados com cautela, dado que a suposição de pleno emprego dos fatores em um modelo de EGC (Huff e Hertel, 2000) não cria espaço para grande crescimento, tendo em vista que o que ocorre é uma realocação dos fatores para os setores que passam a apresentar uma lucratividade maior. Além disso, a ampliação da produção em um setor pode acarretar a redução da produção nos demais setores. Esse comportamento do modelo deve-se ao fato de que o aumento da atratividade

de um setor cria um fluxo de recursos destinados a ele, o que acarreta a redução da produção nos setores menos atrativos oriunda da diminuição dos recursos disponíveis para essas atividades. Apesar dessa limitação do modelo, as informações expostas por essa tabela são importantes para que se avaliem as mudanças alocativas na economia.

TABELA 7

**Variação percentual na produção do bem *i* na região *r***

	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Venezuela	DAL	Asean_3	Nafta	UE	DPMs
Agricultura	-0,15	-0,31	0,00	0,40	-1,51	0,15	0,02	0,02	0,03	0,02
Pecuária	0,26	0,01	0,02	-0,55	-1,58	-0,28	0,01	0,02	0,05	0,03
Extração não energética	-0,08	-0,28	0,05	-0,03	-0,11	0,13	0,01	0,00	0,01	0,00
Extração energética	-0,08	-0,18	-0,02	-0,11	0,04	0,11	0,00	0,00	0,00	0,00
Alimentos processados	0,05	-0,01	-0,96	2,57	-2,33	-0,06	0,00	0,00	0,00	0,05
Têxtil	0,12	0,17	0,36	-1,11	-1,21	-0,67	0,03	-0,02	0,03	-0,01
Equipamentos de transporte	1,20	1,38	0,35	-0,52	-3,97	-3,17	-0,07	0,08	-0,01	-0,06
Demais manufaturas leves	0,01	0,07	0,28	-0,76	-0,72	0,02	0,01	-0,01	0,00	0,00
Máquinas e equipamentos	0,48	0,28	0,48	-0,52	0,53	0,09	0,01	-0,02	-0,01	-0,02
Demais manufaturas pesadas	0,00	-0,19	-0,68	-0,35	-0,04	0,25	0,00	0,00	0,00	0,00
Serviços	-0,02	-0,01	0,04	-0,05	0,44	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
Investimentos	0,07	0,21	0,04	0,17	2,75	-0,13	-0,01	-0,01	-0,02	-0,01

Fonte: Resultado da simulação utilizando o RunGTAP.

Obs.: realce nos top-3.

Avaliando a variação na produção em termos absolutos (tabela 8), podem-se aferir alguns resultados interessantes. Primeiramente, percebe-se que, com exceção do Paraguai, todos os países do Mercosul ampliado obtiveram um aumento na produção. Além disso, o bloco torna-se um mercado mais atrativo para o investimento. Essa rubrica é especificamente importante no caso venezuelano (ampliação de US\$ 1,5 bilhão), refletindo um aumento nas oportunidades de negócios lucrativos nesse país oriundo da adesão ao Mercosul. Por fim, avaliando o efeito global da adesão venezuelana, o efeito líquido é positivo, com um saldo global de US\$ 112,9 milhões (valor subestimado devido às supracitadas suposições do modelo de EGC).

TABELA 8  
**Varição na produção do bem *r* na região *r***  
 (Em US\$ milhões correntes de 2007)

	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Venezuela	DAL	Asean_3	Nafta	UE	DPMs
Agricultura	-37,62	-224,36	-0,08	4,92	-125,86	97,93	79,00	47,83	84,78	109,19
Pecuária	42,59	4,78	0,65	-18,03	-284,31	-196,49	32,16	65,44	169,66	131,97
Extração não energética	-3,27	-112,43	0,20	-0,10	-3,62	88,08	17,16	-0,73	12,31	11,50
Extração energética	-13,93	-67,48	0,00	0,00	21,89	42,70	7,78	-6,34	2,61	9,63
Alimentos processados	18,37	-11,82	-20,99	75,34	-582,82	-75,14	23,19	2,13	48,75	405,38
Têxtil	6,91	67,10	2,74	-10,30	-74,10	-268,37	194,63	-45,38	123,91	-36,28
Equipamentos de transporte	133,21	1.179,70	0,43	-1,30	-351,26	-551,96	-719,25	813,19	-202,38	-201,53
Demais manufaturas leves	1,68	87,38	4,29	-14,88	-132,71	17,34	145,75	-93,38	99,13	-35,75
Máquinas e equipamentos	36,30	283,54	1,06	-2,31	27,66	29,22	264,50	-369,88	-115,00	-186,63
Demais manufaturas pesadas	-0,47	-513,69	-11,05	-11,62	-19,14	517,22	64,50	66,00	-4,25	-72,00
Serviços	-60,98	-134,63	4,27	-13,30	817,31	101,38	-205,00	-184,00	-270,00	-189,00
Investimentos	41,01	513,05	0,91	7,54	1.544,76	-244,69	-437,25	-298,50	-612,75	-262,25
<b>Total por país</b>	<b>163,80</b>	<b>1.071,14</b>	<b>-17,57</b>	<b>15,96</b>	<b>837,80</b>	<b>-442,78</b>	<b>-532,83</b>	<b>-3,62</b>	<b>-663,23</b>	<b>-315,77</b>
<b>Total global</b>					<b>112,90</b>					

Fonte: Resultado da simulação utilizando o RunGTAP.

Obs.: realce nos top-3 do Mercosul ampliado.

Conforme mencionado, o GTAP tende a subestimar os valores das variações na produção e no comércio, de modo que esses resultados obtidos devem ser avaliados enquanto indicativos de sinal de variação e de magnitude relativa dessas alterações. Contudo, um dos pontos fortes desse modelo é sua capacidade de aferir as variações de bem-estar oriundas de choques exógenos. Conforme ressaltam Feijó e Azevedo (2006, p. 570, citando McDougall, 2002):

A fonte de variação de bem-estar gerada no GTAP é resultado, por exemplo, da retirada ou imposição de distorções (impostos, subsídios e taxas) ou então devido a variações na condição tecnológica de determinado mercado em dada região. A Variação Equivalente (EV) associada com uma perturbação no modelo GTAP (medida utilizada como “*proxy*” para o bem-estar econômico) é igual à diferença entre a despesa requerida para obter o novo nível de utilidade (após a simulação) aos preços iniciais ( $Y_{EV}$ ) e o nível de utilidade disponível no equilíbrio inicial ( $Y$ ), ou seja,  $EV = Y_{EV} - Y$ . [...] Essa medida pode ser decomposta em três componentes: efeitos alocativos, termos de troca, e o saldo investimento-poupança.

Neste sentido, mesmo que um setor apresente uma redução na produção de um bem, essa redução pode ter um efeito líquido positivo no sentido de permitir uma ampliação na produção de bens mais lucrativos. Desta forma, a realização da decomposição das alterações de bem-estar na economia permite avaliar esses ganhos de bem-estar assim como quantificar a contribuição de cada setor para essas alterações (Pant *et al.*, 2000). Avaliando em âmbito agregado, a tabela 9 demonstra as variações de bem-estar apresentadas por cada região. Conforme previsto pela teoria, há um ganho líquido de bem-estar na ordem de US\$ 252,2 milhões. Além disso, há um ganho individual para todos os países-membros do Mercosul. O maior ganho é o da Venezuela (US\$ 648,7 milhões), refletindo principalmente a redução em distorções tarifárias em relação aos parceiros do Mercosul (efeito alocativo) e a melhora na alocação de recursos direcionados ao investimento (saldo investimento-poupança).

Focando a análise no Brasil, o gráfico 3 decompõe as variações de bem-estar em efeitos alocativos e em termos de troca para cada um dos setores produtivos. Para os efeitos alocativos, as maiores variações dão-se nos setores de máquinas e equipamentos (US\$ 63,4 milhões) e de equipamentos de transporte (US\$ 59,6 milhões). Essas variações estão de acordo com as vantagens comparativas regionais do Brasil, refletindo a redução nas distorções no comércio com a Venezuela, assim como reforçam a relação existente entre o *trade-share* venezuelano nesses setores e o impacto da

redução dos preços de bens oriundos de um dos seus principais fornecedores, o Brasil. Entretanto, os benefícios totais nesses setores não são maiores porque, destoando dos demais, eles sofreram uma piora nos termos de troca. Essa piora é causada por uma queda no preço de exportação desses bens (queda de 0,22% para o setor de equipamentos de transporte e de 0,16% para o de máquinas e equipamentos) não acompanhada por uma proporcional variação nos preços dos bens importados, que permaneceram relativamente estáveis (variação de 0,02% para o setor de equipamentos de transporte e de -0,01% para o de máquinas e equipamentos).

TABELA 9

**Decomposição da variação de bem-estar**

(Em US\$ milhões correntes de 2007)

	Efeitos alocativos	Termos de troca	Saldo investimento-poupança	<b>Total</b>
Argentina	27,56	60,51	-32,63	<b>55,43</b>
Brasil	172,94	343,87	-95,53	<b>421,28</b>
Paraguai	2,10	8,08	0,21	<b>10,40</b>
Uruguai	4,67	17,52	-0,52	<b>21,66</b>
Venezuela	360,27	77,22	211,20	<b>648,70</b>
DAL	-95,87	-356,30	-8,97	<b>-461,14</b>
Asean + 3	-57,50	-121,92	-32,35	<b>-211,76</b>
Nafta	-4,01	134,77	32,68	<b>163,44</b>
UE	-102,76	-153,21	-34,59	<b>-290,56</b>
DPMs	-55,66	-11,30	-38,27	<b>-105,23</b>
<b>Total</b>	<b>251,73</b>	<b>-0,76</b>	<b>1,24</b>	<b>252,21</b>

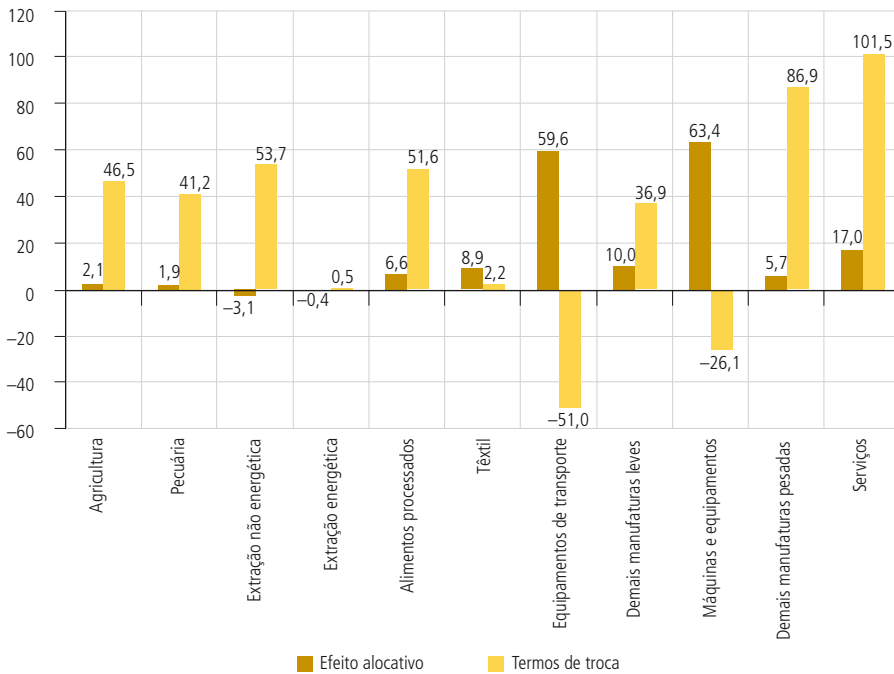
Fonte: Resultado da simulação utilizando o RunGTAP.

Por fim, realizada a decomposição das alterações no bem-estar, resta avaliar o impacto da ampliação do Mercosul sobre a criação e o desvio de comércio. A hipótese elaborada na seção teórica é a de que, assim como as variações líquidas no bem-estar, a ampliação do bloco regional gerará um impacto positivo líquido sobre as trocas comerciais. Essa avaliação será realizada por dois métodos. O primeiro busca estimar a criação e o desvio de comércio a partir de uma análise da variação absoluta do comércio dos países pertencentes ao bloco em relação aos países intrabloco e aos extrabloco (Jin *et al.*, 2006), ao passo que o segundo examina a variação relativa ao PIB de cada região (Schiff e Winters, 2003).

GRÁFICO 3

**Decomposição da variação do bem-estar no Brasil**

(Em US\$ milhões correntes de 2007)



Fonte: Resultado da simulação utilizando o RunGTAP.

Seguindo a primeira metodologia, a tabela 10 mostra as importações dos países do Mercosul discriminadas por parceiro e por produto. Avaliando a evolução do comércio intrabloco, no agregado houve uma ampliação de US\$ 3,87 bilhões, sendo a maior parte puxada por importações venezuelanas de produtos dos parceiros do bloco (US\$ 3,89 bilhões). Essa diferença entre o valor agregado e o valor das importações venezuelanas deve-se ao fato de que a Argentina e o Uruguai reduziram suas importações intrabloco em, respectivamente, US\$ 128 milhões e US\$ 13 milhões. Essa redução no consumo de bens dos parceiros, principalmente em relação aos membros originais, deve-se ao fato de que as tarifas entre estes permaneceram inalteradas ao mesmo tempo que bens venezuelanos ampliaram a sua competitividade dentro do bloco, conquistando mercados antes pertencentes aos parceiros. Esse comportamento é mais evidente no setor de demais manufaturas pesadas, no qual se encontram os produtos derivados de petróleo. Nesse setor o modelo HOS ajustado explica a ampliação das vendas venezuelanas.



TABELA 10  
**Variações nas importações**  
 (Em US\$ milhões correntes de 2007)

	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Venezuela	Demais regiões	Total
Importações da Argentina							
Agricultura	-	-1,17	1,90	-0,05	0,02	1,20	<b>1,90</b>
Pecuária	-	-0,88	0,02	-0,04	0,00	1,07	<b>0,17</b>
Extração não energética	-	-0,60	0,01	0,00	0,00	0,66	<b>0,07</b>
Extração energética	-	0,00	0,00	0,00	0,00	0,85	<b>0,85</b>
Alimentos processados	-	-2,07	0,21	-0,14	0,05	3,32	<b>1,37</b>
Têxtil	-	-6,75	0,27	-0,4	0,01	9,04	<b>2,17</b>
Equipamentos de transporte	-	-20,23	0,07	-0,28	1,18	39,33	<b>20,07</b>
Demais manufaturas leves	-	-14,36	0,35	-0,97	3,50	21,01	<b>9,53</b>
Máquinas e equipamentos	-	-53,66	0,02	-0,22	0,27	78,62	<b>25,03</b>
Demais manufaturas pesadas	-	-36,95	0,44	-1,01	1,81	53,44	<b>17,73</b>
Serviços	-	-0,58	1,65	-0,16	0,07	38,24	<b>39,22</b>
<b>Total</b>	-	<b>-137,25</b>	<b>4,94</b>	<b>-3,27</b>	<b>6,91</b>	<b>246,78</b>	<b>118,11</b>
Importações do Brasil							
Agricultura	4,25	-	2,32	-0,30	0,01	6,99	<b>13,27</b>
Pecuária	0,07	-	0,22	-0,28	0,01	2,66	<b>2,68</b>
Extração não energética	-0,18	-	0,00	-0,01	0,14	2,46	<b>2,41</b>
Extração energética	-0,12	-	0,00	0,00	-0,01	-11,38	<b>-11,51</b>
Alimentos processados	1,92	-	0,54	-1,05	0,06	16,99	<b>18,46</b>
Têxtil	0,02	-	0,33	-0,21	0,06	38,56	<b>38,76</b>
Equipamentos de transporte	16,88	-	0,02	-0,02	2,81	215,63	<b>235,32</b>
Demais manufaturas leves	0,29	-	0,45	-0,28	0,82	64,67	<b>65,95</b>
Máquinas e equipamentos	-1,19	-	0,01	-0,12	0,26	354,26	<b>353,22</b>
Demais manufaturas pesadas	-10,35	-	0,51	-2,79	89,85	212,61	<b>289,83</b>
Serviços	-0,11	-	7,22	-0,12	1,09	268,45	<b>276,53</b>
<b>Total</b>	<b>11,48</b>	-	<b>11,62</b>	<b>-5,18</b>	<b>95,10</b>	<b>1.171,90</b>	<b>1.284,92</b>
Importações do Paraguai							
Agricultura	-0,25	-0,75	-	-0,03	0,00	0,00	<b>-1,03</b>
Pecuária	0,00	-0,15	-	0,00	0,00	0,02	<b>-0,13</b>
Extração não energética	0,00	-0,02	-	0,00	0,00	0,00	<b>-0,02</b>
Extração energética	0,00	0	-	0,00	0,00	0,00	<b>0,00</b>
Alimentos processados	-0,25	-1,06	-	-0,21	0,00	0,46	<b>-1,06</b>
Têxtil	-0,07	-0,79	-	-0,01	0,00	0,49	<b>-0,38</b>
Equipamentos de transporte	-0,28	-1,57	-	0	0	1,76	<b>-0,09</b>

(Continua)

(Continuação)

	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Venezuela	Demais regiões	Total
Demais manufaturas leves	-0,31	-2,5	-	-0,13	0,18	1,32	<b>-1,44</b>
Máquinas e equipamentos	-0,56	-7,02	-	-0,07	0,00	7,18	<b>-0,47</b>
Demais manufaturas pesadas	-12,89	-41,35	-	-1,58	79,30	-13,62	<b>9,86</b>
Serviços	-0,01	-0,02	-	0,00	0,00	0,07	<b>0,04</b>
<b>Total</b>	<b>-14,62</b>	<b>-55,23</b>	<b>-</b>	<b>-2,03</b>	<b>79,48</b>	<b>-2,32</b>	<b>5,28</b>
Importações do Uruguai							
Agricultura	0,89	0,43	0,12	-	0,00	0,55	<b>1,99</b>
Pecuária	-0,07	-0,59	0,00	-	0,00	0,49	<b>-0,17</b>
Extração não energética	0,02	0,00	0,00	-	0,00	0,09	<b>0,11</b>
Extração energética	-0,20	0,00	0,00	-	-1,91	-0,05	<b>-2,16</b>
Alimentos processados	1,39	0,07	0,02	-	0,03	2,20	<b>3,71</b>
Têxtil	-0,11	-0,64	0,02	-	0,01	1,41	<b>0,69</b>
Equipamentos de transporte	-0,03	-1,47	0,00	-	0,03	2,00	<b>0,53</b>
Demais manufaturas leves	0,06	-1,81	0,17	-	0,11	3,24	<b>1,77</b>
Máquinas e equipamentos	-0,59	-3,81	0,01	-	0,01	7,52	<b>3,14</b>
Demais manufaturas pesadas	-0,35	-5,11	0,08	-	0,30	6,88	<b>1,80</b>
Serviços	-0,04	-0,16	0,00	-	0,01	6,83	<b>6,64</b>
<b>Total</b>	<b>0,97</b>	<b>-13,09</b>	<b>0,42</b>	<b>-</b>	<b>-1,41</b>	<b>31,16</b>	<b>18,05</b>
Importações da Venezuela							
Agricultura	-1,30	-1,28	-0,17	0,00	-	39,41	<b>36,66</b>
Pecuária	51,78	227,47	0,00	2,21	-	-144,98	<b>136,48</b>
Extração não energética	0,00	0,49	0,00	0,00	-	2,53	<b>3,02</b>
Extração energética	0,00	0,00	0,00	0,00	-	0,10	<b>0,10</b>
Alimentos processados	112,46	206,69	-21,12	82,06	-	55,42	<b>435,51</b>
Têxtil	11,09	125,97	1,19	0,33	-	-137,29	<b>1,29</b>
Equipamentos de transporte	133,10	1.284,63	0,00	-0,04	-	-726,46	<b>691,23</b>
Demais manufaturas leves	25,10	423,27	0,31	2,80	-	-290,59	<b>160,89</b>
Máquinas e equipamentos	62,81	822,86	0,49	1,91	-	-647,63	<b>240,44</b>
Demais manufaturas pesadas	88,51	244,84	0,24	7,58	-	114,77	<b>455,94</b>
Serviços	-0,20	-0,57	0,00	-0,03	-	-9,23	<b>-10,03</b>
<b>Total</b>	<b>483,35</b>	<b>3.334,37</b>	<b>-19,06</b>	<b>96,82</b>	<b>-</b>	<b>-1.743,95</b>	<b>2.151,53</b>

Fonte: Resultado da simulação utilizando o RunGTAP.

Obs.: realce nos top-3.

Em relação à ampliação das importações venezuelanas intrabloco (US\$ 3,89 bilhões), estas se concentraram principalmente na demanda por equipamentos de transporte (US\$ 1,4 bilhão), por máquinas e

equipamentos (US\$ 0,9 bilhão) e por demais manufaturas leves (US\$ 0,4 bilhão). Quanto à fonte dessas importações, o Brasil foi o maior fornecedor, com uma ampliação no volume de exportações para a Venezuela na ordem de US\$ 3,3 bilhões. Essas ampliações das exportações do Mercosul inicial para a Venezuela ocorreram à custa de uma redução na demanda venezuelana por produtos extrabloco. Esses três setores citados foram justamente aqueles que apresentaram as maiores reduções na demanda externa pela Venezuela, representando um desvio de comércio. Contudo, avaliando o Mercosul de maneira agregada, essas reduções na demanda venezuelana foram parcialmente compensadas pela ampliação das importações extrabloco pelos demais países-membros, que aumentaram o comércio extrabloco em US\$ 1,4 bilhão. Destacam-se, novamente, os setores de máquinas e equipamentos (ampliação de US\$ 447 milhões) e de equipamentos de transporte (ampliação de US\$ 258 milhões). Essas alterações nas importações brasileiras e argentinas deveram-se principalmente à ampliação da demanda por insumos visando atender ao aumento da demanda venezuelana nesses setores.

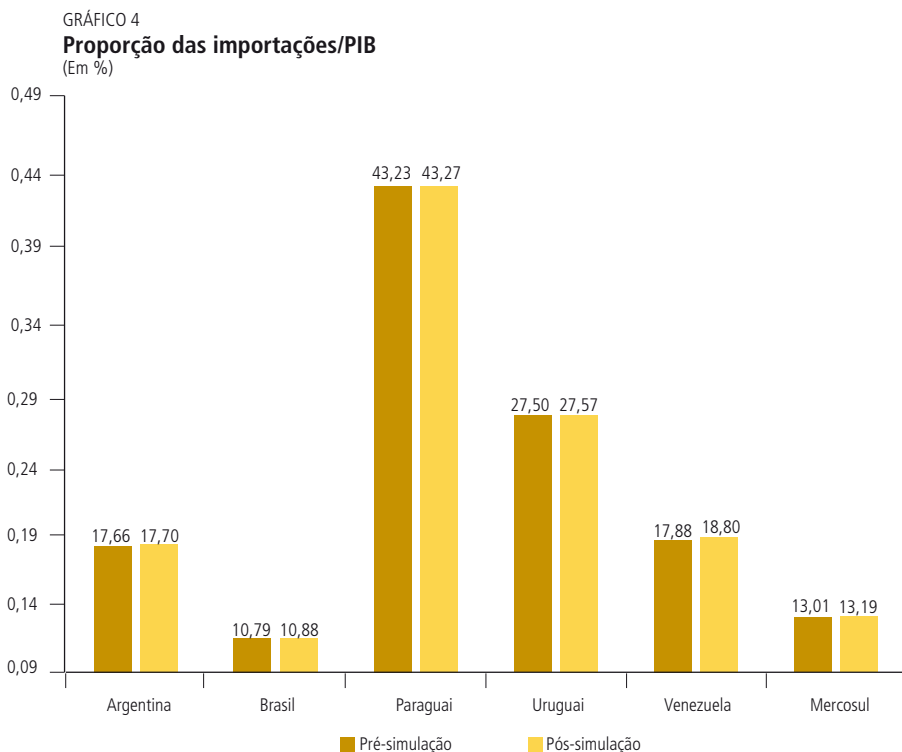
Entretanto, o saldo líquido das importações extrabloco do Mercosul ampliado foi uma redução de US\$ 296 milhões, o que, segundo a metodologia de Jin *et al.* (2006), representa o desvio de comércio oriundo da ampliação do bloco. Subtraindo esse valor do montante ampliado intrabloco, obtém-se o valor da criação do comércio líquido de US\$ 3,6 bilhões.

A segunda metodologia para a mensuração da criação e do desvio de comércio foca não a variação absoluta de comércio, mas sim a participação das importações oriundas de países pertencentes ao bloco comercial ante a participação das importações oriundas de países extrabloco, sendo esta medida em termos de importações sobre o PIB:

Para distinguir esses dois fenômenos, podemos examinar a composição do consumo aparente – soma de todos os gastos na economia doméstica. Ao nível agregado, a composição do consumo aparente é muitas vezes alinhada a mudanças correspondentes na composição do produto interno bruto (PIB). Se a participação das importações no PIB aumenta, a economia torna-se mais aberta e há criação líquida de comércio. Se a participação das importações de um não-membro no PIB cai, o comércio é desviado (Schiff e Winters, 2003, p. 36-37, tradução nossa).<sup>20</sup>

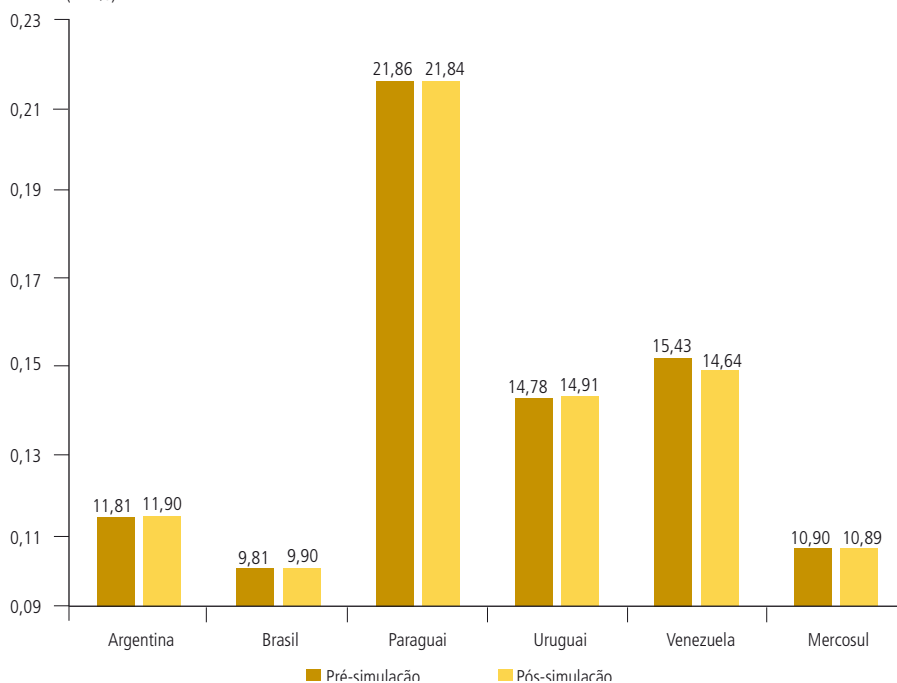
20. "To separate these two phenomena, we can examine shares in apparent consumption—the sum of all expenditures in the domestic economy. At an aggregate level, shares in apparent consumption are often approximated by corresponding changes in shares in gross domestic product (GDP). If the share of imports in GDP increases, the economy has become more open and there has been net trade creation. If the share of nonpartner imports in GDP falls, trade has been diverted".

Neste sentido, o gráfico 4 mostra a evolução da proporção das importações totais sobre o PIB do Mercosul e de cada um dos países-membros. Os dados dispostos neste gráfico demonstram que em todos os países houve um pequeno aumento da proporção das importações sobre o PIB, o que reflete um processo de criação de comércio. No âmbito do Mercosul agregado, essa variação foi de 0,18 p.p. Já o gráfico 5 demonstra a evolução da proporção das importações oriundas de fora do bloco sobre o PIB. Neste caso o resultado é mais heterogêneo, refletindo as variações apresentadas pelo método anterior. Nele percebe-se que o maior desvio de comércio está ligado à Venezuela. Em relação à Argentina, ao Brasil e ao Uruguai há uma ampliação do comércio extrabloco. Entretanto, essa ampliação não é suficiente para compensar a redução na demanda venezuelana. Assim, o resultado líquido é de um desvio de comércio da ordem de 0,01 p.p. Entretanto, no agregado, houve um ganho líquido de comércio (0,17% do PIB do Mercosul).



Fonte: resultado da simulação utilizando o RunGTAP.

GRÁFICO 5  
**Proporção das importações extrabloco/PIB**  
(Em %)



Fonte: Resultado da simulação utilizando o RunGTAP.

Demonstrados os resultados a partir dos dois métodos de cálculo da criação e desvio de comércio, estes se revelaram consistentes. Ambos mostraram, confirmando a hipótese, uma criação líquida de comércio, superando os desvios originados pela ampliação do bloco. Esses resultados condizem com os encontrados por trabalhos como os de Ferreira Filho (1999), Schiff e Winters (2003) e Robinson e Thierfelder (2002).

Entretanto, antes de se avaliar a confirmação ou não das hipóteses, torna-se necessário auferir a robustez desses resultados. Conforme exposto na seção 3, os resultados obtidos nos modelos de EGC são em grande medida influenciados pelo valor dos parâmetros utilizados (Wigle, 1991). A importância de realizar esse teste no caso de simulações envolvendo o Mercosul é ampliada tendo em vista o artigo de Domingues *et al.* (2008), o qual demonstra que variações nos parâmetros utilizados em simulações do Mercosul alteraram o seu resultado.

Neste sentido, utilizou-se a ferramenta de análise de sensibilidade do RunGTAP, a qual consiste em um teste sistemático (em contraponto a testes *ad hoc* que variam pontualmente alguns parâmetros) cujo funcionamento é descrito por Wigle (1991). Nesse teste, os parâmetros selecionados são variados de maneira independente dentro de um dado intervalo, gerando médias, desvios-padrão e intervalos de confiança para os resultados da simulação (Wigle, 1991). Para a presente simulação, os parâmetros escolhidos para serem variados foram o ESUBD (elasticidade de substituição entre os insumos domésticos) e o ESUBT (elasticidade de substituição entre os insumos domésticos e importados), sendo alterados em 30% para mais e para menos.

Os resultados dos testes de sensibilidade são expostos nas tabelas 11 e 12. A não alteração significativa (de sinal e de amplitude) de todos os valores do teste em relação ao valor da simulação original indica a robustez dos resultados encontrados.

TABELA 11  
**Robustez da variação de bem-estar**  
(Em US\$ milhões correntes de 2007)

	Simulação original	Média no teste de sensibilidade	Desvio-padrão
Argentina	55,43	55,54	0,89
Brasil	421,28	423,84	1,34
Paraguai	10,40	10,43	0,66
Uruguai	21,66	21,70	0,18
Venezuela	648,69	649,87	27,55
DAL	-461,14	-462,96	11,74
Asean + 3	-211,76	-213,16	3,50
Nafta	163,44	162,65	9,12
UE	-290,56	-293,68	0,48
DPMs	-105,23	-102,01	15,85

Fonte: Resultado da simulação utilizando o RunGTAP.

TABELA 12

**Robustez da variação na produção do bem *i* no Brasil**

(Em %)

	Simulação original	Média no teste de sensibilidade	Desvio-padrão (p.p.)
Agricultura	-0,310	-0,310	0,026
Pecuária	0,006	0,005	0,000
Extração não energética	-0,279	-0,279	0,021
Extração energética	-0,179	-0,180	0,003
Alimentos processados	-0,010	-0,010	0,002
Têxtil	0,172	0,174	0,041
Equipamentos de transporte	1,377	1,379	0,192
Demais manufaturas leves	0,069	0,071	0,025
Máquinas e equipamentos	0,275	0,275	0,040
Demais manufaturas pesadas	-0,190	-0,191	0,020
Serviços	-0,010	-0,010	0,005
Investimento	0,212	0,213	0,002

Fonte: Resultado da simulação utilizando o RunGTAP.

Obs.: realce nos top-3.

**6 CONCLUSÃO**

Este artigo procurou elucidar alguns pontos que permeiam a discussão acerca da adesão da Venezuela ao Mercosul. Mais especificamente, buscou-se avaliar a validade dos argumentos polarizados em campos opostos da teoria econômica e da discussão político-ideológica.

Em relação ao campo da teoria econômica, pretendeu-se contribuir com a literatura de criação e desvio de comércio oriunda da ampliação de ARCs e os seus impactos setoriais. Neste sentido, os resultados apresentados na seção 5 corroboraram as duas hipóteses propostas:

- os setores nos quais o Brasil detém vantagens comparativas regionais foram os maiores beneficiários da ampliação do bloco; e
- os impactos líquidos regionais e globais sobre o comércio e o bem-estar foram positivos.

Em relação à discussão político-ideológica, este trabalho encontrou resultados que confirmam um impacto predominantemente positivo para os países-membros do bloco, demonstrando que esse processo de ampliação não é descolado de benefícios econômicos compartilhados.

Entretanto, apesar desses resultados positivos, ressalvas devem ser feitas em relação a cada um dos campos citados. No que diz respeito à discussão teórica, o modelo apresentado, apesar de prover dados importantes e relevantes para a formulação de políticas industriais setoriais, é limitado por alguns de seus pressupostos. O mais importante, e que merece ser flexibilizado em estudos futuros, é o pressuposto de retornos constantes de escala. A incorporação de retornos crescentes de escala permitiria auferir de maneira mais precisa os ganhos de produção setorial, quantificando um dos principais argumentos pró-integracionistas, o de que um bloco regional tende a ampliar o mercado para as empresas nacionais, gerando ganhos de escala. Entretanto, tal melhora no modelo geraria novas dificuldades de operacionalização dos dados, o que demanda novos esforços de pesquisa. Apesar dessa debilidade, o modelo utilizado é útil para se aferirem o sinal e a magnitude relativa das variações em termos de produção e comércio além das de bem-estar oriundas de variações de eficiência alocativa.

Quanto às discussões político-ideológicas, algumas questões devem ser levantadas. Em primeiro lugar, apesar de positivos, os ganhos de bem-estar nem sempre são as únicas preocupações dos governos regionais. Questões como o desejo político-econômico de diversificar a estrutura produtiva do país, incorporando setores mais modernos ligados à indústria, são igualmente importantes e presentes. As escolas de pensamento econômico schumpeterianas e cepalinas indicam a existência de um *trade-off* entre ganhos de eficiência estática (ou ricardiana) e eficiência dinâmica (ou schumpeteriana), os quais devem ser comparados e avaliados pelos países.

O caso venezuelano é emblemático neste sentido. Apesar dos ganhos de bem-estar e na produção apresentados por este trabalho, os ganhos obtidos pela indústria (conceito restrito) são limitados. Embora os resultados aqui avaliados tendam a ser subestimados, esses dados podem ser utilizados como indicadores para a criação de políticas públicas pelos países do Mercosul. As políticas a serem adotadas devem levar em consideração os anseios dos países-membros quanto à defesa de um processo de integração que foque os ganhos estáticos e/ou dinâmicos. Caso o foco seja dado ao primeiro, políticas industriais horizontais devem ser tomadas visando melhorar a produtividade dos países-membros, ampliando os ganhos alocativos diagnosticados neste trabalho. Como exemplo, uma possibilidade de política seria o incentivo a projetos de integração das infraestruturas dos países-membros, o que reduziria



o custo do comércio e, conseqüentemente, ampliaria a eficiência das relações. No entanto, caso o foco dos países esteja na necessidade de se defenderem alguns setores com potencial de gerar ganhos de eficiência dinâmica, políticas industriais verticais, seletivas ou proativas devem ser adotadas visando utilizar a integração como meio de dinamizar esses setores selecionados.

Um segundo ponto importante diz respeito justamente ao processo mais amplo de integração sul-americana. Estabelecido enquanto princípio constitucional – Artigo 4º, parágrafo único da Constituição Federal (CF) – e consolidado a partir de 2000 com a Cúpula Sul-Americana em Brasília, esse projeto estratégico para o Brasil passou a ser perseguido a partir da sobreposição de diversas iniciativas integracionistas, entre as quais se encontra a ampliação do Mercosul. Nesse sentido, os resultados obtidos na seção 5 deste artigo demonstram que uma das regiões mais afetadas negativamente pela ampliação do bloco foi a formada pelos Demais Países Latino-Americanos (tabelas 6 e 7). Portanto, políticas públicas devem ser desenvolvidas visando compensar esses países. Uma possível alternativa é a própria ampliação do Mercosul. Negociações nesse sentido já são realizadas, em estágio avançado, com a Bolívia e com o Equador. Estudos devem ser elaborados visando avaliar o impacto de possíveis políticas sobre os parceiros sul-americanos extrabloco.

Por fim, cabe ressaltar que essas questões estabelecidas nesta conclusão são importantes a fim de orientar a formulação de políticas públicas brasileiras e sul-americanas, além de serem relevantes para a evolução da discussão teórica acerca da mensuração do impacto da ampliação de ARCs. Desta forma, novos estudos devem ser elaborados tentando incorporar esses novos questionamentos ao debate.

## ABSTRACT

This study aims to evaluate the impact that the accession of Venezuela to Mercosur will have on the block in terms of trade creation/diversion and of welfare. More specifically, it intends to quantify the static impacts of tariff shocks that this process can generate on sectors of the Brazilian economy. The article seeks to test the hypothesis that the net result (in terms of trade creation and welfare) of this regional agreement will be positive. To achieve this goal, the work uses the Computable General Equilibrium Model of the Global Trade Analysis Project (GTAP, V.8). The hypothesis is confirmed, with particularly positive results for the Brazilian automobile, capital goods and textile industries.

**Keywords:** regional integration; Mercosur; General Computable Equilibrium.

## REFERÊNCIAS

- ANSA – AGENZIA NAZIONALE STAMPA ASSOCIATA. **Venezuela regresará a la CAN, Capriles**. Roma, 2012. Disponível em: <<http://www.anssa.it/ansalatina/collection/venezuela/20120904221735462572.html>>. Acesso em: 25 jan. 2013.
- ARMINGTON, P. A theory of demand for products distinguished by place of production. **IMF staff papers**, Washington, v. 16, n. 1, p. 159-178, July 1969.
- AZEVEDO, A. **Análise empírica do impacto econômico da Alca e da consolidação do Mercosul sobre o Brasil**. Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2003. (Texto para Discussão, n. 12).
- \_\_\_\_\_. Mercosul: o impacto da liberalização preferencial e as perspectivas para a União Aduaneira. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 38, n. 1, p. 167-196, abr. 2008.
- AZEVEDO, A.; MASSUQUETTI, A. TEC no âmbito do Mercosul: teoria e prática. **Análise econômica**, Porto Alegre, ano 27, n. 52, p. 7-23, set. 2009.
- BALDWIN, R.; VENABLES, A. Regional economic integration. *In*: GROSSMAN, G.; ROGOFF, K. (Ed.). **Handbook of international economics**. Amsterdam: North-Holland, 1995, v. 3. p. 1.597-1.644.
- BANCO MUNDIAL. **World development indicators**. 2013. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/indicator>>. Acesso em: 5 jan. 2013.
- BHAGWATI, J. Trade-diverting customs unions and welfare improvement: a clarification. **The economic journal**, St. Andrews, v. 81, n. 323, p. 580-587, Sept. 1971.
- BHAGWATI, J.; PANAGARYIA, A. **Free trade areas or free trade?** The economics of free trade agreements. Washington: AEI, 1996.
- BURFISHER, M. *et al.* **Regionalism: old and new, theory and practice**. Washington: MTID, 2004, p. 1-58. (MTID Discussion Paper, n. 65).
- CAPRILES critica entrada da Venezuela no Mercosul. **Opera mundi**, Caracas, 31 jun. 2012. Disponível em: <<http://operamundi.uol.com.br/conteudo/noticias/23371/capriles+critica+entrada+da+venezuela+no+mercosul.shtml>>. Acesso em: 1 dez. 2012.
- CHIANG, A.; WAINWRIGHT, K. **Matemática para economistas**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.
- CNI – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. **Adesão da Venezuela ao Mercosul: agenda e interesses econômicos do Brasil**. Brasília, 2006. Disponível em: <<http://www.cni.org.br/portal/lumis/portal/file/fileDownload.jsp?fileId=8A9015D01445CD8E01144C7C04FC0296>>. Acesso em: 12 dez. 2012.

COELHO, A. *et al.* **Impacto da entrada da Venezuela no Mercosul**: uma simulação com modelo de equilíbrio geral computável. São Paulo: FGV/EESP, 2006. (Texto para Discussão, n. 153).

CONINDUSTRIA – CONFEDERACIÓN VENEZOLANA DE INDUSTRIALES. **Posición de Conindustria sobre el ingreso de Venezuela al Mercosur**. Caracas, 2012. Disponível em: <[http://www.conindustria.org/uploads/media/Adhesion\\_al\\_MERCOSUR\\_VF.pdf](http://www.conindustria.org/uploads/media/Adhesion_al_MERCOSUR_VF.pdf)>. Acesso em: 25 jan. 2013.

DEVARAJAN, S. *et al.* Policy lessons from trade-focused, two-sector models. **Journal of policy modeling**, New York, v. 12, n. 4, p. 625-657, Winter 1990.

DOMINGUES, E.; HADDAD, E. **Perspectivas da implementação da Alca na economia brasileira**: impactos setoriais e regionais da abertura comercial. Belo Horizonte: Cedeplar, 2003. (Texto para Discussão, n. 208).

DOMINGUES, E. *et al.* Sensitivity analysis in applied general equilibrium models: an empirical assessment for Mercosur free trade areas agreements. **The quarterly review of economics and finance**, Urbana-Champaign, v. 48, n. 2, p. 287-306, May 2008.

FEIJÓ, F. **Alca e Protocolo de Quioto**: uma avaliação integrada utilizando o GTAP-E. 2005. 185 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.

FEIJÓ, F.; ALVIM, A. Impactos econômicos para o Brasil de um choque tecnológico na produção de etanol. **Economia**, Brasília, v. 11, n. 3, p. 691-710, set./dez. 2010.

FEIJÓ, F.; AZEVEDO, A. Comércio e meio ambiente: políticas ambientais e competitividade no âmbito da Alca. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 4, p. 561-587, out./dez. 2006.

FERREIRA FILHO, J. **Trade creation x trade diversion**: evidences from the GTAP model in the Mercosur integration process. West Lafayette: GTAP, 1999. Disponível em: <<https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/3488.pdf>>. Acesso em: 23 out. 2012.

FLORES, R. The gains from Mercosur: a general equilibrium, imperfect competition evaluation. **Journal of policy modeling**, New York, v. 19, n. 1, p. 1-18, Feb. 1997.

GATT – GENERAL AGREEMENT ON TARIFFS AND TRADE. **Acordo Geral Sobre Tarifas Aduaneiras e Comércio**. 1947. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/arquivo/secex/omc/acordos/gatt47port.pdf>>. Acesso em: 20 set. 2012.

GEHRELS, F. Customs union from a single-country viewpoint. **Review of economic studies**, Oxford, v. 24, n. 1, p. 61-64, Jan. 1956.

HERTEL, T. (Org.). **Global trade analysis: modeling and applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.

HERTEL, T.; TSIGAS, M. **Structure of GTAP**. 1997. Disponível em: <<https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/86.pdf>>. Acesso em: 12 jan. 2013.

HERTEL, T. *et al.* **Behavioral parameters**. 2008. Disponível em: <<https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/download/4184.pdf>>. Acesso em: 7 fev. 2014.

HORRIDGE, M. **Minimal: um modelo simplificado de equilíbrio geral**. 2003. Manuscrito.

HUFF, K.; HERTEL, T. Decomposing welfare changes in the GTAP model. **GTAP technical paper**, Lafayette, n. 5, p. 1-45, Jan. 2000.

JIN, H. *et al.* The effects of the free trade agreement among China, Japan and South Korea. **Journal of economic development**, Seul, v. 31, n. 2, p. 55-72, Dec. 2006.

JONES, R. Trade with non-traded goods: the anatomy of interconnected markets. **Economica**, London, v. 41, n. 162, p. 121-138, May 1974.

LEAMER, E. The Heckscher-Ohlin model in theory and practice. **Princeton studies in international finance**, Princeton, n. 77, p. 1-50, Feb. 1995.

LIPSEY, R. The theory of customs union: trade diversion and welfare. **Economica**, London, v. 24, n. 93, p. 40-46, Feb. 1957.

MALCOLM, G. Adjusting tax rates in the GTAP data base. **GTAP technical papers**, Lafayette, n. 12, p. 1-17, Sept. 1998.

MEADE, J. **The theory of customs union**. Amsterdam: North-Holland, 1955.

MELO, J.; ROBINSON, S. Product differentiation and foreign trade in CGE models of small economies. **World Bank policy research working paper**, Washington, n. 144, p. 1-32, Feb. 1989a.

\_\_\_\_\_. Product differentiation and the treatment of foreign trade in computable general equilibrium models of small economies. **Journal of international economics**, New York, v. 27, n. 1-2, p. 47-67, Aug. 1989b.

NARAYANAN, B.; AGUIAR, A.; MCDUGALL, R. (Org.). **Global trade, assistance, and production: the GTAP 8 data base**. Lafayette: Center for Global Trade Analysis, Purdue University, 2012.

PANAGARIYA, A. Preferential trade liberalization: the traditional theory and new developments. **Journal of economic literature**, Nashville, v. 38, n. 2, p. 287-331, June 2000.

PANT, H. *et al.* Measurement and decomposition of welfare changes in GTEM. *In*: ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS, 3. 2000, Melbourne, Victória. **Anais...** Melbourne: Monash University, 2000.

PEREIRA, L. Toward the common market of the south: Mercosur's origins, evolution, and challenges. *In*: ROETT, R. (Org.). **Mercosur: regional integration, world markets.** London: Lynne Rienner, 1999.

REDDING, S. Empirical approaches to international trade. *In*: DURLAUF, S.; BLUME, L. (Ed.). **The new palgrave dictionary of economics.** 2nd ed. London: Palgrave Macmillan, 2008.

ROBINSON, S.; THIERFELDER, K. **The trade-wage debate in a model with nontraded goods:** making room for labor economists in trade theory. Washington: TMD, 1996. (TMD Discussion Paper, n. 9).

\_\_\_\_\_. Trade liberalization and regional integration: the search for large numbers. **The Australian journal of agricultural and resource economics**, Canberra, v. 46, n. 4, p. 585-604, Dec. 2002.

ROBINSON, S. *et al.* Deep integration and trade productivity links: tentative lessons for CGE international trade models. *In*: GTAP ANNUAL CONFERENCE, 9., 2006, Addis Abeba, Etiopia. **Anais...** Addis Abeba: United Nations Conference Center, 2006.

SALTER, W. Internal and external balance: the role of price and expenditure effects. **Economic record**, Canberra, v. 35, n. 71, p. 226-238, Aug. 1959.

SCHIFF, M.; WINTERS, A. **Regional integration and development.** Washington: Oxford University Press, 2003.

SOUTH American integration. Mercosur RIP? Mounting protectionism and the rule-breaking admission of Venezuela have fatally undermined a once-promising trade block. **The economist**, Buenos Aires; Rio de Janeiro, 14 July 2012. Disponível em: <<http://www.economist.com/node/21558609>>. Acesso em: 20 jul. 2012.

SWAN, T. Economic control in a dependent economy. **Economic record**, Canberra, v. 36, n. 73, p. 51-66, Mar. 1960.

VINER, J. **The customs union issue.** New York: Carnegie Endowment for International Peace, 1950.

WIGLE, R. The Pagan-Shannon approximation: unconditional systematic sensitivity in minutes. **Empirical economics**, New York, v. 16, n. 1, p. 35-49, Jan. 1991.

WINCHESTER, N. *et al.* **A CGE analysis of trade and wage inequality in the UK**. 2003. Disponível em: <<http://www.commerce.otago.ac.nz/ECON/Personal/NW/A%20CGE%20Analysis%20of%20Trade%20and%20Wage%20Inequality.pdf>>. Acesso em: 24 jul. 2012.

YEATS, A. Does Mercosur's trade performance raise concerns about the effects of regional trade arrangements? **World Bank economic review**, Oxford, v. 12, n. 1, p. 1-28, Jan. 1998.

#### BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ACKERMAN, F.; GALLAGHER, K. The shrinking gains from global trade liberalization in computable general equilibrium models: a critical assessment. **International journal of political economy**, Ottawa, v. 37, n. 1, p. 50-77, Spring 2008.

GEHLHAR, M. *et al.* Overview of GTAP data base. *In*: HERTEL, T. (Ed.). **Global trade analysis: modeling and applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 1997. p. 74-123.

POLASKI, S. **Winners and losers: impact of the Doha Round on developing countries**. Washington: Carnegie Endowment for International Peace, 2006.

THIERFELDER, K.; ROBINSON, S. **Trade and tradability: exports, imports, and factor markets in the Salter-Swan model**. Washington: TMD, 2002. 35 p. (TMD Discussion Paper, n. 93).

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

# ESTRUTURA SETORIAL DA PRODUÇÃO E DISTRIBUIÇÃO INTERPESSOAL DE RENDA NO NORDESTE EM 2004

Fernanda Braga Tavares\*

Ignácio Tavares de Araújo Júnior\*\*

Uma parcela considerável dos níveis de pobreza e de desigualdade de renda é consequência da estrutura setorial da produção e do emprego e da forma como a renda é utilizada, que fazem com que nem todas as camadas da população se beneficiem do crescimento econômico. Este trabalho avalia como estes aspectos estruturais da economia do Nordeste podem afetar a maneira como mudanças na economia manifestam-se sobre a desigualdade interpessoal de renda na região. Para tal, utilizou-se o modelo de Leontief-Miyazawa, empregando-se a matriz de insumo-produto regional de 2004 e os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), ambas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os resultados apontam que as famílias situadas nas classes de renda mais baixas são as que geram mais renda na economia, após um choque na renda exógena, porém são as que absorvem menos, havendo uma tendência de a renda induzida se concentrar nos grupos de renda mais altos. Quanto aos setores produtivos, após o choque hipotético em sua demanda, somente nove, de um total de 24 setores, melhorariam o índice de Gini. Por fim, os resultados apontam que mudanças na estrutura produtiva verificadas entre 1997 e 2004 no Nordeste contribuíram para melhorar a distribuição de renda na região.

**Palavras-chave:** distribuição de renda; estrutura econômica; insumo-produto; Nordeste.

JEL: R10; R15; O15.

## 1 INTRODUÇÃO

Estudos recentes vêm apontando para uma redução na desigualdade de renda no Brasil. Dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), mostram que o índice de Gini<sup>1</sup> no Brasil passou de 0,572 em 2001 para 0,507 em 2012. Uma parcela expressiva desta redução é explicada pelo fato de a renda dos 20% mais pobres ter crescido 6,3% ao ano (a.a.) entre 2000 e 2010, enquanto a renda dos 20% mais ricos cresceu apenas 3,4% a.a. no mesmo período (ONU, 2013). Entre as causas para a queda na desigualdade no

---

\* Doutoranda em economia na Universidade Federal da Paraíba (UFPB).

\*\* Professor do Departamento de Economia da UFPB.

1. Mede o grau de desigualdade na distribuição de renda. Quanto mais próximo de 0 é o índice, maior é a situação de igualdade; quanto mais próximo de 1 é o índice, maior é a desigualdade.

Brasil, Barros *et al.* (2010) atribuem 60% da redução do índice de Gini a melhorias na distribuição da renda do trabalho, e o restante (40%), a melhorias na distribuição da renda do não trabalho (transferências governamentais, por exemplo). Os resultados alcançados por Barros *et al.* (2010) mostram também que tanto o declínio na desigualdade educacional da força de trabalho quanto a sensibilidade da remuneração do trabalho à escolaridade contribuíram para a redução da desigualdade da renda *per capita* e da renda familiar no Brasil.

A avaliação da queda na desigualdade nas regiões brasileiras revela que a desigualdade vem caindo mais lentamente no Nordeste, quando comparado ao Brasil e às regiões Sudeste e Sul. A partir de dados da PNAD, constata-se que no período de 2001 a 2012 o coeficiente de Gini do Nordeste variou de 0,566 para 0,516, representando uma queda de 8,8%. No Sudeste, o índice de Gini passou de 0,554 para 0,486 (-12,3%), e na região Sul, de 0,543 para 0,466 (-14,2%). Ao mesmo tempo, segundo dados da PNAD, é sabido que 53% do contingente de pobres da economia brasileira estão concentrados na região Nordeste. A redução mais lenta da desigualdade no Nordeste pode ser resultado do crescimento mais lento da renda dos mais pobres, quando comparada com a renda dos mais ricos na região. Em outras palavras, o crescimento econômico no Nordeste talvez seja menos pró-pobre que no restante do Brasil. Os resultados encontrados por Silveira Neto (2005) dão suporte para esta afirmação. Segundo o autor, o crescimento pouco favorável aos pobres no Nordeste está associado aos elevados níveis de desigualdade na posse de ativos produtivos – capital humano e terras.

Além de depender da distribuição do capital humano, a forma como a renda é distribuída pode ser afetada pela estrutura de produção, pela distribuição funcional e pessoal da renda e pela estrutura de consumo da economia. Esta abordagem encontra respaldo empírico no trabalho de Guilhoto, Conceição e Crocomo (1996). Segundo os autores, ao mesmo tempo que a estrutura de distribuição de renda influencia o padrão de consumo das famílias, é o setor produtivo que oferta os bens e os serviços consumidos pelas famílias e que paga salários para que haja a produção de tais bens. Ao adquirirem bens e serviços, as famílias estão estimulando a economia e criando um círculo econômico virtuoso. Contudo, isto dependerá da interligação entre os setores de atividade econômica, além de sua ligação com as classes de renda mais pobres.



Considerando-se que os perfis setoriais da produção e do consumo podem em alguma medida afetar a distribuição interpessoal da renda, o objetivo deste estudo é investigar como aspectos estruturais ligados à produção e ao consumo podem afetar a desigualdade de renda no Nordeste. Será feito uso do ferramental de insumo-produto, mais especificamente do modelo de Leontief-Miyazawa, para avaliar como a estrutura econômica da região Nordeste influencia os efeitos de mudanças na economia sobre a desigualdade.

O modelo de Leontief-Miyazawa é uma das ferramentas de insumo-produto capazes de analisar o problema da distribuição de renda, possibilitando a observação do processo de apropriação da renda induzida nos diferentes setores da economia, em função de coeficientes que representam o padrão de distribuição do consumo e da renda das famílias. Entre os trabalhos publicados para o Brasil que utilizaram tal modelo, destacam-se Moreira *et al.* (2008), Almeida e Guilhoto (2006), Guilhoto, Conceição e Crocomo (1996), Cavalcanti (1997) e Haddad e Santos (2005). Entre os trabalhos internacionais, destacam-se Saari, Dietzenbacher e Los (2008), Bandyopadhyay (2002) e Mukhopadhyay (2005).

O referido modelo possui como vantagem a observação não só da estrutura distributiva regional, mas também das atividades econômicas individualmente. Com os resultados gerados pelo modelo de Leontief-Miyazawa, pode-se saber, por exemplo, como o aumento do consumo dos mais ricos afeta a renda dos mais pobres. Através de tal modelo, Rose e Beaumont (1986) mostraram que um aumento de US\$ 1 bilhão do consumo dos mais ricos resultaria num aumento de renda *per capita* de US\$ 56 entre as famílias de renda mais baixa e de US\$ 57 entre as famílias de renda mais alta nos Estados Unidos. Este resultado sugere que programas de transferências de renda para os mais pobres, após levados em conta os efeitos diretos, indiretos e induzidos resultantes do aumento do consumo, podem beneficiar os mais ricos tanto quanto os mais pobres, tendo efeitos limitados sobre a desigualdade de renda. Uma vez construído o modelo de Leontief-Miyazawa, por meio de simulações de impactos em cada setor de atividade econômica, poder-se-á saber qual a distribuição de renda proporcionada por aquele impacto e, conseqüentemente, os setores responsáveis pelo aumento ou redução da desigualdade.

Para o melhor entendimento do papel desempenhado pela estrutura econômica do Nordeste no processo de desenvolvimento local, este estudo

avaliará também como mudanças tecnológicas na estrutura de produção podem afetar os indicadores do modelo de Leontief-Miyazawa, tendo em vista que as mudanças ocorridas na economia brasileira alteraram a estrutura setorial do emprego, afetando, conseqüentemente, a distribuição de renda.

Além desta introdução, este artigo possui mais três seções. Na segunda, será descrita a metodologia proposta. Em seguida, na terceira seção, os resultados serão discutidos e, na última seção, serão apresentadas as conclusões do trabalho.

## 2 METODOLOGIA

### 2.1 Modelo de Leontief-Miyazawa

O modelo de Leontief-Miyazawa<sup>2</sup> possibilita a observação do processo de apropriação da renda induzida nos diferentes setores da economia, em função dos coeficientes de consumo e renda. De acordo com Guilhoto, Conceição e Crocomo (1996), o modelo puro de Leontief considera as funções de consumo das famílias como exógenas. No modelo de Leontief-Miyazawa, estas são endógenas e são função da renda.

Para Miyazawa (1976 *apud* Haddad e Santos, 2005), introduzir as famílias como um setor produtivo na matriz de insumo-produto para endogenizar o consumo não era adequado. Por isso, Miyazawa desenvolveu um método para adicionar o multiplicador de renda keynesiano desagregado no modelo de Leontief. A nova metodologia permite que “determinemos a renda gerada para atender a demanda final e sua distribuição entre classes de renda” (Haddad e Santos, 2005, p. 2). Desta forma, pode-se observar quais são as atividades econômicas que mais colaboram para a redução ou o aumento da desigualdade da renda.

Segundo Leontief (1951), os fluxos entre os setores em uma determinada economia são gerados por fatores tecnológicos e econômicos e podem ser representados por um sistema de equações:

$$X = AX + Y \tag{1}$$

---

2. O modelo de Leontief-Miyazawa pode ser encontrado em Miller e Blair (2009).

onde:

- $X$  é um vetor ( $n \times 1$ ) com o valor da produção total por setor;
- $Y$  é um vetor ( $n \times 1$ ) com os valores da demanda final setorial; e
- $A$  é uma matriz ( $n \times n$ ) com os coeficientes técnicos de produção.

Comumente, o vetor de demanda final é tratado como exógeno nesse modelo. Assim, o vetor de produção total é determinado pelo vetor de demanda final, ou seja,

$$X = BY \quad (2)$$

$$B = (I - A)^{-1} \quad (3)$$

onde  $B$  é a matriz ( $n \times n$ ) inversa de Leontief, em que  $n$  representa as atividades econômicas.

Como mencionado anteriormente, no modelo de Leontief o vetor de demandas finais é tratado como totalmente exógeno. Porém, Miyazawa recomenda que a demanda final seja dividida em demanda interna de consumo (aqui denominada consumo das famílias) e demandas exógenas (gastos do governo, investimentos, exportações). Assim, o vetor de demanda final é a soma de um vetor de consumo das famílias e um vetor de demandas exógenas.

$$Y = Y^c + Y^e \quad (4)$$

onde:

- $Y^c$  é o vetor ( $n \times 1$ ) de demandas de consumo; e
- $Y^e$  é o vetor ( $n \times 1$ ) de demandas exógenas.

Na equação (5), o vetor de consumo é apresentado como função da renda, não sendo mais exógeno.

$$Y^c = CQ \quad (5)$$

onde  $C$  é uma matriz ( $n \times r$ ) com os coeficientes de consumo e  $Q$  é um vetor ( $r \times 1$ ) com a renda total de cada grupo de família, em que  $r$  representa os grupos de famílias, agrupadas de acordo com algum critério específico, como classes de renda.

A matriz  $C$ , derivada a partir de uma matriz  $E$ , refere-se à quantidade total do  $i$ -ésimo produto consumido pelo  $k$ -ésimo grupo de família:

$$C_{ik} = \frac{E_{ik}}{q_k} \quad (6)$$

Deve-se introduzir também no modelo de Leontief a estrutura de distribuição de renda, dado que “a estrutura de consumo geralmente depende da estrutura de distribuição de renda” (Miyazawa, 1976 *apud* Guilhoto, Conceição e Cronomo, 1996, p. 6). Assim, a estrutura de distribuição de renda pode ser definida pelas equações simultâneas (7), que indicam que para uma dada estrutura produtiva de um país existe uma estrutura de distribuição de renda.

$$Q = VX \quad (7)$$

$$V_{kj} = \frac{R_{kj}}{X_j} \quad (8)$$

onde:

- $V$  é uma matriz ( $r \times n$ ) com os coeficientes do valor adicionado setoriais; e

- $R_{kj}$  refere-se à renda do  $k$ -ésimo grupo de família obtida do  $j$ -ésimo setor.

Diante das diferentes estruturas produtivas, os setores de atividade econômica, utilizando e remunerando distintos tipos de mão de obra, contribuirão para uma também distinta distribuição de renda. Incrementos no valor adicionado de determinado setor induzem um aumento no consumo das famílias, seja por meio do consumo direto de bens e serviços do próprio setor, seja através da indução do consumo de outros setores, gerando, conseqüentemente, aumento de consumo no setor inicial. Desta

forma, pode-se perceber mais claramente a relação entre estrutura produtiva e estrutura de distribuição de renda.

Inicialmente, para se calcular a solução para o modelo, deve-se substituir (4), (5) e (7) em (1), cuja solução é:

$$X = (I - A - CV)^{-1} Y^e \quad (9)$$

Sendo  $B = (I - A)^{-1}$ , tem-se:

$$(I - A - CV) = (B^{-1} - CV)BB^{-1} = (I - CVB)B^{-1}$$

Substituindo em (9):

$$X = B(I - CVB)^{-1} Y^e \quad (10)$$

Finalmente, substituindo (10) em (7), tem-se o multiplicador de renda multissetorial:

$$Q = VB(I - CVB)^{-1} Y^e \quad (11)$$

Considerando  $VBC = L$  e  $K = (I - L)^{-1}$ , Miller e Blair (2009) obtêm uma variação mais detalhada dos cálculos.<sup>3</sup> Após todos os procedimentos, tem-se:

$$V \cdot X = K \cdot V \cdot B \cdot Y^e \quad \text{ou} \quad Q = K \cdot V \cdot B \cdot Y^e \quad (12)$$

Vale salientar que  $L = VBC$  é uma matriz ( $r \times r$ ) de valor adicionado criado para atender uma unidade monetária de demanda de consumo. Por sua vez,  $K = (I - L)^{-1} = (I - VBC)^{-1}$  é a matriz ( $r \times r$ ) dos multiplicadores interclasses, ou seja, mostra a renda criada na economia devido ao aumento

3. Ver procedimentos detalhados em Miller e Blair (2009).

dos rendimentos autônomos,<sup>4</sup> permitindo analisar a estrutura de distribuição de renda entre as classes de renda. Desta forma, mostra-se que incrementos no valor adicionado de determinado setor e no consumo das famílias levam a aumentos na renda. Ou seja, tal matriz, por meio dos coeficientes de consumo e de renda das famílias, indica, por exemplo, como um aumento no consumo das famílias mais ricas afeta a renda das mais pobres, ou como um incremento no consumo das famílias situadas nas menores faixas de renda alteraria a distribuição de renda.

A matriz *KVB* tem dimensão ( $r \times n$ ) e apresenta os multiplicadores multissetoriais da renda. Esta matriz demonstra o quanto de renda é gerado e como ela é distribuída para atender a parte exógena da demanda final. Ou seja, mostra o impacto de um aumento na demanda final setorial sobre o rendimento das classes de renda, demonstrando que a estrutura da demanda final influencia na distribuição de renda.

Assim, o modelo de Leontief-Miyazawa permite obter os efeitos diretos e indiretos – como o modelo de Leontief –, mais o efeito induzido, ou seja, o efeito gerado pela endogenização do consumo das famílias.

## 2.2 Base de dados

Este estudo foi realizado por meio das informações contidas na matriz de insumo-produto do Nordeste referente a 2004, disponibilizada pelo Banco do Nordeste. Tal matriz conta com 111 produtos e o período utilizado foi escolhido devido à disponibilidade de dados.

Para a construção do modelo de Leontief-Miyazawa também foram utilizados os microdados da PNAD, relativos a 2004, além dos microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF/IBGE), sendo utilizada a estrutura da edição 2002-2003. A POF e a PNAD foram usadas com o intuito de estimar os vetores de consumo e de salários das famílias por níveis de renda, respectivamente. A fim de obterem-se os rendimentos do trabalho no Nordeste considerando-se a classificação das atividades econômicas utilizada neste estudo, optou-se pelo uso da PNAD, em virtude de sua amostra ser mais representativa que a da POF.

---

4. Os rendimentos autônomos são aqueles que não são ligados à produção, como aqueles obtidos por meio de transferências do governo.

Vale ressaltar que os 111 produtos da matriz de insumo-produto do Nordeste foram transpostos de acordo com as 42 atividades do Sistema de Contas Nacionais do IBGE. Além disso, houve a necessidade de se compatibilizarem as bases de dados da PNAD e da POF, o que foi possível devido ao tradutor POF-Sistema de Contas Nacionais disponibilizado pelo IBGE. Após todas as compatibilizações, o resultado foi uma matriz com 24 setores.

Para a análise das mudanças da estrutura produtiva sobre a distribuição de renda, foram utilizados os dados da matriz de insumo-produto do Nordeste de 1997 e os dados dos rendimentos das famílias obtidos pela PNAD, referentes ao mesmo ano. Na próxima subseção, será descrita a montagem dos vetores de consumo e de salários por faixas de renda, baseando-se nos procedimentos utilizados por Almeida e Guilhoto (2006).

### **2.3 Construção dos vetores de consumo por classes de renda**

Para a construção dos vetores de consumo das famílias por classes de renda, inicialmente foi feita a classificação dos rendimentos entre dez classes de renda domiciliar, as quais foram baseadas no valor do salário mínimo (SM) vigente em 2004 (R\$ 260,00).<sup>5</sup> Definidas as dez faixas de renda, primeiramente foi necessária a identificação dos 48.470 domicílios constantes nos arquivos da POF. Para tanto, foi criado um código de identificação por meio de algumas variáveis contidas no dicionário da POF, a saber: código da Unidade da Federação (UF), número sequencial, dígito verificador, número do domicílio e número da unidade de consumo.

Em seguida, foram obtidos os itens de consumo de cada domicílio e, logo depois, através da agregação destes itens, foi criado um vetor de consumo domiciliar. Porém, as despesas da POF possuem diferentes periodicidades, sendo necessária a anualização de tais despesas. Assim, de acordo com a documentação da POF, para os valores com períodos de referência de sete dias, trinta dias, noventa dias e doze meses, os fatores de anualização são, respectivamente: 52, 12, 4 e 1. Após a criação do vetor de consumo domiciliar, identificou-se a classe de renda à qual cada domicílio fazia parte. Com os vetores de consumo de cada domicílio e com suas respectivas faixas de renda, obtiveram-se os vetores de despesas por classes de renda.

---

5. As faixas de renda juntamente com a renda total de cada classe de renda podem ser vistas na subseção 2.4.

Como citado na subseção 2.2, foi necessária a compatibilização dos produtos consumidos pelas famílias com os 111 produtos da matriz de insumo-produto. Após a compatibilização, mediante o somatório dos vetores de produtos por faixas de renda, obtiveram-se as despesas divididas nas dez classes de renda e em setores de atividade econômica. Finalmente, os valores do consumo das famílias da matriz de insumo-produto do Nordeste foram distribuídos de acordo com a proporção das despesas obtidas anteriormente.

#### 2.4 Construção dos vetores de rendimentos por classes de renda e cálculo do índice de Gini

Para a construção dos vetores de rendimento por classes de renda e por setor econômico, primeiramente, foi necessário fazer a compatibilização das atividades da PNAD com as atividades da POF e da matriz de insumo-produto do Nordeste, deixando-se as três bases de dados com os mesmos setores. Posteriormente, os rendimentos foram construídos a partir do valor do SM de 2004, de R\$ 260,00. Através do somatório dos rendimentos de cada domicílio por classe de renda e por atividade, obtiveram-se os rendimentos por classes de renda e por setores de atividade econômica. As dez classes de renda e a renda total de cada classe são mostradas na tabela 1.

TABELA 1  
Renda total das classes de renda (2004)

Faixas de renda	Rendimento mensal (R\$)	Rendimento mensal (SMs)	Renda total da classe de renda (R\$ milhões)
1	0 a 65	Até 1/4	32,56
2	65 a 130	1/4 a 1/2	223,54
3	130 a 260	1/2 a 1	1.850,09
4	260 a 520	1 a 2	9.220,20
5	520 a 1.040	2 a 4	21.395,80
6	1.040 a 1.820	4 a 7	18.525,12
7	1.820 a 2.600	7 a 10	10.678,13
8	2.600 a 3.900	10 a 15	10.599,28
9	3.900 a 5.200	15 a 20	6.260,34
10	Acima de 5.200	Mais de 20	23.000,78
<b>Total</b>			<b>101.785,84</b>

Elaboração dos autores.

Este trabalho usará o índice de Gini para medir a desigualdade. Como não se têm dados sobre a proporção da renda recebida por indivíduo, mas



somente dados por categoria de família, neste trabalho será empregada a metodologia apresentada por Hoffmann (1979).<sup>6</sup> Nesta abordagem, o índice de Gini é calculado com base na desigualdade dentro dos grupos ou entre os grupos de famílias considerados na tabela 1. Para dar suporte a esta hipótese, foi realizada uma decomposição do índice de Gini para captar a contribuição da desigualdade intergrupos e intragrupos. Os resultados apontam que 97,18% do índice de Gini são explicados pela desigualdade entre os grupos de famílias.

### 3 RESULTADOS

#### 3.1 A matriz $K$

A matriz  $K$  tem dimensões  $10 \times 10$  e indica a renda criada na economia devido ao aumento dos rendimentos autônomos, possibilitando a análise da estrutura de distribuição de renda entre as classes de renda. Desta forma, “esta matriz é de grande valor na análise de políticas públicas que visem criar renda em estados pobres, pois transferências de renda do governo ou instituições internacionais entram na categoria renda autônoma” (Haddad e Santos, 2005, p. 10).

O efeito multiplicador de renda de cada classe de renda, isto é, a renda gerada na economia nordestina a partir de um aumento hipotético de R\$ 1 milhão na renda autônoma daquela classe, é igual à soma da coluna correspondente a ela. Com isso, somando-se as colunas, tem-se o efeito induzido originário de cada grupo de renda – a renda adicional gerada na economia. Somando-se as linhas, têm-se os efeitos induzidos recebidos pelas classes de renda – a classe de renda em que a renda tende a se concentrar mais ou menos. A tabela 2 traz a matriz  $K$ .

---

6. Observar os procedimentos dos cálculos em Hoffmann (1979).

TABELA 2  
Matriz K

Classes de renda	Classes de renda														Total
	Até R\$ 65	R\$ 65 a R\$ 130	R\$ 130 a R\$ 260	R\$ 260 a R\$ 520	R\$ 520 a R\$ 1.040	R\$ 1.040 a R\$ 1.820	R\$ 1.820 a R\$ 2.600	R\$ 2.600 a R\$ 3.900	R\$ 3.900 a R\$ 5.200	Acima de R\$ 5.200	Total				
Até R\$ 65	1,0007	0,0007	0,0005	0,0003	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	1,0034
R\$ 65 a R\$ 130	0,0047	1,0048	0,0032	0,0021	0,0014	0,0012	0,0014	0,0015	0,0014	0,0015	0,0014	0,0014	0,0014	0,0012	1,0230
R\$ 130 a R\$ 260	0,0363	0,0373	1,0250	0,0167	0,0117	0,0105	0,0123	0,0134	0,0125	0,0134	0,0125	0,0125	0,0107	0,0107	1,1865
R\$ 260 a R\$ 520	0,1624	0,1675	0,1125	1,0766	0,0564	0,0527	0,0634	0,0702	0,0660	0,0702	0,0660	0,0660	0,0570	0,0570	1,8846
R\$ 520 a R\$ 1.040	0,3502	0,3640	0,2453	0,1702	1,1305	0,1264	0,1550	0,1739	0,1644	0,1739	0,1644	0,1644	0,1426	0,1426	3,0226
R\$ 1.040 a R\$ 1.820	0,2757	0,2905	0,1974	0,1410	0,1148	1,1169	0,1472	0,1674	0,1592	0,1674	0,1592	0,1592	0,1394	0,1394	2,7496
R\$ 1.820 a R\$ 2.600	0,1417	0,1530	0,1050	0,0764	0,0649	0,0686	1,0884	0,1015	0,0970	0,1015	0,0970	0,0970	0,0861	0,0861	1,9827
R\$ 2.600 a R\$ 3.900	0,1362	0,1497	0,1038	0,0754	0,0644	0,0693	0,0913	1,1055	0,1010	1,1055	0,1010	0,1010	0,0906	0,0906	1,9872
R\$ 3.900 a R\$ 5.200	0,0760	0,0837	0,0588	0,0435	0,0388	0,0437	0,0595	0,0693	1,0665	0,0693	1,0665	1,0665	0,0608	0,0608	1,6006
Acima de R\$ 5.200	0,2398	0,2674	0,1862	0,1374	0,1211	0,1364	0,1866	0,2164	0,2080	0,2164	0,2080	0,2080	1,1926	1,1926	2,8919
<b>Total</b>	<b>2,4237</b>	<b>2,5187</b>	<b>2,0377</b>	<b>1,7395</b>	<b>1,6043</b>	<b>1,6260</b>	<b>1,8053</b>	<b>1,9194</b>	<b>1,8763</b>	<b>1,9194</b>	<b>1,8763</b>	<b>1,8763</b>	<b>1,7813</b>	<b>1,7813</b>	

Elaboração dos autores.

Vale ressaltar que na matriz  $K$  todos os elementos da diagonal principal são maiores que 1. Isto decorre do fato de que um aumento na renda de determinado grupo tem um impacto maior no próprio grupo. É possível observar também que um aumento de renda em R\$ 1 milhão no grupo de renda entre R\$ 0 e R\$ 65 gera uma renda de R\$ 2,42 milhões na economia como um todo. O aumento de R\$ 1 milhão na renda das classes seguintes gera, respectivamente, R\$ 2,52 milhões, R\$ 2,04 milhões, R\$ 1,74 milhão, R\$ 1,60 milhão, R\$ 1,63 milhão, R\$ 1,80 milhão, R\$ 1,92 milhão, R\$ 1,88 milhão e R\$ 1,78 milhão na economia. Percebe-se assim que o efeito do acréscimo de uma unidade de renda nas classes mais baixas (de R\$ 0 a R\$ 65, de R\$ 65 a R\$ 130 e de R\$ 130 a R\$ 260) sobre a renda da economia como um todo é maior que o efeito gerado pelo aumento de uma unidade de renda nas classes superiores. Isto sugere que uma elevação nos rendimentos das famílias situadas nas faixas de renda mais baixas, por meio, por exemplo, de transferências governamentais, levaria a um aumento no rendimento da economia.

No entanto, apesar de as camadas mais baixas terem o poder de gerar mais renda na economia, estes grupos são os que absorvem menos renda, ou seja, os efeitos induzidos recebidos pelas menores classes de renda em função do gasto adicional de uma unidade de renda são menores que aqueles recebidos pelas maiores classes. Os resultados mostram que um aumento de R\$ 1 milhão na renda da classe de renda de R\$ 0 a R\$ 65 aumentaria a renda desta classe em R\$ 1,003 milhão. Para as classes seguintes, os resultados são, respectivamente, R\$ 1,02 milhão, R\$ 1,19 milhão, R\$ 1,88 milhão, R\$ 3,02 milhões, R\$ 2,75 milhões, R\$ 1,98 milhão, R\$ 1,99 milhão, R\$ 1,60 milhão e R\$ 2,89 milhões. A maior faixa (renda acima de R\$ 5.200,00) é a quarta que menos geraria renda na economia, porém, é a segunda que mais absorveria devido ao gasto adicional de uma unidade de renda. Destaca-se o grupo de R\$ 520,00 a R\$ 1.040,00, aquele que geraria menos renda e o que absorveria mais.

Fazendo-se uma média das colunas das cinco menores e das cinco maiores classes de renda, observa-se que o aumento hipotético de R\$ 1 milhão no rendimento das primeiras classes geraria na economia 14,28% mais renda que se este aumento fosse dado nas maiores faixas. Em parte, isto pode ser associado diretamente ao padrão de consumo das famílias, já que os coeficientes de consumo são maiores nas menores classes de renda,

quando comparados aos coeficientes das maiores classes. Fazendo-se a média das linhas das cinco menores e das cinco maiores faixas de renda, tem-se que o maior grupo absorveria 27,27% mais renda que o menor grupo, dado o gasto adicional de uma unidade de renda.

### 3.2 A matriz *KVB*

A matriz *KVB* obtida tem dimensões 10 x 24 e indica a renda total gerada em cada classe de renda a partir da produção de cada setor de todas as classes. Desta forma, mostra como os setores contribuem para o processo de geração da renda induzida, de acordo com a participação de cada setor na demanda final (Cavalcanti, 1997). Assim, como bem afirmam Haddad e Santos (2005), esta matriz serve para a formulação de políticas que objetivem reduzir as desigualdades de renda por meio de acréscimos na demanda final.

A tabela 3 mostra a matriz *KVB* transposta, permitindo observar os multiplicadores totais de renda a partir da produção dos 24 setores para as dez classes de renda. Os multiplicadores mostram quanto de renda é gerado por unidade monetária de produção dos setores, e são calculados somando-se as entradas de cada coluna da matriz *KVB*.

De forma geral, os setores com os maiores multiplicadores foram: outros serviços; comércio e reparação; intermediação financeira e seguros; e alojamento e alimentação. A classe de renda com maior multiplicador é a de renda maior que R\$ 5.200,00 do setor outros serviços (0,28). Quanto aos menores multiplicadores, estes são apresentados pelo setor de serviços imobiliários e aluguel.

Com isso, pode-se perceber que as atividades intensivas em mão de obra são aquelas com maior capacidade de gerar renda.

TABELA 3  
Matriz KVB

Setores	Classes de renda											Total
	Até R\$ 65 a R\$ 130	R\$ 65 a R\$ 130	R\$ 130 a R\$ 260	R\$ 260 a R\$ 520	R\$ 520 a R\$ 1.040	R\$ 1.040 a R\$ 1.820	R\$ 1.820 a R\$ 2.600	R\$ 2.600 a R\$ 3.900	R\$ 3.900 a R\$ 5.200	Acima de R\$ 5.200		
Agropecuária	0,0006	0,0040	0,0263	0,0924	0,1592	0,0850	0,0330	0,0312	0,0165	0,0518	<b>0,5001</b>	
Refino do petróleo e indústrias petroquímicas e extrativas	0,0001	0,0006	0,0054	0,0251	0,0570	0,0490	0,0299	0,0316	0,0191	0,0590	<b>0,2768</b>	
Alimentos e bebidas	0,0002	0,0014	0,0117	0,0529	0,1096	0,0798	0,0387	0,0436	0,0198	0,0655	<b>0,4232</b>	
Outros vegetais beneficiados	0,0002	0,0016	0,0169	0,0654	0,1515	0,0708	0,0306	0,0297	0,0175	0,0565	<b>0,4408</b>	
Têxtil	0,0002	0,0019	0,0101	0,0452	0,1003	0,0654	0,0374	0,0345	0,0159	0,0614	<b>0,3723</b>	
Vestuário e acessórios	0,0002	0,0013	0,0105	0,0543	0,1394	0,1080	0,0576	0,0477	0,0207	0,0700	<b>0,5097</b>	
Calçados e couros	0,0001	0,0007	0,0079	0,0538	0,1622	0,0969	0,0427	0,0432	0,0210	0,0639	<b>0,4925</b>	
Madeira, mobiliário e indústrias diversas	0,0001	0,0015	0,0122	0,0562	0,1169	0,1045	0,0482	0,0476	0,0276	0,0831	<b>0,4980</b>	
Papel, papelão e artefatos	0,0001	0,0004	0,0046	0,0269	0,0667	0,0691	0,0450	0,0381	0,0222	0,0768	<b>0,3499</b>	
Fabricação de produtos químicos	0,0002	0,0004	0,0042	0,0222	0,0553	0,0609	0,0355	0,0333	0,0152	0,0653	<b>0,2923</b>	
Borracha e plásticos	0,0001	0,0008	0,0081	0,0399	0,0961	0,0793	0,0521	0,0462	0,0234	0,1088	<b>0,4548</b>	
Minerais não metálicos	0,0001	0,0012	0,0098	0,0593	0,1181	0,0813	0,0449	0,0389	0,0241	0,0570	<b>0,4347</b>	
Metalurgia e siderurgia	0,0001	0,0004	0,0046	0,0266	0,0641	0,0620	0,0359	0,0352	0,0182	0,0668	<b>0,3140</b>	
Elétrica e eletrônica	0,0001	0,0005	0,0066	0,0350	0,0905	0,0949	0,0616	0,0716	0,0251	0,0945	<b>0,4804</b>	
Fabricação de veículos e peças	0,0001	0,0005	0,0043	0,0277	0,0693	0,0807	0,0467	0,0323	0,0258	0,1160	<b>0,4033</b>	
Serviços industriais de utilidade pública (SIUP)	0,0000	0,0004	0,0043	0,0203	0,0571	0,0543	0,0345	0,0452	0,0237	0,0783	<b>0,3182</b>	
Construção	0,0001	0,0009	0,0081	0,0431	0,0939	0,0656	0,0332	0,0296	0,0171	0,0566	<b>0,3481</b>	
Comércio e reparação	0,0002	0,0013	0,0119	0,0624	0,1528	0,1407	0,0791	0,0748	0,0396	0,1152	<b>0,6781</b>	

(Continua)

Setores	Classes de renda											Total
	Até R\$ 65	R\$ 65 a R\$ 130	R\$ 130 a R\$ 260	R\$ 260 a R\$ 520	R\$ 520 a R\$ 1.040	R\$ 1.040 a R\$ 1.820	R\$ 1.820 a R\$ 2.600	R\$ 2.600 a R\$ 3.900	R\$ 3.900 a R\$ 5.200	Acima de R\$ 5.200	Total	
Transporte e armazenagem	0,0001	0,0010	0,0082	0,0436	0,1082	0,1068	0,0619	0,0480	0,0324	0,1073	<b>0,5176</b>	
Correios e comunicação	0,0001	0,0005	0,0042	0,0247	0,0740	0,0977	0,0680	0,0606	0,0371	0,0935	<b>0,4604</b>	
Intermediação financeira e seguros	0,0001	0,0006	0,0056	0,0306	0,0820	0,0884	0,0629	0,0839	0,0704	0,2126	<b>0,6370</b>	
Serviços imobiliários e aluguel	0,0000	0,0001	0,0007	0,0045	0,0102	0,0094	0,0062	0,0055	0,0042	0,0114	<b>0,0522</b>	
Alojamento e alimentação	0,0002	0,0015	0,0123	0,0638	0,1411	0,1251	0,0547	0,0472	0,0378	0,0842	<b>0,5680</b>	
Outros serviços	0,0002	0,0016	0,0142	0,0771	0,1934	0,1874	0,1169	0,1215	0,0788	0,2827	<b>1,0737</b>	
<b>Total</b>	<b>0,0035</b>	<b>0,0249</b>	<b>0,2127</b>	<b>1,0529</b>	<b>2,4691</b>	<b>2,0630</b>	<b>1,1573</b>	<b>1,1210</b>	<b>0,6533</b>	<b>2,1383</b>		

Elaboração dos autores.

Além disso, cabe observar que algumas atividades que têm maior poder de geração de renda podem também alocar esta renda principalmente no pagamento dos salários dos trabalhadores. A participação dos salários nos setores de atividade econômica é mostrada na tabela 4.

TABELA 4

**Participação da renda salarial dos setores na renda salarial total (2004)**

Setores	Participação dos salários (%)
Agropecuária	6,77
Refino do petróleo e indústrias petroquímicas e extrativas	1,88
Alimentos e bebidas	2,33
Outros vegetais beneficiados	0,01
Têxtil	0,69
Vestuário e acessórios	0,55
Calçados e couros	0,85
Madeira, mobiliário e indústrias diversas	0,36
Papel, papelão e artefatos	0,50
Fabricação de produtos químicos	1,53
Borracha e plásticos	0,08
Minerais não metálicos	0,48
Metalurgia e siderurgia	1,05
Elétrica e eletrônica	0,47
Fabricação de veículos e peças	0,76
SIUP	2,16
Construção	3,22
Comércio e reparação	11,60
Transporte e armazenagem	3,85
Correios e comunicação	2,03
Intermediação financeira e seguros	2,94
Serviços imobiliários e aluguel	0,44
Alojamento e alimentação	2,18
Outros serviços	53,20
<b>Total</b>	<b>100,00</b>

Elaboração dos autores.

Os setores com maior participação nos salários são: outros serviços (53,2%); comércio e reparação (11,6%); agropecuária (6,77); e transporte e armazenagem (3,85%). Assim, outros serviços, comércio e reparação, e transporte e armazenagem, além de terem maior capacidade de gerar

renda, alocam grande parte desta renda no pagamento de salários. No caso do setor agropecuário, deve-se atentar que este, entre outros setores, abriga grande parte da população ocupada, apesar da baixa remuneração paga. Diferentemente, outras atividades absorvem pequena parcela dos trabalhadores, mas pagam salários bem maiores.<sup>7</sup>

Quanto à proporção média de renda que as classes absorvem (média das colunas da matriz), dado o aumento na demanda final de cada setor, tem-se como resultado que a classe de renda maior que R\$ 5.200,00 absorve cerca de 20% da renda induzida. Merece destaque a proporção de renda absorvida pelo grupo de R\$ 520,00 a R\$ 1.040,00, com um total de 22,66% da renda absorvida.

### 3.3 Cálculo e efeito de um choque exógeno sobre o índice de Gini

Após analisar-se a estrutura de distribuição de renda entre as classes de renda e entre os diferentes setores da economia nordestina, será feita, através do cálculo do índice de Gini, uma análise da estrutura salarial das atividades da matriz de insumo-produto do Nordeste e uma comparação com a estrutura salarial da região como um todo. A partir dos resultados, observou-se que em 2004 o coeficiente de Gini da região foi de 0,4926. O resultado divulgado pelo Ipea, por meio do Ipeadata,<sup>8</sup> para o mesmo ano foi de 0,583. Isto se deve ao desconhecimento dos valores dentro dos estratos; assim, apenas o valor da desigualdade entre os estratos foi considerado, subestimando-se o verdadeiro nível de desigualdade. Por meio do programa Distributive Analysis Stata Package (DASP), observou-se que a desigualdade dentro dos estratos representa 2,82% da desigualdade total, sendo 97,18% referentes à desigualdade entre os estratos.

O resultado do índice de Gini e a participação dos rendimentos de cada faixa de renda na renda total podem ser vistos na tabela 5.

7. A análise considerando-se o número de trabalhadores em cada setor será feita por meio do índice de Gini.

8. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.



TABELA 5

**Distribuição de renda entre as classes de renda (2004)**

Faixas de renda	Rendimento mensal (R\$)	Rendimento mensal (SMs)	Renda total da classe de renda (R\$ milhões)	Participação na renda (%)
1	0 a 65	Até 1/4	32,56	0,03
2	65 a 130	1/4 a 1/2	223,54	0,22
3	130 a 260	1/2 a 1	1.850,09	1,82
4	260 a 520	1 a 2	9.220,20	9,06
5	520 a 1.040	2 a 4	21.395,80	21,02
6	1.040 a 1.820	4 a 7	18.525,12	18,20
7	1.820 a 2.600	7 a 10	10.678,13	10,49
8	2.600 a 3.900	10 a 15	10.599,28	10,41
9	3.900 a 5.200	15 a 20	6.260,34	6,15
10	Acima de 5.200	Mais de 20	23.000,78	22,60
<b>Total</b>			<b>101.785,84</b>	<b>100,00</b>
Índice de Gini			0,4926	

Elaboração dos autores.

Como se pode perceber, cerca de 31,40% dos rendimentos se concentram nas classes de renda acima de R\$ 2.600,00. Contudo, os indivíduos que recebem até 1 SM são responsáveis por apenas 3,33% dos rendimentos. Em seguida, foi feita a análise do índice de Gini dos indivíduos que compõem cada setor a fim de observar se os setores possuem um índice maior ou menor que o do Nordeste. Na tabela 6, são apresentados os índices de Gini para os indivíduos empregados em cada setor considerado e a relação entre o coeficiente de Gini de cada setor e o do Nordeste. Além disso, pode-se observar o comportamento de tal índice após um choque hipotético de R\$ 1 milhão na demanda final de cada setor. Quanto menor for o índice de Gini setorial, menos desigual é a distribuição de renda entre os indivíduos que estão empregados no setor. Nas duas últimas colunas, os valores menores que 1 significam que tais setores apresentam distribuição de renda melhor que a regional (Nordeste). Os resultados da tabela estão ordenados do setor menos desigual para o mais desigual que o Nordeste.

TABELA 6

**Índice de Gini setorial antes e depois de choque hipotético de R\$ 1 milhão em cada setor e diferença percentual em relação ao índice de Gini do Nordeste (2004)**

Setores	Índice de Gini antes do choque	Índice de Gini após o choque	Variação (%)	Relação Gini setorial/Gini Nordeste – antes do choque	Relação Gini setorial/Gini Nordeste – após o choque
Outros vegetais beneficiados	0,1917	0,4678	59,0209	0,3892	0,9497
Calçados e couros	0,2986	0,3800	21,4211	0,6062	0,7714
Minerais não metálicos	0,3531	0,4145	14,8130	0,7168	0,8415
Agropecuária	0,3619	0,3638	0,5223	0,7347	0,7385
Vestuário e acessórios	0,3678	0,3826	3,8683	0,7467	0,7767
Correios e comunicação	0,3719	0,3528	-5,4138	0,7550	0,7162
Construção	0,4139	0,4176	0,8860	0,8402	0,8477
Alojamento e alimentação	0,4239	0,4293	1,2579	0,8605	0,8715
Têxtil	0,4313	0,4533	4,8533	0,8756	0,9202
Alimentos e bebidas	0,4381	0,4413	0,7251	0,8894	0,8959
Comércio e reparação	0,4491	0,4500	0,2000	0,9117	0,9135
Intermediação financeira e seguros	0,4541	0,4205	-7,9905	0,9218	0,8536
Metalurgia e siderurgia	0,4585	0,4626	0,8863	0,9308	0,9391
Madeira, mobiliário e indústrias diversas	0,4617	0,4779	3,3898	0,9373	0,9702
Papel, papelão e artefatos	0,4715	0,4689	-0,5545	0,9572	0,9519
Elétrica e eletrônica	0,4719	0,4629	-1,9443	0,9580	0,9397
Fabricação de produtos químicos	0,4741	0,4740	-0,0211	0,9624	0,9622
Transporte e armazenagem	0,4900	0,4913	0,2646	0,9947	0,9974
Serviços imobiliários e aluguel	0,4955	0,4948	-0,1415	1,0059	1,0045
SIUP	0,5056	0,4941	-2,3275	1,0264	1,0030
Outros serviços	0,506	0,5056	-0,0791	1,0272	1,0264
Fabricação de veículos e peças	0,5161	0,4635	-11,3484	1,0477	0,9409
Borracha e plásticos	0,5295	0,5364	1,2864	1,0749	1,0889
Refino do petróleo e indústrias petroquímicas e extrativas	0,5877	0,5896	0,3223	1,1931	1,1969
Nordeste	0,4926	0,4540	-	-	-

Elaboração dos autores.

A tabela 6 mostra que, antes da simulação do choque, dezoito setores possuem coeficiente de Gini menor que o do Nordeste. Por sua vez, somente seis setores possuem coeficiente maior que o da economia, apresentando elevado grau de desigualdade. Entre os setores com índices de Gini baixos em relação ao do Nordeste, estão: outros vegetais beneficiados; calçados e

couros; minerais não metálicos; agropecuária; vestuário e acessórios; correios e comunicação; e construção. Os setores que apresentaram os mais elevados índices de Gini foram: refino do petróleo e indústrias petroquímicas e extrativas; e borracha e plásticos.

Com o propósito de analisar se o estímulo de determinado setor de atividade econômica contribui para melhorar a estrutura de distribuição de renda ou torná-la mais concentrada, foi dado um choque hipotético de R\$ 1 milhão na demanda final de cada setor.<sup>9</sup> Tal impacto leva a um aumento da produção e, conseqüentemente, afeta o rendimento dos trabalhadores. Contudo, a renda dos trabalhadores é impactada diferentemente, dependendo da classe de renda e do setor a que estes pertençam. Comparando-se o resultado antes e depois do choque, será possível observar se o impacto gera uma maior ou uma menor desigualdade de renda. Além disso, pode-se observar também se a relação entre o índice de Gini setorial e o da região Nordeste continua maior ou menor após o choque.

É possível observar que, após a simulação de um choque de R\$ 1 milhão na demanda exógena de todos os setores de forma individual, há uma variação nas posições que cada setor ocupa em relação tanto ao índice de Gini regional como à desigualdade dentro de cada setor. Almeida e Guilhoto (2006) bem explicam esta relação ao afirmarem que uma atividade concentradora de renda pode acabar gerando uma desconcentração de renda, visto que os setores desta atividade e as famílias por eles remuneradas compram de setores desconcentradores de renda.

Observa-se que, após o choque, cinco dos setores apresentados na tabela 6 possuiriam índice de Gini maior que o do Nordeste. Entretanto, dezenove setores teriam coeficiente menor que o regional, mostrando uma relação média menor que 1. Nota-se também que após o choque somente nove setores melhorariam o índice de Gini, e, em média, tal coeficiente aumentaria.

No que se refere aos setores que possuem baixa capacidade de elevar os rendimentos<sup>10</sup> dos trabalhadores e ao mesmo tempo contribuem para piorar a distribuição de renda, destaca-se o setor de indústrias petroquímicas

9. Esta análise está sujeita às hipóteses tradicionais da análise de insumo-produto, como ausência de restrições sobre a capacidade instalada da economia. Pressupõe-se ainda que sempre há recursos disponíveis para financiar os choques analisados.

10. Ver matriz *KVB*.

e extrativas. Além de o impacto na demanda de tais atividades gerar pouco efeito sobre os rendimentos dos trabalhadores, são os trabalhadores das maiores classes os que mais se beneficiam de um aumento nos rendimentos, o que leva a uma maior concentração de renda. No caso do setor outros serviços, este possui grande participação nos salários (tabela 4) e ao mesmo tempo contribui para piorar a distribuição de renda.

Observando-se na tabela 7 a participação dos setores no consumo das famílias mais pobres – aquelas com renda até R\$ 260,00 mensais –, é possível analisar se os setores que possuem maior peso no consumo de tais famílias são também aqueles que melhoram o índice de Gini.

TABELA 7

**Participação dos setores no consumo das famílias mais pobres (2004)**

Setores	Participação no consumo das famílias mais pobres (%)
Alimentos e bebidas	28,23
Agropecuária	15,21
Transporte e armazenagem	12,31
Comércio e reparação	10,61
Outros serviços	5,36
Alojamento e alimentação	5,02
SIUP	4,80
Correios e comunicação	3,50
Vestuário e acessórios	2,16
Intermediação financeira e seguros	2,15
Refino do petróleo e indústrias petroquímicas e extrativas	1,93
Elétrica e eletrônica	1,41
Fabricação de produtos químicos	1,39
Calçados e couros	1,25
Serviços imobiliários e aluguel	1,07
Têxtil	0,83
Metalurgia e siderurgia	0,58
Madeira, mobiliário e indústrias diversas	0,44
Outros vegetais beneficiados	0,43
Papel, papelão e artefatos	0,43
Construção	0,36
Fabricação de veículos e peças	0,33
Minerais não metálicos	0,12
Borracha e plásticos	0,06

Elaboração dos autores.

Os setores com maior participação foram: alimentos e bebidas; agropecuária; transporte e armazenagem; e comércio e reparação. Observando-se novamente a tabela 6, nota-se que todos estes setores, após o choque hipotético de R\$ 1 milhão na demanda final, contribuiriam para uma maior concentração de renda, ou seja, haveria um aumento em seus coeficientes de Gini.

### **3.4 Impactos das mudanças na estrutura produtiva sobre a distribuição de renda**

Segundo Araújo Júnior e Tavares (2011), entre 1997 e 2004 houve mudanças na estrutura econômica do Nordeste, as quais afetaram a produção e o nível de emprego nos setores de atividade econômica da região. Desta forma, esta subseção pretende analisar até que ponto as mudanças na estrutura produtiva geraram transformações na distribuição de renda do Nordeste. Para isso, utilizaram-se os vetores de rendimento por classe de renda e os coeficientes técnicos da matriz de insumo-produto do Nordeste de 1997, disponibilizada pelo Banco do Nordeste, a fim de observar como seriam os padrões de distribuição ou concentração de renda se a estrutura setorial fosse a mesma de 1997. Desta forma, será observado se as mudanças na estrutura produtiva contribuíram para uma maior ou menor desigualdade de renda no Nordeste.

Após a realização dos procedimentos, observou-se que, mantendo-se a estrutura setorial de 1997, o índice de Gini da região Nordeste seria de 0,522. Com isso, haveria uma maior concentração de renda na região, com o coeficiente de Gini sendo 5,63% superior ao obtido em 2004 (0,4926). Como a variação da participação setorial pode ser um dos motivos para uma melhora na distribuição de renda entre 1997 e 2004, é importante analisar quais os setores<sup>11</sup> que aumentaram ou diminuíram sua participação na economia regional e comparar com o aumento ou redução do índice de Gini após a simulação de um choque de R\$ 1 milhão em cada setor (mostrado na subseção 3.3).

---

11. Dado que a matriz de insumo-produto de 1997 possui um nível de agregação setorial distinto da matriz de 2004, a compatibilização feita permitiu uma matriz com apenas vinte setores, e não com 24 como a de 2004.

É possível observar na tabela 8 que doze setores aumentariam sua participação no valor da produção entre 1997 e 2004. Entre eles, fabricação de produtos químicos, SIUP, outros serviços, fabricação de veículos e peças, correios e comunicação, elétrica e eletrônica, e papel, papelão e artefatos reduziram seus índices de Gini após o choque de R\$ 1 milhão. Ou seja, as mudanças estruturais ocorridas em função do aumento da participação destes setores contribuiriam para uma melhor distribuição de renda no Nordeste, no período analisado. Quanto aos setores que reduziram sua participação no valor da produção, todos os setores deste grupo contribuiriam de forma positiva para a distribuição de renda, já que são atividades que, após um choque de demanda, pioram a concentração de renda.

TABELA 8

**Evolução da participação setorial na produção (1997-2004)**

Setores	Participação em 1997 (%)	Participação em 2004 (%)	Variação de 1997 a 2004 (%)	Índice de Gini
Fabricação de produtos químicos	1,34	6,28	4,93	Diminui
SIUP	2,92	5,21	2,29	Diminui
Outros serviços	31,30	33,53	2,23	Diminui
Fabricação de veículos e peças	0,32	1,69	1,38	Diminui
Comércio e reparação	7,48	8,74	1,25	Aumenta
Correios e comunicação	2,32	3,22	0,90	Diminui
Calçados e couros	0,31	1,14	0,83	Aumenta
Refino do petróleo e indústrias petroquímicas e extrativas	6,57	7,31	0,75	Aumenta
Transporte e armazenagem	4,04	4,48	0,44	Aumenta
Elétrica e eletrônica	0,55	0,74	0,19	Diminui
Papel, papelão e artefatos	0,75	0,81	0,06	Diminui
Vestuário e acessórios	0,63	0,68	0,05	Aumenta
Minerais não metálicos	0,82	0,79	-0,03	Aumenta
Alojamento e alimentação	2,20	2,14	-0,06	Aumenta
Têxtil	1,92	1,54	-0,38	Aumenta
Metalurgia e siderurgia	3,28	2,66	-0,62	Aumenta
Madeira, mobiliário e indústrias diversas	1,65	0,82	-0,83	Aumenta
Alimentos e bebidas	6,88	5,73	-1,15	Aumenta
Agropecuária	10,27	6,73	-3,54	Aumenta
Construção	14,46	5,77	-8,69	Aumenta

Elaboração dos autores.

Nesse contexto, um dos resultados encontrados por Araújo Júnior e Tavares (2011) foi que houve uma redistribuição de emprego da agropecuária para o setor de serviços, o que, com base na tabela 8, supõe-se ter contribuído para a melhoria da distribuição de renda. Os autores afirmam também que de forma geral um fator que refletiu de forma negativa na produção da região entre 1997 e 2004 foram as mudanças tecnológicas. Isto pode ter ocorrido devido tanto à inserção de processos produtivos novos como à elevação na demanda de insumos importados. Desta forma, pode-se concluir que estas mudanças tecnológicas resultaram numa piora na distribuição de renda da região como um todo.

#### 4 CONCLUSÕES

O objetivo deste estudo foi avaliar como a estrutura econômica da região Nordeste influencia os efeitos de mudanças na economia sobre a desigualdade de renda. Foram feitas simulações de impactos em cada setor de atividade econômica para observar a distribuição de renda proporcionada por aquele impacto e, conseqüentemente, os setores responsáveis pelo aumento ou redução da desigualdade. Além disso, observaram-se como as mudanças na estrutura produtiva afetaram a distribuição de renda do Nordeste entre 1997 e 2004.

Constatou-se através do modelo de Leontief-Miyazawa que no Nordeste as menores classes de renda geram mais renda na economia como um todo, porém, absorvem menos renda. As classes de renda mais altas geram menos renda; no entanto, absorvem mais renda. Assim, existe uma tendência de a renda induzida se concentrar nos grupos de renda mais altos, gerando um círculo vicioso. Tal resultado pode ser comparado com aquele obtido por Lenzen e Schaeffer (2004), que constataram, por meio de uma matriz de contabilidade social construída para a economia brasileira de 1995, que a renda é direcionada para uma pequena parcela da população – aqueles que detêm os meios de produção.

Desta forma, as políticas públicas que visem melhorar a distribuição de renda devem levar em conta as camadas mais pobres da população, que apresentam baixos coeficientes de renda. Com isso, concorda-se com Cavalcanti (1997) quando afirma que não adiantaria investir em uma industrialização mais intensa sem se observarem as necessidades estruturais da economia. Baixos coeficientes de consumo e renda de grande parte da população inviabilizariam a internalização dos benefícios gerados (Cavalcanti, 1997).

Através do cálculo do índice de Gini, encontrou-se um coeficiente de 0,4926 para o Nordeste em 2004. Dezoito setores apresentaram coeficiente menor que o da região e somente seis setores apresentaram coeficiente maior que o da economia, apresentando elevado grau de desigualdade. Após o choque hipotético de R\$ 1 milhão na demanda de cada setor, somente nove setores melhorariam o índice de Gini, e, em média, tal coeficiente aumentaria. Além disso, mostrou-se que os setores com maior peso no consumo das famílias mais pobres contribuiriam para uma maior concentração de renda após o impacto. Ou seja, um aumento relativo no consumo das famílias situadas nas menores classes não geraria uma melhor distribuição de renda. Por fim, o resultado do impacto das mudanças na estrutura produtiva sobre a distribuição de renda no Nordeste mostrou que tais transformações contribuiriam para uma melhor distribuição de renda.

## ABSTRACT

A considerable levels of poverty and income inequality is a consequence of the sectoral structure of production and employment and how the income is used, doing that not all sections of the population to benefit from economic growth. This study evaluates how these structural aspects of the economy of the Northeast may affect how changes in the economy are manifested on interpersonal income inequality in the region. For this, we used the model of Leontief-Miyazawa employing the array of 2004 regional input-output and PNAD and POF data. The results indicate that households located in the lower income classes are those that generate more income in the economy after a shock in exogenous income, but are absorbing less, there is a trend of income induced concentrate on higher income groups. As for the productive sectors, after the shock in his hypothetical demand, only nine out of a total of 24 sectors, improve the Gini index. Finally, the results indicate that changes in the production structure observed between 1997 and 2004 in the Northeast helped to improve the distribution of income in the region.

**Keywords:** income distribution; economic structure; input-output; Northeast.



## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, L. de O.; GUILHOTO, J. J. M. Crescimento econômico e distribuição de renda: uma análise a partir das estruturas econômicas do Brasil contemporâneo. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34., Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: ANPEC, 2006.
- ARAÚJO JÚNIOR, I. T; TAVARES, F. B. Mudanças estruturais no Nordeste entre 1997 e 2004: uma análise de insumo-produto. **Revista econômica do Nordeste**, v. 42, n. 4, 2011.
- BANDYOPADHYAY, D. **Effects of “export promotion” and “import substitution” on poverty, inequality and growth in India: an analysis in “closed loop” input-output framework.** *In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON INPUT-OUTPUT TECHNIQUES*, 14. Quebec: Iioa, 2002.
- BARROS, R. P. de *et al.* **Determinantes da queda na desigualdade de renda no Brasil.** Rio de Janeiro: Ipea, 2010. (Texto para Discussão, n. 1.460).
- CAVALCANTI, J. E. A. Distribuição setorial da renda: seus efeitos de indução na economia brasileira. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 1, p. 141-184, 1997.
- GUILHOTO, J. J. M; CONCEIÇÃO, P. H. Z.; CROCOMO, F. C. Estrutura de produção, consumo e distribuição de renda na economia brasileira: 1975 e 1980 comparados. **Economia & empresa**, v. 3, n. 3, p. 33-46, 1996.
- HADDAD, E. A.; SANTOS, R. A. C. dos. Uma análise de insumo-produto da distribuição interestadual da renda no Brasil. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA*, 33., 2005, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal: ANPEC, 2005.
- HOFFMANN, R. Estimação da desigualdade dentro de estratos no cálculo do índice de Gini e da redundância. **Pesquisa e planejamento econômico**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 3, p. 719-738, dez. 1979.
- LENZEN, M.; SCHAEFFER, R. Interrelational income distribution in Brazil. **The developing economies**, v. 42, n. 3, p. 371-391, Sept. 2004.
- LEONTIEF, W. **The structure of the American economy.** 2nd. ed. (enlarged). New York: Oxford University Press, 1951.
- MILLER, R.; BLAIR, P. **Input-output analysis: foundations and extensions.** 2nd. ed. Cambridge, England: Cambridge University Press, 2009.
- MIYAZAWA, K. **Input-output analysis and the structure of income distribution.** Heidelberg: Spring-Verlag, 1976.

MOREIRA, G. R. C. *et al.* Productive structure and income distribution: the Brazilian case. **The quarterly review of economics and finance**, v. 48, p. 320-332, 2008.

MUKHOPADHYAY, K. **Environment and poverty in India: an input-output approach**. INTERNATIONAL CONFERENCE ON INPUT-OUTPUT TECHNIQUES, 15. Beijing: Iioa, 2005.

ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil 2013**. Brasília: PNUD Brasil, 2013.

ROSE, A.; BEAUMONT, P. **Interrelational income distribution multipliers for the U.S. economy**. *In*: ANNUAL NORTH AMERICAN REGIONAL SCIENCE ASSOCIATION, 33. Ohio: NARSC, 1986.

SAARI, M. Y.; DIETZENBACHER, E.; LOS, B. **Growth, poverty and distribution: a SAM approach**. *In*: INTERNATIONAL INPUT-OUTPUT MEETING. Seville: Iioa, July, 2008.

SILVEIRA NETO, R. M. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 10., 2005. Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: ANPEC, 2005.

(Originais submetidos em outubro de 2012. Última versão recebida em março de 2014.  
Aprovada em março de 2014.)



## **Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

### **Editorial**

#### **Coordenação**

Cláudio Passos de Oliveira

#### **Supervisão**

Andrea Bossle de Abreu

#### **Revisão**

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Cristina Celia Alcantara Possidente

Elaine Oliveira Couto

Elisabete de Carvalho Soares

Lucia Duarte Moreira

Luciana Bastos Dias

Luciana Nogueira Duarte

Míriam Nunes da Fonseca

#### **Editoração eletrônica**

Roberto das Chagas Campos

Aeromilson Mesquita

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Carlos Henrique Santos Vianna

Nathália de Andrade Dias Gonçalves (estagiária)

#### **Capa**

Luís Cláudio Cardoso da Silva

#### **Projeto Gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than  
Portuguese published herein have not been proofread.*

#### **Brasília**

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,

Térreo – 70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)



Composto em Adobe Garamond 11/13,2 (texto)  
Frutiger 47 (títulos, gráficos e tabelas)  
Impresso off-set 90g/m<sup>2</sup>  
Cartão supremo 250g/m<sup>2</sup> (capa)  
Rio de Janeiro - RJ

## **NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO**

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/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.

## **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.



Apoio editorial



**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Secretaria de  
**Assuntos Estratégicos**