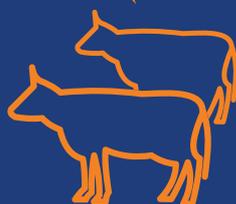
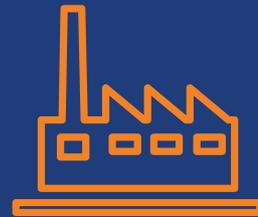


# REN Revista Econômica do Nordeste

Volume 48 | Nº 03 | Julho - Setembro de 2017



3



**REN** Revista  
Econômica  
do Nordeste



# REN Revista Econômica do Nordeste

## BANCO DO NORDESTE DO BRASIL

### Presidente:

Marcos da Costa Holanda

### Diretores:

Antônio Rezendo Neto Júnior | Cláudio Luiz Freire Lima | José Max Araújo Bezerra | Nicola Moreira Miccione | Perpétuo Socorro Cajazeiras | Romildo Carneiro Rolim

## ESCRITÓRIO TÉCNICO DE ESTUDOS ECONÔMICOS DO NORDESTE – ETENE

### Revista Econômica do Nordeste – REN

### Editor-Chefe:

Luiz Alberto Esteves

### Editores Científicos:

Airton Saboya Valente Junior  
Elizabeth Castelo Branco (Suplente)  
Jacqueline Nogueira Cambota  
Fernando Luiz Emerenciano Viana  
Francisco Diniz Bezerra  
Leonardo Dias Lima  
Liliane Cordeiro Barroso (Suplente)  
Luciano J. F. Ximenes  
Luiz Fernando Gonçalves Viana

### Editor Executivo:

Luciano J. F. Ximenes

### Jornalista Responsável:

Maurício Lima (MTB/CE 01165 JP)

### Comitê Editorial:

Airton Saboya Valente Junior  
Elizabeth Castelo Branco (Suplente)  
Francisco Diniz Bezerra  
Francisco José Araújo Bezerra  
Jacqueline Nogueira Cambota  
Leonardo Dias Lima  
Liliane Cordeiro Barroso (Suplente)  
Luciano J. F. Ximenes  
Tibério Rômulo Romão Bernardo  
Wellington Santos Damasceno

### Secretário Executivo:

Wellington Santos Damasceno

### Revisão Vernacular:

Hermano José Pinho

### Projeto Gráfico:

Gustavo Bezerra Carvalho

### Portal:

Leonardo Dias Lima

### Conselho Editorial

Aderbal Oliveira Damasceno (PPGDE/UFU)  
Antônio Corrêa de Lacerda (PEPGE/PUC-SP)  
Antonio Henrique Pinheiro Silveira (FCE/UFBA)  
Carlos Roberto Azzoni (FEA/USP)  
Carmem Aparecida do Valle C. Feijó (UFF)  
Fábio Neves Perácio de Freitas (IE/UFRJ)  
Fabrício Carneiro Linhares (CAEN/UFC)  
Francisco José Araújo Bezerra (BNB)  
Francisco de Sousa Ramos (Decon/UFPE)  
Frederico Gonzaga Jayme Jr (Cedeplar/UFMG)  
Guilherme Mendes Resende (IPEA)  
Henrique Tomé da Costa Mata (FCE/UFBA)  
Joan Noguera Tur (Universidade de Valência/IIDL)  
Joaquim Bento de S. Ferreira Filho (Esalq/USP)  
Joaquim José Martins Guilhoto (FEA/USP)  
José de Jesus de Sousa Lemos (DEA/UFC)  
José Luís da Silva Netto Jr (UFPB)  
Ladislau Dowbor (PPGA/PUC-SP)  
Marcel Bursztyn (CDS/UNB)  
Marta dos Reis Castilho (IE/UFRJ)  
Mauro Borges Lemos (CEDEPLAR/UFMG)  
Pery Francisco Assis Shikida (UNIOESTE)  
Pierre Salama (CEPN/UP13)  
Sérgio Luiz de Medeiros Rivero (PPGE/UFPA)  
Sérgio Schneider (UFRGS)  
Tomaz Ponce Dentinho (Universidade dos Açores/GDRS-APDR)

### Responsabilidade e reprodução:

Os artigos publicados na Revista Econômica do Nordeste – REN são de inteira responsabilidade de seus autores. Os conceitos neles emitidos não representam, necessariamente, pontos de vista do Banco do Nordeste do Brasil S.A. Permite-se a reprodução parcial ou total dos artigos da REN, desde que seja mencionada a fonte.

### Endereço para correspondência

ETENE, Av. Silas Munguba, 5.700, bloco A2 térreo, Passaré, CEP: 60.743-902, Fortaleza, Ceará, Brasil. Fone: (85) 3251.5544, 3299.5544, 3299.3034. ren@bnb.gov.br

### Indexação

Dare Database – Unesco (Paris, França), Public Affairs Information Service – PAIS (New York, EUA), Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades – Clase (Coyoacan, México), Portal de Periódicos CAPES.

**Depósito legal na Biblioteca Nacional conforme a Lei No 10.994  
de 14 de dezembro de 2004**

Revista Econômica do Nordeste, v. 48, n. 3, jul./set., 2017 – Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 2017.

v. 48: il.; 28 cm.

Trimestral

Primeiro título a partir de julho de 1969, sendo que, de julho de 1969 a janeiro de 1973, o título do periódico era Revista Econômica.

Sumários em português e inglês.

ISSN 0100-4956 (impressa)

ISSN 2357-9226 (eletrônica)

1. Economia – Desenvolvimento Regional – Brasil. I. Banco do Nordeste do Brasil, Fortaleza, CE.

CDD 330

## SUMÁRIO

---

<b>RENDA E DESIGUALDADE REGIONAL NA SAÚDE INFANTIL: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS</b> Income and regional inequality in child health: an empirical study for the metropolitan regions in Brazil .....	9
<b>EFEITOS DO MERCADO DE TRABALHO E DA OFERTA DE EDUCAÇÃO SOBRE O ABANDONO ESCOLAR</b> Effects of labor market and offer of education on school leaver .....	25
<b>DISCRIMINAÇÃO DE GÊNERO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE PARA O ANO 2015</b> Gender discrimination in the brazilian labor market: an analysis for the year 2015 .....	43
<b>TRANSBORDAMENTOS DE POBREZA E DESIGUALDADE EM MINAS GERAIS: UMA ANÁLISE ESPACIAL CONSIDERANDO O EFEITO DA FRONTEIRA INTERESTADUAL</b> Spillovers of poverty and inequality in Minas Gerais: an spatial analysis considering the effect of interstate border .....	55
<b>DESIGUALDADE DE RENDA E EFICIÊNCIA DA PRODUÇÃO DE SAÚDE NO ESTADO DA BAHIA</b> Income Inequality and Efficiency of Health Production in the State of Bahia .....	77
<b>O IMPACTO DA VIOLÊNCIA NAS ESCOLAS SOBRE A PROFICIÊNCIA ESTUDANTIL: UMA ANÁLISE PARA AS CAPITAIS NORDESTINAS</b> The impact of school violence on student proficiency: an analysis for the northeaster capitals .....	95
<b>MODELAGEM DA DEMANDA DE COMBUSTÍVEL NO BRASIL: A IMPORTÂNCIA DOS VEÍCULOS FLEX</b> Modeling fuel demand in Brazil: the importance of the flex-fuel vehicle .....	113
<b>INSERÇÃO INTERNACIONAL DO SETOR CALÇADISTA DAS REGIÕES NORDESTE E SUL DO BRASIL: DINÂMICA DAS EXPORTAÇÕES (2005-2015)</b> International insertion of the footwear sector in Brazil's northeast and south regions: exportation dynamics (2005-2015) .....	129
<b>MUSEU DA GENTE SERGIPANA: UM EXERCÍCIO DE VALORAÇÃO ECONÔMICA</b> Museum of Sergipana People: an exercise in economic valuation .....	147
<b>O QUE DIZEM AS AVALIAÇÕES DA POLÍTICA DE DESENVOLVIMENTO REGIONAL NO BRASIL?</b> What is say evaluations of regional policy of development in Brazil?.....	157



---

## EDITORIAL

---

Prezados leitores,

Esta edição, que abre o segundo semestre de 2017, oportunamente aborda na maioria de seus artigos, o tema "mercado de trabalho", aderente à renda e desigualdade social e suas implicações e desafios. Conveniente porque há um novo fôlego na geração de empregos com carteira assinada em julho. Estudo do ETENE, com base nos dados do CAGED indica que dos nove Estados nordestinos, sete apresentaram saldo positivo na movimentação dos trabalhadores com carteira assinada em julho de 2017 (mais de sete mil novos postos de trabalho). O Nordeste encerrava o 2º trimestre de 2017 com crescimento de 18,9% na População Desocupada (cerca de 4 milhões de pessoas), e bateu o recorde da série iniciada em 2012. Na contramão, a População Ocupada reduziu 3,9%, (em torno de 21 milhões de trabalhadores).

A edição aborda ainda os efeitos da violência nas escolas sobre o desempenho escolar nas capitais nordestinas; Na questão dos biocombustíveis e os desafios na formulação de políticas públicas de uso mais sustentável; do debate sobre a possibilidade de atração de investimentos do setor industrial calçadista nordestino; No aspecto cultural como coadjuvante no processo de educação da sociedade e, por fim, sobre o "estado da arte" das avaliações sobre o desenvolvimento regional a partir do início da década de 2000.

Boa leitura!

Dear readers,

This issue opens the second half of 2017 and the theme "job market" is in most articles, income and social inequality and challenges. Opportunely, the generation of employment contracts increased in the month of July. ETENE survey, based on data from CAGED indicates that of the nine Northeastern states, seven had a positive balance in the number of contract workers signed in July 2017 (more than seven thousand new employment contracts). Northeastern Brazil ended the second quarter of 2017 with a growth of 18.9% in Unemployed Population (about 4 million people), and broke the record of the series started in 2012. However, the contracted population decreased by 3.9% (21 million workers).

The issue also addresses the effects of school violence on school performance in Northeastern capitals; On the question of biofuels and the challenges in the formulation of public policies of more sustainable use; debate on the possibility of investments of the footwear industrial sector of the Northeast; In the cultural aspect as an adjunct in the process of education of society, finally, on the conjuncture of assessments on regional development from the beginning of the 2000s.

Good reading!

---

---

## RENDA E DESIGUALDADE REGIONAL NA SAÚDE INFANTIL: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS

### Income and regional inequality in child health: an empirical study for the metropolitan regions in Brazil

**Luís Carazza**

Economista. Doutor em Economia. Professor Universidade Federal de Pernambuco - UFPE. tomcarazza@gmail.com

**Raul da Mota Silveira Neto**

Economista. Doutor em Economia. Professor da UFPE. rau.silveira@uol.com.br

---

**Resumo:** Muitos estudos na literatura econômica têm mostrado que a renda familiar é um importante determinante da saúde infantil. Centrado nas disparidades regionais brasileiras de bem-estar, este trabalho investiga em que medida os diferenciais de renda entre as regiões metropolitanas (RMs) do país podem explicar os diferenciais regionais quanto à saúde infantil, questão ainda inexplorada na literatura. As evidências obtidas confirmam que a renda domiciliar é um importante condicionante da saúde infantil, contudo, também indica que tal variável tem papel menos relevante na explicação das disparidades regionais na saúde infantil entre as RMs do país e sugerem que tais diferenças regionais estão associadas a variáveis locais de infraestrutura.

**Palavras-chave:** Saúde infantil; Renda domiciliar *per capita*; Desigualdades regionais; Decomposição de Fairlie.

**Abstract:** Many studies in the economics literature have shown that family income seems an important determinant of child health. With the focus on regional disparities of children's health, this paper investigates the role of regional disparities of family income in explaining regional disparities of children's health for the case of Brazilian Metropolitan Regions (MRs). The set of evidence confirms the importance of family income in explaining health conditions of children but also points out that this variables cannot explain the observed regional disparities of children's health among Brazilian MRs and do suggest environment local health services plays a much more important role in explaining these regional inequalities.

**Keywords:** Child health; *Per capita* household income; Regional inequalities; Fairlie's decomposition.

## 1 INTRODUÇÃO

A literatura econômica sobre desigualdade social e saúde sugere que o estado de saúde de um indivíduo pode ser explicado através de três dimensões básicas. A primeira está associada a fatores relacionados às preferências do indivíduo; a segunda a questões exógenas ao indivíduo; e a última às suas condições socioeconômicas (NORONHA, 2002). Quando se trata de saúde infantil, estas características continuam valendo, com a observação de que o papel das preferências dos indivíduos perde importância como condicionante de bem-estar nesta dimensão.

As preferências referem-se a hábitos e escolhas do indivíduo. Os aspectos exógenos são independentes de atitudes e das condições socioeconômicas, na medida em que estão associados a aspectos relacionados à genética, acidentes e ciclo de vida do indivíduo e os fatores socioeconômicos que explicam a relação entre a renda e o estado de saúde do indivíduo. Em relação à terceira dimensão, existe uma linha de investigação (RIBEIRO; DI GIOVANNI, 2001) que enfatiza a relação entre produtividade e nível saúde, indicando um ciclo virtuoso entre produtividade, renda, educação e melhores condições de saúde e também associa renda a melhores condições de trabalho e moradia, o que proporciona uma exposição menor aos riscos de saúde. Nessa perspectiva, eliminando as influências dos fatores relacionados às preferências individuais e a aspectos biológicos, os indivíduos de classes socioeconômicas mais baixas têm maiores chances de morrer e adoecer, chances que são amplificadas quando os indivíduos vivem em sociedades marcadas por profundas desigualdades sociais (DEATON; PAXSON, 1998). Por isso, a renda domiciliar é considerada como uma medida bastante importante, sendo colocada, inclusive, como um transmissor intergeracional de desigualdade social por Reis e Crespo (2009). Isso acontece porque crianças mais pobres tendem a apresentar piores níveis de saúde devido à incapacidade financeira dos pais de adquirir insumos para a sua melhoria. O principal argumento é que a renda afeta a saúde, já que um maior nível de renda permite gozar de melhor status de saúde.

Por isso, com a saúde pior, estas crianças tendem a parar de estudar mais cedo e, no futuro, além de se tornarem adultos menos saudáveis,

elas tendem a apresentar capacidade produtiva menor do que a de seus colegas de trabalho saudáveis (CASE; PAXSON, 2006). Além da renda, a escolaridade dos pais (principalmente materna) e a saúde dos pais são citadas na literatura como fatores positivos para a saúde dos filhos (ALVES; BELLUZZO, 2004). Além da relação existente entre escolaridade e renda, pais com maior nível de escolaridade tendem a entender melhor o que é saudável e o que seus filhos precisam, levando-os a apresentar níveis melhores de saúde.

Goode et al. (2014) ressalta a importância da saúde dos pais, as condições de saneamento doméstico e a nutrição como os principais canais pelo qual a renda familiar afeta a saúde infantil. Com relação ao fato de que ter pais saudáveis seja um fator positivo para a saúde das crianças, uma possível explicação seria a genética, ou seja, as crianças provavelmente não apresentariam doenças hereditárias. Além disso, os filhos tendem a levar o mesmo estilo de vida que seus pais e, como os pais com melhor nível de saúde provavelmente levam vidas mais saudáveis, tendo a alimentação balanceada e a prática de esportes em sua rotina, seus filhos tenderiam a ser mais saudáveis que os filhos de pais mais sedentários e/ou que não se alimentam adequadamente (GOODE et al., 2014).

De fato, diversos estudos indicam que a renda domiciliar parece um importante determinante da saúde infantil (REIS; CRESPO, 2009; SANTOS; TEJADA; EWERLING, 2012). Há uma literatura extensa em economia que demonstra que níveis mais baixos de renda estão associados a piores condições de saúde (DEATON; PAXSON, 1998; DEATON; PAXSON, 1999; APOUEY; GEOFFARD, 2013; GOODE et al., 2014). Pessoas mais pobres tendem a ter piores condições de saúde, pois vivem em ambientes mais precários e, também, possuem uma pior nutrição (APOUEY; GEOFFARD, 2013). Dessa maneira, estas pessoas estão mais sujeitas a diversos tipos de doenças por não terem acesso a serviços públicos e, por consequência, serviços de saúde de boa qualidade. Entretanto, a própria precariedade da saúde pode ser um fator determinante para que os rendimentos sejam mais baixos, já que há uma associação direta entre produtividade de um indivíduo e sua condição de saúde.

Há uma relação direta e positiva entre renda familiar e saúde infantil desde a primeira infância. Para o Brasil, Santos, Jacinto e Tejada (2012)

analisam a relação de causalidade entre renda e saúde, e as evidências encontradas mostram a causalidade no sentido da saúde para a renda, o que evidencia a importância da saúde infantil como determinantes da desigualdade regional. Assim, a correlação observada pode ser resultante do efeito da renda na saúde, mas pode também sofrer o impacto de outros fatores correlacionados com a própria renda domiciliar. Case, Lubotsky e Paxson (2002) encontraram fortes evidências de que a renda domiciliar afeta positivamente as condições de saúde de crianças menores de dezessete anos nos Estados Unidos. Mostrou-se, também, que uma parte da correlação entre renda e saúde é explicada pela educação dos pais, pois esta impacta positivamente ambas variáveis. Outros resultados bastante semelhantes também foram observados no Canadá e no Reino Unido (CURRIE; STABILE, 2003; CURRIE; MORETTI, 2007; CASE; LEE; PAXSON, 2007; APOUEY; GEOFFARD, 2013).

A desvantagem gerada no mercado de trabalho para crianças com saúde ruim pode ser ampliada ainda mais, já que piores condições de saúde na infância podem persistir ou até se intensificar na vida adulta (DUNCAN; CHASE-LANSDALE, 2002). Adultos com pior saúde também tendem a ser menos produtivos e, portanto, menos capazes de auferir renda no mercado de trabalho. Desta maneira, a precariedade da saúde por insuficiência de renda na infância pode ser um importante transmissor intergeracional de desigualdade de renda e contribuir para a persistência da pobreza (CRESPO; REIS, 2008).

No caso brasileiro, houve um aumento significativo de trabalhos relacionando saúde e renda (KASSOUF, 1994; ALVES; ANDRADE, 2003; ALVES; BELUZZO, 2004; SOARES, 2005; REIS; CRESPO, 2009; NORONHA et al., 2010; SANTOS; JACINTO; TEJADA, 2012). Entretanto, poucos desses artigos tentam associar renda familiar e saúde infantil. Entre esses trabalhos, podemos destacar Hoffmann (1998) mostrou que existe uma relação positiva entre a renda domiciliar e a altura das crianças. No mesmo sentido, Crespo e Reis (2008) apontaram que maiores níveis de renda estão associados positivamente a melhores condições de saúde reportada. Machado (2008) destaca que as crianças em condições precárias de saúde tendem a entrar mais tarde na escola e assim acabam mais atrasadas do que crianças mais saudáveis. Portanto, crianças que crescem em domicílios pobres não apenas podem ter piores condições

de saúde na infância, mas também serão provavelmente menos capazes de gerar maiores renda quando adultas, permanecendo na pobreza. A relação entre renda e saúde infantil, portanto, pode ser um importante transmissor de desigualdade socioeconômica entre as gerações, agravando ainda mais as desigualdades regionais no país.

Mais recentemente, Santos, Tejada e Ewerling (2012) analisaram os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural e mostraram que fatores como melhor saúde dos pais, maior nível de renda, maiores níveis de informação, acesso à água de melhor qualidade, além de políticas públicas como o Programa Saúde da Família se relacionam positivamente com a saúde das crianças.

Do ponto de vista da análise espacial das condições de bem-estar, há um aspecto referente aos serviços de saúde digno de nota, uma vez que acentua as dificuldades de famílias carentes localizadas em regiões mais pobres: como a maioria dos produtos do setor de serviços, parte importante dos serviços apresenta características de não comercializável (*non tradeable*), o que enfatiza a importância da provisão e de infraestrutura local na prestação destes serviços. Isto significa que, além das disparidades de renda familiar, disparidades espaciais associadas à provisão dos serviços de saúde podem ser fundamentais quando se coteja a saúde infantil de crianças situadas em diferentes localidades.

Desta forma, o efeito da variável renda familiar para explicar os significativos desníveis regionais no Brasil é pouco explorado. Este artigo tem como objetivo demonstrar como as disparidades das dotações locais dos serviços de saúde levam à existência de tais desníveis regionais. Com a intenção de iniciar o preenchimento desta lacuna, o presente trabalho está estruturado em torno de dois objetivos: primeiro, pretende documentar a relação entre renda e demais variáveis socioeconômicas e as condições saúde das crianças no Brasil; segundo, maior foco de atenção da pesquisa, investiga o papel dessas variáveis, sobretudo a renda familiar, na explicação das disparidades regionais de saúde infantil entre as regiões metropolitanas brasileiras.

Então, a discussão apresentada neste trabalho pode ter implicações importantes no longo prazo, pois a pobreza durante a infância pode influenciar o futuro das crianças e possivelmente até suas gerações futuras (CASE; LEE; PAXSON, 2007). Segundo Crespo e Reis (2008), crianças menos

saudáveis tendem a apresentar pior desempenho escolar e, dessa forma, possivelmente também serão trabalhadores menos qualificados.

Na seção a seguir, são apresentadas evidências a respeito das condições de saúde das crianças nas RMs do país e sobre seus desníveis regionais. Na terceira seção do trabalho apresenta-se a estratégia empírica para obtenção das principais evidências do trabalho. Os resultados são discutidos na seção quatro e as considerações finais apresentadas na quinta e última seção.

## 2 SAÚDE INFANTIL NO BRASIL: NÍVEIS E DISPARIDADES REGIONAIS

Aproximadamente 400 mil pessoas em quase 100 mil domicílios fizeram parte da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios em 2008 (PNAD, 2008), ano em que foi realizado um questionário do suplemento sobre saúde que consta com informações como a incidência de dias doente de cama, dias de atividades restritas e de vômito ou diarreia, nas duas semanas anteriores à entrevista. Nessa mesma pesquisa, os pais ou responsáveis classificaram o estado da saúde da criança em uma escala variando de 1 a 5. No qual, 1 indica saúde muito boa até 5, saúde muito ruim. Assim, de acordo com a classificação de saúde indicada pelos pais, crianças com saúde boa possuem ranking 1 e 2, e, com saúde ruim, 3, 4 e 5. Desta maneira, a variável dependente tornou-se binária, 0 para criança com boa saúde e 1 para crianças não saudáveis. Estas variáveis formam o conjunto das variáveis a serem explicadas.

Para estas variáveis, utilizaram-se os dados referentes ao indivíduo. Inicialmente foi considerado na regressão o logaritmo da renda per capita. Nas regressões posteriores, foram utilizados controles como raça, sexo, idade. Reis e Crespo (2009), Case et al. (2002) e Currie e Stabile (2003) apontam que outras viáveis explicativas como o número de componentes familiar, saúde da mãe, nível de educação e idade dos pais e dummies para crianças residentes no domicílio também são importantes para a determinação da saúde infantil

Dos dados da PNAD, foram utilizadas informações sobre crianças com idade entre 6 meses e 9 anos. Crespo e Reis (2008) argumentam que se deve usar uma restrição para crianças de 9 anos ou menos. Isto se deve possivelmente ao problema de dupla causalidade entre saúde e renda. Entretanto, eles

destacam que a proporção de crianças participando do mercado de trabalho é muito baixa<sup>1</sup>. No total, foram utilizados dados de cerca de 20 mil crianças das regiões metropolitanas dos estados brasileiros neste estudo, com a intenção de homogeneizar a amostra.

Nesta parte serão apresentados os dados iniciais referentes à saúde infantil. Na Tabela 1 são apresentadas estatísticas descritivas sobre as crianças nas amostras da PNAD. A Tabela 1 compara as variáveis utilizadas para explicar a saúde infantil em relação às regiões metropolitanas com o restante do País.

Tabela 1 - Estatística comparativa das Regiões Metropolitanas e do Brasil

	Região Metropolitana	Brasil
<b>Variáveis Pessoais</b>		
Idade Média (meses)	57,34 (34,61)	57,02 (34,56)
Renda Domiciliar <i>per capita</i> (R\$)	455,69 (751,76)	360,21 (584,83)
Branco (%)	47,19 (49,92)	44,04 (49,64)
Meninos (%)	50,93 (49,99)	51,03 (49,99)
<b>Variáveis da Família</b>		
Número de componentes (médio) por Família	4,18 (1,41)	4,38 (1,57)
Média de anos de educação da mãe	9,16 (4,37)	8,02 (4,63)
Média de anos de educação do pai	9,18 (4,33)	7,63 (4,62)
Idade média da mãe (meses)	529,82 (183,50)	516,71 (187,70)
Idade média do pai (meses)	536,12 (176,01)	536,77 (181,53)
Mãe com saúde regular, ruim ou muito ruim (%)	21,12 (40,82)	23,45 (42,37)
<b>Variáveis de Saúde</b>		
Saúde regular, ruim ou muito ruim (%)	8,50 (27,89)	9,40 (29,19)
Atividade restrita (%)	8,40 (27,73)	8,53 (27,92)
Doente de cama (%)	3,90 (19,37)	3,76 (19,03)
Vômito ou diarreia (%)	0,85 (9,16)	1,31 (11,37)
<b>Total</b>	<b>18.726</b>	<b>60.539</b>

Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

Nota: Os desvios padrões estão entre parênteses.

<sup>1</sup> De acordo com Crespo e Reis (2008), aproximadamente 1% das crianças entre 5 e 9 anos declaram que trabalhavam em 2008.

A renda domiciliar per capita da PNAD de 2008 nas regiões metropolitanas foi R\$ 455,69, aproximadamente 10% maior que salário mínimo da época<sup>2</sup>. A porcentagem de mulheres na amostra ficou em torno de 50% e segue o mesmo padrão para o restante da amostra. A proporção de não brancos na amostra é maior e confirma uma tendência já proposta por Crespo e Reis (2008). O número médio de componentes por família foi 4,18. O número médio dos anos de estudos dos pais ficou em torno de 9 anos. A idade média não se altera muito para os pais das crianças. As mães tiveram idade média de 529,82 meses ou 44,15 anos e os pais de 536,12 ou 44,67.

Quando comparado ao resto do país, a idade média não mudou muito, pois na amostra só há crianças menores de 9 anos. A renda domiciliar per capita para as crianças de todo o Brasil foi sensivelmente menor, R\$ 360,21. A porcentagem de meninos brancos também ficou um pouco menor, seguindo a mesma tendência descrita por Reis e Crespo (2009). O número de componentes da família não se alterou significativamente. Entretanto, a educação dos pais caiu consideravelmente. O número médio dos anos de estudo da mãe foi 8,02 e do pai foi 7,63, frente à média de 9 anos de estudo para as regiões metropolitanas. A idade da mãe também caiu 12 meses e ficou em 516 meses ou 43 anos. Enquanto que a idade do pai se manteve praticamente constante em 44 anos.

Para todas as crianças brasileiras, o percentual considerado não saudável ficou em 9,40%, frente aos 8,50% quando considerada somente as regiões metropolitanas. Analogamente, 8,53% de todas as crianças do Brasil apresentaram alguma restrição em relação às suas atividades habituais contra 8,40% nas regiões metropolitanas. Para a variável doente de cama, 3,90% das crianças da amostra para as regiões metropolitanas apresentaram-se acamadas e 3,76% para todo o Brasil. Diarreia ou vômito ficou com o menor percentual com 1,31% para as crianças brasileiras e 0,85% para as regiões metropolitanas.

De acordo com os dados na PNAD 2008, a Tabela 2 mostra o percentual de crianças não saudáveis nas regiões metropolitanas brasileiras, assim como a proporção de doentes de cama, atividade restrita e vômito ou diarreia. É importante destacar, que estas variáveis não são excludentes, ou

seja, uma mesma criança pode ser reportada como não saudável e apresentar quadro clínico de vômito e atividade restrita, por exemplo.

No sentido de evidenciar as disparidades regionais de saúde no Brasil, a Tabela 2 demonstra a porcentagem de crianças com saúde reportada considerada ruim por região metropolitana brasileira. A região metropolitana que demonstrou a pior saúde reportada foi Belém com 14,83%. Em contrapartida, Belo Horizonte ficou com a melhor média 5,23%. Novamente a região metropolitana do Pará apresentou pior média em relação a crianças que eram doentes de cama, com 6,40%, a melhor foi Porto Alegre com 2,79%. Desta vez, Fortaleza possui a pior média de crianças com alguma restrição a atividades diárias enquanto Porto Alegre teve a melhor colocação com apenas 6,04%. Curitiba apresentou a maior porcentagem de crianças com diarreia e vômito com 1,54% e São Paulo, novamente, apresentou a melhor média no Brasil, com 0,61%.

Tabela 2 - Saúde infantil das Regiões Metropolitanas – Percentual de crianças em 2008

	PNAD			
	Saúde Reportada como não Saudável (%)	Doente de cama (%)	Atividade Restrita (%)	Vômito ou Diarreia (%)
Belém	14,83	6,40	11,10	0,99
Fortaleza	10,79	4,71	11,59	0,66
Recife	10,43	4,24	8,74	1,08
Salvador	11,33	3,57	8,66	0,76
Belo Horizonte	5,23	3,82	8,47	0,88
Rio de Janeiro	6,15	3,55	7,29	0,77
São Paulo	5,60	2,86	6,45	0,61
Curitiba	6,58	4,11	9,04	1,54
Porto Alegre	5,76	2,79	6,04	0,79
Distrito federal	7,89	3,54	7,22	0,80
Relação pior/melhor	2,84	2,29	1,92	2,52
<b>Total</b>	<b>8,50%</b>	<b>3,90%</b>	<b>8,40%</b>	<b>0,85%</b>

Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

Curitiba ter apresentado a pior média de vômito ou diarreia mostrou-se um pouco duvidoso. Muito possivelmente há algum tipo de subestimação nas regiões metropolitanas mais pobres, o que torna esta variável pouco confiável. Inclusive essa é outra importante discussão, qual seria a variável (índice) perfeita para saúde infantil? Isto foge do escopo do texto. Desta maneira, a variável binária, saúde infantil boa ou ruim, será utilizada como proxy da saúde infantil, mesmo sabendo que ela

<sup>2</sup> O salário mínimo vigente no Brasil em 2008 era de R\$ 415,00.

pode ter alguns erros de reportagem. Então, para a decomposição de Fairlie, a região metropolitana de São Paulo, por apresentar os melhores índices de saúde, e Belém, por ter as piores médias de saúde reportada, assim, estas RMs foram selecionadas para realizar a decomposição.

Com a intenção de apresentar as características pessoais das crianças nas regiões metropolitanas, a Tabela 3 mostra a idade média das crianças juntamente com sua renda domiciliar *per capita*. A região metropolitana com menor renda registrada foi Recife com R\$ 303,55 enquanto, Brasília teve a melhor média com R\$ 788, 58. Uma medida importante para a desigualdade é o índice que mede a razão entre a região metropolitana com a maior média e menor média de cada variável independente, assim, o índice de desigual-

dade (relação menor/maior) demonstra que há uma disparidade dessas variáveis entre as regiões analisadas. A região Sul do país possui o maior número de brancos por habitante com 79% e 78% para Curitiba e Porto Alegre, respectivamente. Salvador teve o maior percentual de não brancos de toda a amostra com 83,67%. Há um equilíbrio em relação ao sexo das crianças. Nenhuma região se destacou com alguma discrepância, vide o índice de desigualdade perto de 1. A maior quantidade de meninos fora registrado em Recife com 53,38% das crianças com sexo masculino e São Paulo com a menor, com 48,08%. Com quase 19 mil crianças na amostra, a região com maior número de crianças é São Paulo, seguido de Recife. Curitiba apresentou o menor número, com apenas 973 crianças.

Tabela 3 – Características pessoais das crianças nas Regiões Metropolitanas – 2008

Região metropolitana	Idade média em meses	Renda (R\$)	Percentual de brancos	Percentual de meninos	Número de crianças por RM
Belém	57,22	343,76	30,76%	50,70%	1.720
Fortaleza	55,82	321,55	39,65%	52,20%	2.270
Recife	57,98	303,77	40,48%	53,38%	2.310
Salvador	55,79	387,48	16,33%	51,59%	2.101
Belo Horizonte	58,08	473,47	43,39%	50,09%	1.701
Rio de Janeiro	58,13	486,87	52,37%	51,28%	2.196
São Paulo	58,44	517,74	58,25%	48,08%	2.448
Curitiba	57,46	643,50	79,34%	50,67%	973
Porto Alegre	57,60	487,73	77,87%	51,32%	2.151
Distrito federal	56,77	788,59	44,79%	49,26%	1.496
<b>Relação menor/maior</b>	<b>0,95</b>	<b>0,39</b>	<b>0,21</b>	<b>0,90</b>	<b>0,40</b>
<b>Média</b>	<b>57,34</b>	<b>R\$ 455,69</b>	<b>47,19%</b>	<b>50,93%</b>	<b>19.366</b>

Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

A Tabela 4 apresenta uma série de variáveis que estão relacionadas com a saúde infantil. Santos, Tejada e Ewerling (2012) evidenciaram a importância destas variáveis como determinantes da saúde de uma criança. Desta forma, a Tabela 4 tenta elucidar a relação das características familiares das crianças nas regiões metropolitanas.

De acordo com a Tabela 4, a região metropolitana do Distrito Federal demonstrou o maior nível de educação dos pais com 10,41 e 10,16 anos de estudos para mães e pais, respectivamente. Recife apresentou a pior média de anos de estudo para as mães, com 8,63, e Fortaleza para os pais, com 8,62 anos de estudos. Belém demonstrou a menor

idade média materna, com 500,14 meses ou 41,67 anos. As mães mais velhas se encontram no Rio de Janeiro, com 577,96 meses ou 48,16 anos. Os pais com menor idade foram encontrados em Salvador, com 514, 04 meses ou 42,84 anos, e novamente no Rio de Janeiro fora encontrada a maior média de idade com 580,73 meses ou 48,39 anos. Salvador apresentou a maior média de mães consideradas não saudáveis, com 23,70%, enquanto Belo Horizonte apareceu com a melhor média, com apenas 16,81% das mães consideradas como não saudável. O menor número de componentes familiares se deu em Salvador com 3,97 e o maior em Recife com 4,31.

Tabela 4 – Características familiares e domiciliares para as Regiões Metropolitanas - 2008

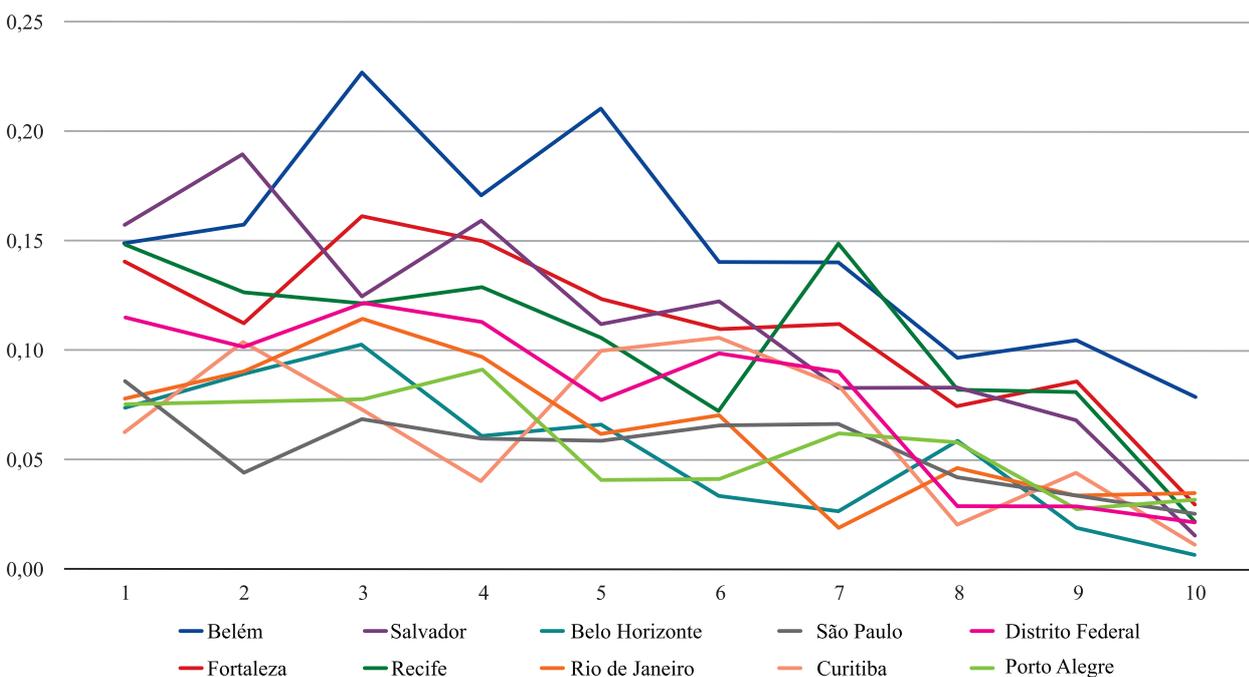
Região Metropolitana	Educação da mãe (anos)	Educação do pai (anos)	Idade Média da mãe (meses)	Idade Média do pai (meses)	Mãe com saúde regular, ruim ou muito ruim (%)	Número de componentes (médio) por Família
Belém	9,47	9,03	500,14	514,16	24,42	4,23
Fortaleza	8,69	8,62	509,64	519,87	22,42	4,21
Recife	8,63	8,92	527,81	539,41	26,54	4,31
Salvador	9,26	9,31	512,38	514,04	23,70	3,97
Belo Horizonte	8,83	8,90	533,11	534,99	16,81	4,16
Rio de Janeiro	9,11	9,25	577,96	580,73	20,13	4,17
São Paulo	9,20	9,28	538,56	547,30	18,42	4,23
Curitiba	9,60	9,78	517,86	523,86	19,94	4,21
Porto Alegre	9,11	9,15	550,13	542,59	18,69	4,13
Distrito federal	10,41	10,16	512,02	528,09	18,38	4,15
<b>Relação menor/maior</b>	0,83	0,85	0,87	0,89	0,63	0,92
<b>Média</b>	9,16	9,18	529,82	536,12	40,82	4,18

Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

O próximo passo é verificar a relação entre saúde infantil e renda. Para isso, no Gráfico 1, será demonstrada a porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda. Assim, o gráfico abaixo mostra o comportamento da saúde infantil com o aumento da renda. Para isso, foi feito decis da renda e plotado o percentual de crianças doentes para

cada faixa de renda. Apesar de existirem alguns picos nos decis intermediários, o Gráfico 1 demonstra que há uma tendência clara e generalizada de queda no percentual de crianças doentes para faixas mais altas de renda para as regiões metropolitanas brasileiras, evidenciando o papel da renda maior na melhora de saúde infantil.

Gráfico 1 – Porcentagem de crianças não saudáveis por decis de renda



Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

### 3 CONDICIONANTES DAS DESIGUALDADES REGIONAIS NA SAÚDE INFANTIL: ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para o primeiro ponto foram utilizados os efeitos marginais do modelo Probit. Além de analisar a influência da renda para a saúde infantil, também foram introduzidas nos modelos variáveis pessoais (idade média, sexo, raça), familiares (Número de componentes na família, Educação e Idade do Pai e da Mãe, Saúde da Mãe), domiciliares (Domicílio com crianças menores de 4 anos, com crianças de 5 a 10 anos e com crianças de 11 a 14 anos) e regionais (*Dummy* para cada Região Metropolitana) com a intenção de eliminar as influências dessas variáveis no modelo. De acordo com Santos, Tejada e Ewerling (2012), Reis e Crespo (2009), Case et al. (2002) e Currie e Stabile (2003) essas variáveis são fundamentais como determinantes da saúde infantil.

A técnica de decomposição Blinder-Oaxaca é especialmente útil para identificar e quantificar as contribuições separadas de diferenças entre os grupos em características mensuráveis, tais como educação, experiência, estado civil, situação geográfica, diferenças raciais e de sexo nos resultados. A técnica é fácil aplicar e só exige estimativas dos coeficientes de regressão linear para o desfecho de interesse e médias amostrais das variáveis independentes utilizadas nas regressões. Entretanto, surge um problema se o resultado for binário, como o emprego, frequência na universidade, gravidez na adolescência ou saúde infantil, ou seja, se os coeficientes são de um modelo Logit ou Probit. As estimativas desses coeficientes não podem ser usadas diretamente seguindo o padrão de decomposição Blinder-Oaxaca.

Para tentar explicar a contribuição das desigualdades regionais de renda para as disparidades na saúde infantil foi utilizado um método relativamente simples para realizar uma decomposição que utiliza estimativas de um modelo Logit ou Probit. Esta técnica foi descrita pela primeira vez na análise feita por Fairlie (1999) sobre as causas das diferenças nas taxas de desemprego entre brancos e negros. A técnica de decomposição não linear descrita abaixo pode ser útil para identificar as razões das diferenças regionais na saúde infantil

Para uma regressão linear padrão, utiliza-se a decomposição Blinder-Oaxaca no qual a diferen-

ça dos valores médios da variável dependente,  $Y$ , pode ser expressa por:

$$\bar{Y}^{ms} - \bar{Y}^{ps} = [(\bar{X}^{ms} - \bar{X}^{ps})\hat{\beta}^{ms}] + [\bar{X}^{ps}(\hat{\beta}^{ms} - \hat{\beta}^{ps})] \quad (1)$$

No qual  $\bar{X}^j$  é o vetor dos valores médios das variáveis independentes  $\beta^j$  e é o vetor dos coeficientes estimados para a região  $j$ . E o sobrescrito  $ms$  representa melhor saúde e  $ps$  pior saúde. Seguindo Fairlie (1999), a decomposição de uma equação não linear, como por exemplo  $Y=F(\bar{X}\hat{\beta})$  pode ser escrita como:

$$\bar{Y}^{ms} - \bar{Y}^{ps} = \left[ \sum_{i=1}^{N^{ms}} \frac{F(X_i^{ms}\hat{\beta}^{ms})}{N^{ms}} - \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps}\hat{\beta}^{ms})}{N^{ps}} \right] + \left[ \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps}\hat{\beta}^{ms})}{N^{ps}} - \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps}\hat{\beta}^{ps})}{N^{ps}} \right] \quad (2)$$

No qual  $N^j$  é o tamanho da amostra para a região  $j$ . Esta expressão alternativa para a decomposição é usada porque  $\bar{Y}$  não é necessariamente igual a  $F(\bar{X}\hat{\beta})$  (FAIRLIE, 2003). Tanto na equação (1) quanto na (2), o primeiro termo dentro dos parênteses representa parte da diferença regional que é devido às diferenças entre os grupos nas distribuições de  $X$  e o segundo termo representa a parte das diferenças nos processos grupais de determinação dos níveis de  $Y$ . O segundo termo também captura a parcela da diferença de saúde devido às diferenças dentro do grupo por variáveis imensuráveis ou não observadas.

Para calcular a decomposição, define-se  $\bar{Y}^j$  como a probabilidade média de retorno de uma variável binária para a região  $j$  e  $F$  como função de distribuição cumulativa de uma distribuição logística<sup>3</sup>. Por outro lado, para um modelo Probit  $F$  seria definida como a função de distribuição cumulativa da distribuição normal padrão.

Uma expressão igualmente válida para a decomposição é:

$$\bar{Y}^{ms} - \bar{Y}^{ps} = \left[ \sum_{i=1}^{N^{ms}} \frac{F(X_i^{ms}\hat{\beta}^{ps})}{N^{ms}} - \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps}\hat{\beta}^{ps})}{N^{ps}} \right] +$$

3 Uma propriedade útil da regressão logit que inclui um termo constante é que a média das probabilidades previstas devem ser iguais à proporção de uns na amostra. Em contraste, probabilidade prevista avaliados no meio das variáveis independentes não é necessariamente igual à proporção de uns e na amostra utilizada abaixo é maior porque a função Logit é côncava para valores superiores a 0,5.

$$\left[ \sum_{i=1}^{N^{ms}} \frac{F(X_i^{ms} \hat{\beta}^{ms})}{N^{ms}} + \sum_{i=1}^{N^{ps}} \frac{F(X_i^{ps} \hat{\beta}^{ps})}{N^{ps}} \right] \quad (3)$$

Neste caso, as estimativas dos coeficientes da saúde para regiões piores,  $\beta^{ps}$ , são usadas como pesos para o primeiro termo na decomposição e as distribuições das regiões com melhores níveis de saúde,  $\beta^{ms}$ , são usadas como pesos para o segundo termo. Este método alternativo de cálculo da decomposição fornece estimativas muitas vezes diferentes. Isto é um problema similar à decomposição de Blinder-Oaxaca (FAIRLIE, 2003). Finalmente, a escolha entre esses métodos alternativos de cálculo do primeiro termo da decomposição é difícil e depende da aplicação de muitos estudos relatando casos diferentes para mais de uma especificação.

O lado direito das equações (2) e (3) fornece estimativas das diferenças das contribuições das regiões metropolitanas de todo o conjunto de variáveis independentes para a discrepância entre os diferentes níveis de saúde infantil. A estimação do total de contribuição é relativamente simples e só depende do cálculo do conjunto de duas probabilidades preditas e da diferença entre as médias desses dois valores. Entretanto, identificar a contribuição das diferenças entre os grupos em variáveis explicativas para a saúde infantil não é tão simples. Para simplificar, parte-se da hipótese que  $N^{ms} + N^{ps}$  e existe uma correspondência natural de um para um para as observações de saúde. Usando estimativas dos coeficientes de uma regressão Logit para uma amostra conjunta (*pooled*),  $\beta^*$ , a contribuição independente do  $X_1$  para as diferenças regionais de saúde infantil pode ser expressa por:

$$\frac{1}{N^{ps}} \sum_{i=1}^{N^{ps}} F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ms} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ms} \hat{\beta}_2^*) - F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ps} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ps} \hat{\beta}_2^*) \quad (4)$$

Analogamente, a contribuição de  $X_2$  pode ser expressa por:

$$\frac{1}{N^{ps}} \sum_{i=1}^{N^{ps}} F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ps} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ms} \hat{\beta}_2^*) - F(\hat{\alpha}^* + X_{1i}^{ps} \hat{\beta}_1^* + X_{2i}^{ps} \hat{\beta}_2^*) \quad (5)$$

A contribuição de cada variável para a diferença de saúde é igual à variação na probabilidade média prevista de substituir a distribuição do

estado com menor saúde com o de maior daquela variável mantendo as demais contribuições constantes<sup>4</sup>. Uma propriedade útil dessa técnica é que a soma das contribuições das variáveis individuais serão iguais ao total de contribuição de todas as variáveis utilizadas no total da amostra.

Entretanto, o tamanho das amostras dos dois grupos raramente são os mesmos e uma correspondência *one to one* das duas amostras é necessário para se calcular (4) e (5). Pode acontecer, por exemplo, da amostra das crianças com saúde boa da região metropolitana de São Paulo ser muito maior que de crianças com saúde ruim da região metropolitana do Pará. Para corrigir este problema, foram utilizados os coeficientes conjuntos (*pooled*) para calcular a probabilidade prevista,  $\hat{Y}_i$ , para cada pessoa da amostra conjunta. Em seguida, uma subamostra aleatória de crianças de saúde boa igual ao número total de crianças com saúde ruim  $N_{ps}$  é criada. Cada observação na subamostra de crianças com saúde boa e com saúde ruim é separada e ranqueada pela probabilidade prevista e combinado com seus respectivos rankings. Este procedimento corresponde a crianças com boa saúde que tem características como renda e educação, colocando-as na parte inferior (superior) da distribuição com crianças de menor saúde que tem as mesmas características, colocando-as na parte inferior (superior) da sua distribuição.

A decomposição estimada obtida a partir deste procedimento depende da randomização das subamostras das crianças com melhores níveis de saúde. Na teoria, os resultados da decomposição deveriam se aproximar dos resultados da combinação de toda a amostra de crianças com saúde boa com as crianças com condições ruins de saúde. Um simples método de aproximação desta decomposição hipotética é criar um grande número de subamostras aleatórias de crianças com saúde boa e ruim e calcular a decomposição separadamente. O valor médio das estimativas da decomposição separada é calculado para aproximar os resultados de toda a amostra de crianças com saúde boa.

Entretanto, há outro ponto importante a ser destacado, a ordenação das variáveis na decomposição. Fairlie<sup>5</sup> (2003) aconselha mudar a ordem das

4 Diferentemente do caso linear, a contribuição independente de e depende do valor de outra variável. Isto implica que a ordem de escolha das variáveis e é potencialmente importante para a diferença regional de saúde. Este tópico será discutido a seguir.

5 A técnica de decomposição Blinder-Oaxaca é amplamente

variáveis para confirmar a robustez dos resultados. Assim, por causa da não linearidade da equação de decomposição o resultado pode ser sensível à ordenação das variáveis (FAIRLIE, 2003). Os efeitos do reordenamento, no entanto, dependem da aplicação. A localização inicial na distribuição logística e a movimentação total ao longo da distribuição da mudança de distribuição de outras variáveis contribuem para o quão sensível os resultados serão modificados pela reordenação das variáveis.

#### 4 INFLUÊNCIA DA RENDA E DISPARIDADES REGIONAIS NA SAÚDE INFANTIL ENTRE AS RMS DO BRASIL: RESULTADOS

Nesta seção são apresentadas as estimativas para as influências das variáveis sobre a saúde infantil nas RMS do Brasil. A intenção é elucidar como as características pessoais, domiciliares, familiares e regionais afetam a saúde infantil e os determinantes destas características nas disparidades regionais na saúde infantil. O primeiro ponto será discutido na seção 4.1. Nela serão utilizados os efeitos marginais do modelo conhecido como Probit e que já foram descritos na seção anterior. Os efeitos marginais indicam, eliminando as influências das demais variáveis do modelo, uma maior ou menor probabilidade da criança ter uma saúde melhor ou pior.

A seção 4.2 tenta explicar como essas características das crianças afetam a disparidade regional de saúde. Para isso, foi utilizada a técnica de decomposição para modelos não lineares conhecidos como decomposição de Fairlie. Os coeficientes das regressões demonstrados nas tabelas seguintes explicam como as características das crianças, no modelo, afetam essa diferença.

---

utilizada para identificar e quantificar as contribuições separadas de diferentes grupos em características mensuráveis, tais como educação, experiência, estado civil e diferenças geográficas para as diferenças raciais ou regionais. Assim, Fairlie (2003) descreve um método relativamente simples de realizar esta decomposição com estimativas de um modelo logit ou probit. Expandindo a aplicação original da técnica em Fairlie (1999), Fairlie (2003) fornece uma discussão mais completa sobre como aplicar esta técnica, com uma análise da sensibilidade das estimativas de decomposição de diferentes parâmetros e o cálculo de erros padrão.

#### 4.1 Renda Familiar, características pessoais e familiares e saúde infantil

A Tabela 5, a seguir, apresenta os resultados para as regressões, considerando a saúde infantil e suas variáveis independentes. A variável saúde reportada na PNAD originalmente foi organizada da seguinte forma: 1 para saúde da criança considerada muito boa, 2 para boa, 3 para regular, 4 para ruim e 5 para muito ruim. Esta variável foi transformada em binária, no qual 3, 4 e 5 passaram a ser 1, indicando agora um índice para medir a saúde da criança.

Na primeira coluna foi colocada somente a variável do log da renda domiciliar *per capita*, tentando captar somente o efeito dessa variável na saúde infantil. Posteriormente, foram adicionadas as características pessoais das crianças, seguido das características familiares/domiciliares e da região metropolitana na qual essa criança reside. Tais conjuntos adicionais de variáveis têm dois objetivos. Primeiro, verificar em que medida a influência da renda se mantém com a inclusão das mesmas. E segundo, verificar a existência de disparidades regionais depois de controlar as influências da renda e das demais características pessoais da criança, da sua família e domicílio.

Na primeira coluna foi utilizada somente o log da renda domiciliar *per capita*. O resultado indica que, com o aumento de 1% da renda domiciliar, a criança tem probabilidade de -3,58% de se encontrar na categoria “doente”. O resultado corrobora a literatura no qual criança com maiores faixas de renda tendem a ter saúde melhor (REIS; CRESPO, 2009).

A saúde das crianças deve ser influenciada também por diversos outros fatores – possivelmente correlacionados com a renda domiciliar – não incluídos na análise até agora. Os resultados apresentados a seguir procuram considerar os efeitos de alguns desses outros fatores e suas implicações para a relação entre renda domiciliar e saúde infantil.

Tabela 5 – Determinantes da saúde infantil reportada nas Regiões Metropolitanas – 2008

	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i> )	-0,0358 (0,0021)***	-0,0326 (0,0022)***	-0,0355 (0,0023)***	-0,0321 (0,0023)***
Idade média (meses)		-0,0002 (0,0001)***	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Homem		0,0100 (0,0042)**	0,0106 (0,0042)**	0,0103 (0,0041)**
Branco		-0,0241 (0,0044)***	-0,0236 (0,0043)***	-0,0158 (0,0046)***
Número de componentes na família			-0,0080 (0,0015)***	-0,0072 (0,0015)***
Educação do pai			-0,0001 (0,0005)	-0,0001 (0,0005)
Educação da mãe			-0,0002 (0,0005)	-0,0003 (0,0005)
Idade do pai			-0,00002 (0,0000)*	0,0000 (0,0000)
Idade da mãe			0,0000 (0,0000)	0,0001 (0,0000)
Saúde da mãe			0,0038 (0,0027)	0,0013 (0,0027)
Domicílio com crianças menores de 4 anos			0,0068 (0,0054)	0,0041 (0,0054)
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos			0,0011 (0,0061)	-0,0011 (0,0061)
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos			0,0066 (0,0044)	0,0047 (0,0043)
Fortaleza				-0,0227 (0,0067)***
Recife				-0,0293 (0,0064)***
Salvador				-0,0235 (0,0086)***
Belo Horizonte				-0,0517 (0,0055)***
Rio de Janeiro				-0,0474 (0,0057)***
São Paulo				-0,0478 (0,0057)***
Curitiba				-0,0370 (0,0078)***
Porto Alegre				-0,0458 (0,0060)***
Distrito Federal				-0,0275 (0,0074)***
Pseudo R2	0,0253	0,0296	0,0333	0,0420
Teste de x2	273,95	311,04	344,28	427,05
Observações	16.827	16.827	16.825	16.825

Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

Notas:

- (1) Probit somente com o log da renda domiciliar per capita.
- (2) Probit com a renda domiciliar per capita e as características individuais das crianças.
- (3) Probit com a renda domiciliar per capita, as características individuais, familiares e domiciliares das crianças.
- (4) Probit com a renda domiciliar per capita, as características individuais, familiares, domiciliares e das regiões metropolitanas das crianças. Para todas as regressões são demonstrados os efeitos marginais.

Os erros padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Belém foi omitido por causa de colinearidade.

\* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%.

\*\* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e

\*\*\* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.

A segunda coluna aborda também as características individuais das crianças. A renda domiciliar per capita mostrou-se também significativa a 1%, indicando que o aumento de 1% da renda faz com que a criança tenha uma probabilidade de -3,26% de estar na categoria não saudável. As características individuais também se mostraram significantes. O sinal negativo na idade média reflete que crianças mais velhas tendem a ter melhores condições de saúde (CASE; LUBOTSKY; PAXSON, 2002) com probabilidade de -0,02%, ou seja, um mês a mais de vida implica redução de 0,02% na probabilidade da criança ser considerada não saudável. A criança ser do sexo masculino implica uma redução de cerca de 1% na probabilidade de estar com má saúde. Por sua vez, ser da raça branca implica redução de 2,4% na chance da criança estar com a saúde debilitada.

A introdução das características domiciliares e familiares não alterou a influência da renda na saúde infantil. A coluna três demonstra novamente que o aumento da renda em 1% leva a uma probabilidade de -3,55% de a criança ser considerada não saudável e significativa a 1%. Desta vez, a idade média não foi significativa, mas seu sinal negativo reforça a ideia de crianças mais velhas terem menor probabilidade de serem consideradas doentes. Novamente, meninos apresentaram maiores chances de serem considerados doentes em relação às meninas com 1,06% de chance ao nível de 5% de significância. Crianças brancas também têm probabilidade de -2,36% de serem consideradas doentes ao nível de significância de 5%.

Número de componentes familiares foi a variável explicativa do grupo de características familiares/domiciliares com maior significância estatística, 1%. Uma pessoa a mais no domicílio implica redução de 0,8% de chance de a criança ser considerada doente. Este resultado é contra intuitivo, pois se espera que crianças com maiores rendas tenham uma família menor. Entretanto, na regressão feita acima, como fora eliminado a influência da renda, então se conclui que para uma família decidir ter mais uma criança, ela deverá estar bem estruturada, corroborando a ideia de que a próxima criança dessa família receba melhores condições de saúde do que a criança anterior.

A influência da idade do pai foi significativa a 10% com valor de -0,02%, o que traz a noção de que se a criança possui pai mais velho ela tem menor

chance de ser considerada não saudável. As demais variáveis não foram significantes, mas vale a pena destacar que o sinal negativo da idade da mãe e da educação dos pais reforça a ideia de quanto mais velha for a mãe e mais educados os pais, menor a chance da criança ser considerada doente (CASE; LEE; PAXSON, 2007).

É interessante notar que a introdução das dummies de região metropolitana não alterou significativamente os efeitos das demais variáveis analisadas até agora. O efeito da renda domiciliar per capita continuou significativa a 1% e com o valor de -3,2%, reforçando a ideia de que crianças de famílias com maiores rendas possuem menores probabilidades de serem consideradas doentes. Novamente, meninos possuem maior chance de ficarem doentes com 1,03% de chance em relação às meninas, com significância estatística a 5%. Enquanto crianças brancas têm uma chance de 1,58% menor de serem consideradas doentes em relação às demais raças.

A influência do número de componentes familiares mostrou-se novamente significativa a 1%, com -0,72% de chance menor de a criança ser considerada não saudável com a introdução de mais um membro familiar. Isto reforça a noção proposta anteriormente que as famílias só decidem ter filhos novamente se conseguirem oferecer melhores condições de saúde a essas crianças. As demais variáveis de núcleo familiar/domiciliar não se mostraram significativas.

Belém foi tomada como referência na amostra por causa da colinearidade com as demais dummies das regiões metropolitanas e por ser a região que apresenta a menor média de saúde para os quatro índices utilizados neste trabalho. Desta maneira, os efeitos marginais demonstrados acima foram todos significantes a 1% e com sinal negativo. Isto demonstra que todas as demais regiões metropolitanas brasileiras possuem maior probabilidade de suas crianças serem consideradas saudáveis em relação à Belém.

O maior destaque fica com a região metropolitana de Belo Horizonte. Crianças dessa região têm probabilidade de -5% na chance de ser considerada doente em relação à região metropolitana de Belém. As demais regiões do Sul e Sudeste brasileiro também tiveram bons resultados. Quase o dobro de chance de a criança ser considerada saudável em relação às demais regiões metropolitanas do Norte e Nordeste brasileiro.

## 4.2 Determinantes para as disparidades regionais de saúde infantil no Brasil

A decomposição de Fairlie permite obter uma decomposição não linear de uma variável binária e foi proposta inicialmente por Fairlie (1999). Isto é, a decomposição de Fairlie calcula a diferença das variáveis dependentes de saúde infantil entre os dois grupos em função das disparidades entre eles com respeito às supostas variáveis explicativas e de efeitos nas variáveis não observadas. Além disso, a decomposição de Fairlie estima as contribuições separadas para variáveis independentes individualmente.

A técnica de decomposição envolve a combinação *one to one* de casos entre os dois grupos. Para isso, os dois grupos escolhidos são formados por duas regiões metropolitanas. São Paulo foi escolhida como a região com melhor média de saúde infantil para as quatro variáveis dependentes utilizadas neste trabalho (saúde reportada). Em contrapartida, Belém apresentou os piores índices, na média, para saúde infantil, tornando-se o outro grupo a ser analisado. Como esses dois grupos possuem tamanhos diferentes, uma amostra é desenhada para o grupo maior (SP). Então, os resultados dependem dessa amostra específica.

As contribuições separadas das variáveis independentes ou do grupo de variáveis independentes podem ser sensíveis à ordenação das variáveis. Por isso foi utilizada a opção de randomização da ordem das variáveis, aproximando todos os resultados possíveis de uma ordenação, conforme sugerido por Fairlie (2003).

Com a intenção de analisar as discrepâncias regionais na saúde infantil, a Tabela 6 mostra a decomposição de Fairlie para as regiões metropolitanas de São Paulo e Belém. A primeira e a segunda coluna trazem a contribuição das variáveis do terceiro modelo da Tabela 5 para as diferenças de probabilidade de crianças com má saúde, respectivamente, utilizando os coeficientes de Belém e São Paulo. A terceira coluna é feita com o conjunto, *pooled*, das duas regiões. A quarta coluna traz um componente de randomização da ordenação das variáveis e é uma forma de ter garantia de que a decomposição não perde efeito por causa da ordenação das variáveis independentes.

Tabela 6 – Determinante das desigualdades regionais para saúde infantil reportada - 2008

	Belém	São Paulo	Conjunto	Ordem Reversa
Ln (renda domiciliar <i>per capita</i> )	0,0061 (0,0023)***	0,0119 (0,0037)***	0,0133 (0,0030)***	0,0152 (0,0036)***
	58,30%	53,75%	60,92%	69,59%
Idade média (meses)	-0,0011 (0,0019)	0,0034 (0,0023)	0,0018 (0,0018)	0,0017 (0,0020)
	-10,47%	15,52%	8,08%	7,71%
Sexo	0,0003 (0,0003)	0,0007 (0,0006)	0,0008 (0,0006)	0,0005 (0,0005)
	3,10%	2,95%	3,74%	2,38%
Raça	0,0025 (0,0024)	-0,0008 (0,0003)	0,0017 (0,0034)	0,0019 (0,0019)
	23,94%	-3,66%	7,98%	
Número de componentes na família	0,0018 (0,0011)	0,0005 (0,0004)	0,0015 (0,0008)*	0,0005 (0,0007)
	16,85%	2,39%	6,91%	2,32%
Educação do pai	0,0001 (0,0003)	-0,0001 (0,0021)	0,0001 (0,0003)	0,0001 (0,0004)
	1,16%	-0,27%	0,27%	0,39%
Educação da mãe	0,0005 (0,0004)	-0,0003 (0,0015)	0,0000 (0,0003)	0,0000 (0,0004)
	5,17%	-1,20%	-0,11%	-0,14%
Idade do pai	-0,0001 (0,0012)	0,0040 (0,0021)*	0,0022 (0,0016)	0,0019 (0,0014)
	-1,17%	18,04%	9,94%	8,50%
Idade da mãe	-0,0007 (0,0007)	-0,0001 (0,0015)	-0,0007 (0,0010)	-0,0008 (0,0013)
	-6,86%	-0,30%	-3,06%	-3,61%
Saúde da mãe	-0,0006 (0,0005)	0,0012 (0,0016)	-0,0002 (0,0010)	-0,0002 (0,0011)
	-6,22%	5,24%	-0,83%	-0,96%
Domicílio com crianças menores de 4 anos	-0,0004 (0,0013)	0,0016 (0,0023)	0,0004 (0,0016)	0,0004 (0,0017)
	-3,47%	7,29%	1,85%	2,04%
Domicílio com crianças de 5 a 10 anos	0,0000 (0,0002)	0,0001 (0,0004)	0,0002 (0,0004)	0,0000 (0,0004)
	0,23%	0,57%	0,70%	0,13%
Domicílio com crianças de 11 a 14 anos	0,0020 (0,0015)	-0,0002 (0,0012)	0,0008 (0,0012)	0,0007 (0,0011)
	19,32%	-1,06%	3,46%	3,19%
Incluindo todas as variáveis	11,76%	25,11%	24,66%	24,66%
Média SP	0,0571	0,0571	0,0571	0,0571
Média PA	0,1455	0,1455	0,1455	0,1455
Diferença	0,0884	0,0884	0,0884	0,0884
Total explicado	0,0104	0,0222	0,0218	0,0218
Observações SP	2120	2120	2120	2120
Observações PA	1622	1622	1622	1622
Observações Totais	3732	3732	3732	3732

Fonte: elaborado pelo autor com base na PNAD (2008).

Notas: Os erros padrão robustos são mostrados entre parênteses.

Ordem reversa é um teste no qual se verifica a importância da ordenação das variáveis na decomposição.

\* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 10%;

\*\* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 5%, e;

\*\*\* indica que o efeito marginal é significativo para o nível de 1%.

A média da saúde infantil da região metropolitana de São Paulo foi de 5,71% e de Belém foi de 14,55%. Desta maneira, a diferença ficou em 8,84%. A decomposição explicou entre 11% e 25% da discrepância regional na saúde infantil. É importante destacar o papel da renda domiciliar *per capita* como única variável com significância em relação às demais variáveis explicativas usadas na decomposição.

Os dados da primeira coluna referem-se a Belém. A inclusão de todas as variáveis explicou somente 11,76% dessa diferença encontrada. A renda domiciliar *per capita* apresentou como única variável com algum nível de significância, no caso, 1%. Todas as demais variáveis não apresentaram níveis de significância satisfatórios. Da diferença total de 0,0884, entre as médias de saúde infantil reportada, 0,0061 ou 58,30% do total explicado deve-se às disparidades na renda.

A segunda coluna apresenta a mesma estrutura da coluna anterior, mas apresenta os dados para a região metropolitana de São Paulo. O poder de explicação para o total da diferença foi de 25,11%. Deste total, a renda domiciliar *per capita*, com 1% de significância, explica 53,75% do total da desigualdade regional de saúde infantil. A idade do pai também se mostrou significativa, só que a 10%. O coeficiente de 0,004 explica aproximadamente 18% do total explicado dessa diferença. As demais variáveis não foram significantes.

A terceira coluna traz a decomposição conjunta, ou seja, obtida com os coeficientes do modelo *pooled* com as observações das duas regiões metropolitanas analisadas. O total explicado da diferença nessa regressão foi de 24,66%. Novamente, a renda mostrou-se significativa a 1% e seu coeficiente foi de 0,0133 e explica aproximadamente 60% do total das diferenças regionais de saúde infantil. O número de componentes familiares também se mostrou significativa a 10% e explica 6,91% da diferença.

A quarta e última coluna traz de novo a decomposição conjunta das duas regiões. Entretanto, foi feito um teste de ordenação para ter certeza que a ordem não importaria no resultado final. Ainda assim, o total explicado ficou igual ao anterior, 24,66% e a renda mostrou-se ainda mais importante. Com 1% de significância estatística, a renda domiciliar *per capita* explica 69,59% do total explicado desta diferença. Todas as demais variáveis não foram significantes.

Assim, de acordo com a decomposição de Fairlie realizada na Tabela 6, o poder explicativo geral do modelo, ficou entre 11% e 25% e ressalta o papel da renda domiciliar *per capita* para explicar como as discrepâncias regionais afetam a saúde infantil. Crianças com piores condições de renda e, por consequência, de saúde, tendem a levar essas características ao longo da sua vida, infligindo em uma menor condição de auferir renda no futuro. O poder explicativo, apesar de não muito alto, deve-se em parte ao fato das diferenças regionais na saúde infantil serem explicadas em sua maior parte por variáveis ambientais e, logo, não captadas nesta decomposição de Fairlie.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Muitos estudos na literatura econômica têm mostrado que a renda parece um importante determinante da saúde infantil, mesmo em países com oferta gratuita de serviços de saúde para a população. Desta maneira, a intenção deste trabalho foi investigar como variáveis pessoais, domiciliares e familiares, além da própria renda *per capita*, afetam a saúde infantil nas regiões metropolitanas brasileiras e se essas variáveis explicam as discrepâncias regionais na saúde infantil.

Na primeira seção dos resultados, é verificado como a renda domiciliar *per capita* está relacionada às condições de saúde das crianças no Brasil. Essa análise foi feita com base na PNAD 2008 e levando-se em conta uma série de fatores que podem influenciar simultaneamente a saúde das crianças, como a renda domiciliar, as características pessoais das crianças (idade, sexo e raça), características familiares e domiciliares, como a educação, a idade dos pais e saúde dos pais, o número de componentes familiares. Além da introdução de *dummies* de regiões para comparação entre as próprias regiões metropolitanas.

De acordo com os resultados estimados, crianças em domicílios mais pobres têm, em média, condições de saúde piores do que crianças mais ricas. Crianças brancas, mais velhas e do sexo feminino, também apresentam melhores condições de saúde em relação às demais, portanto, as disparidades de renda do Brasil refletem também as diferenças entre as condições de saúde de crianças pobres e ricas, mesmo quando outras características são levadas em consideração, como o comportamento dos pais e seus níveis de educação e saúde.

A renda demonstrou-se novamente importante para a determinação das disparidades regionais de saúde infantil. Para o caso de saúde reportada, o total da diferença explicada no modelo ficou em torno de 25% e renda explicou entre 53,7% e 69,59% dessa diferença. Muito possivelmente, o poder explicativo de somente 25% deve-se ao fato de que algumas variáveis ambientais não foram capturadas no modelo, como, por exemplo, a qualidade e estrutura da educação e da saúde nestas regiões metropolitanas.

Do ponto de vista das disparidades regionais, há duas implicações importantes do trabalho. Primeiramente, mesmo considerando as disparidades regionais de renda e de características dos domicílios e das famílias (o que inclui a escolaridade dos pais, por exemplo), não foi possível explicar mais do que 30% das disparidades regionais de saúde infantil. Isto indica que as diferenças regionais na quantidade e na qualidade de serviços de saúde disponíveis nas regiões metropolitanas do Brasil é, possivelmente, a principal responsável por estas disparidades na saúde infantil.

## REFERÊNCIAS

- ALVES, L. F. E.; ANDRADE, M. V. Impactos da saúde nos rendimentos individuais no Brasil. **Revista de Economia Aplicada**, v. 7, n. 2, p. 359-388, 2003.
- ALVES, D.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. **Economics & Human Biology**, v. 2, n. 3, p. 391-410, 2004.
- APOUEY, B.; GEOFFARD, P.-Y. Family income and child health in the UK. **Journal of health economics**, v. 32, n. 4, p. 715-727, 2013.
- CASE, A.; LEE, D.; PAXSON, C. The income gradient in children's health: a comment on currie, shields and wheatley price. **Journal of Health Economics**, v. 27, n. 3, p. 801-807, 2007.
- CASE, A.; LUBOTSKY, D.; PAXSON, C. Economic status and health in childhood: The origins of the gradient. **The American Economic Review**, v. 92, n. 5, p. 1.308-1.334, 2002.
- CASE, A.; PAXSON, C. Children's health and social mobility. **The Future of Children**, p. 151-173, 2006.
- DUNCAN, G. J.; CHASE-LANSDALE, L. P. (Ed.). **For better and for worse: Welfare reform and the well-being of children and families**. Russell Sage Foundation, 2002.
- CRESPO, A.; REIS, M. **Child health, household income and the local public provision of health care in Brazil**. Mimeo, 2008.
- CURRIE, J.; MORETTI, E. **Biology as destiny?** Short and long-run determinants of intergenerational transmission of birth weight. National Bureau of Economic Research, 2005.
- CURRIE, J.; STABILE, M. **Socioeconomic status and health: why is the relationship stronger for older children?** National Bureau of Economic Research, 2003.
- DEATON, A. S.; PAXSON, C. H. Aging and inequality in income and health. **The American Economic Review**, v. 88, n. 2, p. 248-253, 1998.
- DEATON, A. S.; PAXSON, C. Mortality, education, income, and inequality among American cohorts. In: **Themes in the Economics of Aging**. University of Chicago Press, 2001. p. 129-170.
- FAIRLIE, R. W. The absence of the African-American owned business: an analysis of the dynamics of self-employment. **Journal of Labor Economics**, v. 17, n. 1, p. 80-108, 1999.
- FAIRLIE, R. W. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models. **Journal of economic and social measurement**, v. 30, n. 4, p. 305-316, 2003.
- GOODE, A. et al. Family income and child health in China. **China Economic Review**, v. 29, p. 152-165, 2014.
- HOFFMANN, R. Pobreza e desnutrição de crianças no Brasil: diferenças regionais e entre áreas urbanas e rurais. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 299-315, 1998.
- KASSOUF, A. L. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 24, n. 2, p. 235-260, 1994.
- MACHADO, D. C. Efeitos da saúde na idade de entrada à escola. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 1, 2008.

NORONHA, J. Health research in Brazil: current challenges. **Research into action** (The Newsletter of the Council on Health Research for Development), v. 27, p. 5-6, 2002.

NORONHA, K.; FIGUEIREDO, L.; ANDRADE, M. V. Health and economic growth among the states of Brazil from 1991 to 2000. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 27, n. 2, p. 269-283, 2010.

REIS, M.; CRESPO, A. **O impacto da renda domiciliar sobre a saúde infantil no Brasil**. Texto para discussão n. ?? Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2009.

RIBEIRO, J. M.; DI GIOVANNI, G. Regulação e contratualização no setor saúde. In: **Brasil: radiografia da saúde**. Unicamp, 2001. p. 409-443.

SANTOS, A. M. A. dos; JACINTO, P. de A.; TEJADA, C. A. O. Causalidade entre renda e saúde: uma análise através da abordagem de dados em painel com os estados do Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 2, p. 229-261, 2012.

SANTOS, A. M. A. d.; TEJADA, C. A. O.; EWERLING, F. Os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 50, n. 3, p. 473-492, 2012.

SOARES, R. R. Mortality reductions, educational attainment, and fertility choice. **The American Economic Review**, v. 95, n. 3, p. 580-601, 2005.

# EFEITOS DO MERCADO DE TRABALHO E DA OFERTA DE EDUCAÇÃO SOBRE O ABANDONO ESCOLAR

## Effects of labor market and offer of education on school leaver

### Maria Micheliana da Costa Silva

Economista. Professora adjunta do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV). Doutora em Teoria Econômica pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP). maria.micheliana@usp.br

### Luciana de Oliveira Rodrigues

Analista de políticas públicas no Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará - Ipece. Mestre em Economia Rural pelo Mestrado Acadêmico em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (MAER/UFC). Irodrigues\_s@hotmail.com

### Helton Neves Canguçu Oliveira

Graduação em Ciências Sociais e em Economia. Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). cangucu@bol.com.br

**Resumo:** Este estudo pretende verificar como a oferta básica e superior, além de características do mercado de trabalho em municípios vizinhos, influenciam a taxa de abandono escolar, inserindo o fenômeno em um contexto espacial. Para tanto, recorre-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (Aede) e análise de regressão espacial para detectar o verdadeiro processo espacial dos dados, bem como possíveis externalidades espaciais. Para caracterizar o abandono escolar, considera-se a proporção de jovens entre 15 e 24 anos que cursaram até no máximo o Ensino Médio incompleto e que não frequentaram mais a escola. As variáveis utilizadas para explicar esse fenômeno foram obtidas por meio do Censo Demográfico (IBGE) e Censos da Educação Básica e Superior (INEP) de 2010. Constatou-se que a proximidade de municípios com oferta de ensino superior pode favorecer a continuidade dos jovens nos estudos. Observou-se também o impacto significativo das variáveis utilizadas como proxies atratividade do mercado de trabalho na fase adulta, sugerindo que um mercado de trabalho local mais exigente, incentiva a população jovem a continuar nos estudos, tendo em vista melhores oportunidades de emprego. Por outro lado, a entrada precoce no mercado de trabalho mostrou-se um entrave para o progresso nos estudos, uma vez que o aumento de 1 p.p. na proporção de jovens que trabalham aumenta em 0,4 p.p. a proporção de abandono no município. Assim, se o mercado local está absorvendo os jovens, antes que estes terminem a educação básica, pode-se haver efeitos prejudiciais à sua formação.

**Palavras-chave:** Abandono escolar; Mercado de trabalho; Dependência espacial.

**Abstract:** This study aims to analyze the supply of labor market characteristics and schools in neighboring municipalities influence to the continuity of studies of Northeast young people. Therefore, we apply the Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) and spatial regression analysis to detect the true spatial process data. To characterize the school dropout, we consider the proportion of young people between 15 and 24 years who were in the maximum incomplete high school and did not attend school. The variables used to explain this phenomenon relate to characteristics of family background, school and the labor market were obtained to the Census (IBGE) and Census of Education (INEP) of 2010. It was found that the proximity of municipalities with higher education provision may favor the continuity of young people in school. It was noted also the significant impact of the variables used as proxies attractiveness of the labor market in adulthood, suggesting that a more demanding local labor market, encourages young people to continue their studies with a view employment opportunities. On the other hand, if the market is absorbing young people before they finish basic education, have been harmful effects on their training.

**Keywords:** School leaver; Labor Market; Spatial dependence.

JEL: C21, I25, J24.

## 1 INTRODUÇÃO

Mesmo diante dos altos retornos privados da educação, no Brasil, o abandono escolar ainda é um entrave à elevação do nível da escolaridade (NERI, 2009). O processo de universalização da educação básica alcançou apenas o nível fundamental, sendo o acesso e a continuidade da população jovem, especialmente no ensino médio, um dos maiores desafios do sistema educacional brasileiro (HELFAND; PEREIRA; 2011). Tal realidade se reflete em índices de escolaridade média relativamente baixos. De acordo com informações divulgadas pela PNUD (Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento), para o ano de 2015, a escolaridade média alcançada pelos brasileiros estava em torno de 7,8 anos de estudos, enquanto que o esperado era de 15,2 anos, ficando abaixo de países como a Argentina (9,9 anos de estudos), Uruguai (8,6 anos de estudos) e México (8,6 anos de estudos) (PNUD, 2016).

Embora o Brasil tenha alcançado recentemente importantes avanços em relação à ampliação de acesso a todos os níveis e modalidades de ensino, os desafios ainda são muitos, sobretudo, na desigualdade educacional observada entre as regiões brasileiras, sendo a Região Nordeste a que apresenta os piores indicadores educacionais. Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto de Geografia e Estatística (IBGE, 2015), em 2015, 16,2% da população de 15 anos ou mais de idade ainda se encontravam na situação de analfabetismo absoluto, mais que o dobro da média nacional (8%). Entre os jovens de 15 a 17 anos (idade equivalente à frequência do Ensino Médio), aproximadamente 83% frequentavam a escola, sendo que 58% estavam matriculados no Ensino Médio e 41% ainda retidos no Ensino Fundamental. Dos adolescentes que se encontravam fora da escola, apenas 16% haviam concluído o Ensino Médio.

A não continuidade dos estudos pode estar relacionada a diversos fatores. Como as condições econômicas e sociais da região onde vive, de suas características observadas (idade e sexo) e não observadas (talento, determinação e vontade de continuar estudando) (LEON; MENEZES-FILHO, 2001), bem como do background familiar, do mercado de trabalho e da qualidade do ensino local (NERI, 2009; SOUZA et al., 2012). Entre as quais,

dos resultados consolidados na literatura teórica e empírica, as características familiares, é considerada a mais importante nas chances de uma pessoa não abandonar os estudos.

Neri (2009) destaca que a necessidade de gerar renda para a família e a pouca oferta de escolas correspondem a 27% e 11% dos casos de abandono, respectivamente. Mesmo quando existem escolas nas proximidades ou o acesso é relativamente fácil, famílias mais pobres contam com a contribuição de crianças e adolescentes para a complementação da renda familiar, forçando sua entrada precoce no mercado de trabalho. Assim, tem-se uma atividade concorrente que impede a dedicação exclusiva aos estudos (KASSOUF, 2002; LAKIN; GASPERINI, 2003). Além desses fatores, há também a falta de interesse intrínseco, motivo que leva 40% dos jovens a desistir dos estudos. Esse entrave está relacionado com o desconhecimento dos potenciais retornos da educação, que serão auferidos apenas na fase adulta (NERI, 2009).

Além dos fatores supracitados, o desinteresse dos jovens pode estar relacionado com a baixa exigência do mercado de trabalho local. Dessa forma, para medir os efeitos do mercado de trabalho sobre a continuidade nos estudos, Souza et al (2012) introduziram variáveis que caracterizam a atratividade do mercado de trabalho. Com base nos dados da PME para as regiões metropolitanas, encontrou-se que salários e empregabilidade não afetam a probabilidade de aprovação, mas sim a probabilidade de continuidade no Ensino Médio, indicando que oportunidades de emprego e maiores rendimentos influenciam na decisão dos jovens continuarem na escola.

No entanto, segundo Spiess e Wrohlich (2010), o acesso à educação é garantida não somente por recursos locais, mas também pela influência de regiões vizinhas. No entanto, para a realidade brasileira, poucos estudos têm abordado o problema da espacialidade em variáveis educacionais, como em Riani (2005), Romero (2006) e Rocha e Guiginski (2012). Mais especificamente à análise de variáveis de fluxo escolar, o estudo de Riani (2005) verificou a heterogeneidade e dependência espacial de alguns resultados escolares, dentre eles a frequência escolar, por meio da estimação de um *logit* multinível, relacionando com variáveis de background familiar e oferta educacional. Um resultado importante desse estudo é que a frequência escolar de jovens com idade adequada para o ensi-

no médio (15 a 17 anos) é influenciada pela oferta de ensino pelos municípios vizinhos.

Entretanto, não somente a oferta de escolas em municípios vizinhos, como apontado por Riani (2005), pode apresentar alguma relação com a continuidade nos estudos. As características do mercado de trabalho, não somente no município de origem, como também em municípios vizinhos, podem também (des)motivar os jovens a continuarem nos estudos. Os jovens podem se sentir atraídos por um mercado mais exigente e buscar na escolarização uma forma de se qualificar e sinalizar suas habilidades, aumentando suas chances de ser contratado na fase adulta. Por outro lado, se a demanda local não exige qualificação, pode permitir a entrada precoce no mercado de trabalho, retirando ou reduzindo o tempo de dedicação aos estudos. Pode-se haver “efeitos de vizinhança” também em relação à oferta de ensino superior. Segundo Spiess e Wrohlich (2010), residir próximo de cidades com universidades, incentiva os jovens a conviver com um ambiente universitário e considerar a obtenção do nível superior como objetivo natural.

Assim, é possível que exista um “efeito de vizinhança” de variáveis relacionadas às perspectivas dos jovens quanto à busca por educação. Portanto, este estudo pretende verificar se existem tais externalidades sobre as taxas de abandono escolar dos jovens nordestinos, inserindo o contexto espacial na análise desse fenômeno. Para tanto, recorre-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (Aede) e análise de regressão espacial para detectar o verdadeiro processo espacial dos dados.

Este artigo está dividido em cinco seções, incluindo essa introdução. Na próxima seção, apresenta-se uma breve revisão sobre os principais fatores apontados pela literatura que influenciam o abandono escolar. A terceira seção expõe o modelo econométrico, bem como as variáveis e base de dados. Os resultados obtidos e a discussão dos mesmos são apresentados na quarta seção, seguida pelas principais considerações do estudo.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Conforme ressalta Neri (2009), a decisão de adquirir um maior grau de escolaridade é traduzida em retornos de rendimento, além de outros benefícios como melhoria no estado de saúde e bem-estar familiar. Mesmo assim, o abando esco-

lar ainda se constitui em um grande entrave à elevação do nível de escolaridade da população. Isso porque, esses retornos são percebidos no médio e longo prazos, gerando para os jovens um *trade-off* entre estudar e ajudar na renda familiar. Conjuntamente à atração precoce do mercado de trabalho e à necessidade de geração de renda, a dificuldade de acesso à escola e a falta intrínseca de interesse são as principais motivações daqueles que abandonam os estudos. Este último motivo corresponde a 40,3% dos casos, enquanto que a entrada precoce no mercado de trabalho e o acesso à escola correspondem a 27% e 11%, respectivamente.

Assim, a perpetuação dos níveis de pobreza entre gerações ocorre na medida em que algumas famílias dependem do trabalho dos membros mais jovens ao invés de investirem em seus estudos. Isso porque, mesmo aumentando os rendimentos familiares e reduzindo custos com a provisão de educação, no longo prazo, esses jovens poderão ter menores níveis de escolaridade e, consequentemente, baixos ganhos salariais (OLIVEIRA; ROSA, 2006). O custo de oportunidade de estudar é um dos principais obstáculos para as famílias, particularmente as de baixa renda, que muitas vezes contam com seus filhos para o trabalho e para a complementação da renda. O trabalho torna-se uma atividade concorrente dos estudos, levando ao atraso e à desistência, uma vez que impede a dedicação exclusiva aos estudos. Kassouf (2002) mostra que, como consequência da entrada precoce no mercado de trabalho, tem-se redução do nível de escolaridade e dos rendimentos.

Para Gonzaga et al. (2012), as decisões tomadas pelas famílias possuem elevados custos de oportunidade, principalmente para aquelas de baixa renda, sobretudo, no Brasil, em que a baixa qualidade da educação e a baixa perspectiva de remuneração futura, através do investimento em educação, favorecem o ingresso no mercado de trabalho de muitas crianças, adolescentes e jovens.

Pontili e Kassouf (2007) verificaram para as áreas urbanas e rurais de Pernambuco e São Paulo os fatores que influenciam a frequência e o atraso escolar no ensino fundamental. As autoras identificaram a influência exercida pela renda *per capita* familiar, pois o aumento de 1% dessa variável, em média, aumenta em 0,01 ponto percentual a probabilidade de crianças estarem frequentando a escola nos dois estados analisados.

Souza et al. (2012), analisando tanto a aprovação quanto à continuidade dos estudos entre o ensino fundamental e o ensino médio no Brasil, também concluem que o *background* familiar são importantes fatores explicativos da aprovação e da continuação dos estudos. Dentre essas características, os autores observam que um ano a mais de escolaridade do responsável pelo jovem é capaz de aumentar em 0,3 p.p. a probabilidade de seguir nos estudos. Já os indicadores de qualidade da escola são importantes para a aprovação dos alunos, mas não estão associados à maior probabilidade de continuação dos estudos. Outro fator importante apontado por Souza et al. (2012) é a influência do mercado de trabalho, de forma que quanto maior a taxa de emprego, assim como os salários dos jovens, menor será as chances de progredir nos estudos.

Em Silva et al. (2012) também é evidenciado a influência do trabalho sobre o abandono escolar. Para os jovens urbanos, ele está associado à maior probabilidade de abandono dos estudos, independentemente do tipo de trabalho. Todavia, para os jovens rurais, apenas o trabalho agrícola tem contribuição significativa para sua incidência. O trabalho agrícola aumenta em 16 p.p. a probabilidade de abandono entre os jovens. Nas áreas rurais, tem-se uma contribuição de 13 p.p. Entretanto, é no meio urbano que a sua contribuição é maior, pois eleva a probabilidade de abandono nessas áreas em 24 p.p.

Em nenhum desses estudos o problema da espacialidade é explorado. Essa abordagem ainda é escassa na literatura sobre fluxo escolar. Pode-se citar o estudo de Reis e Guimarães (2012), que analisaram a taxa de distorção idade-série na Região Nordeste, por meio do Modelo de Erro Espacial (SEM). Os autores evidenciam que existem fatores não observados correlacionados espacialmente, que podem explicar esse indicador. Outra evidência sobre a existência de espacialidade em variáveis de fluxo escolar é encontrada em Riani (2005). A maioria das variáveis utilizadas para medir o fluxo escolar está aglomerada espacialmente de forma positiva. Segundo a autora, os indicadores de acesso (taxa de atendimento do nível fundamental e taxa de escolarização líquida do médio) são influenciados positivamente pela disponibilidade de oferta dos municípios vizinhos, além de fatores não observados.

A influência das características educacionais de municípios vizinhos não pode ser ignorada quando

se trata da continuidade nos estudos. Isso porque, segundo Spiess e Wrohlich (2010), o acesso à educação não depende apenas de recursos financeiros familiares, mas também da distância. Os autores criticam o uso de *dummies* urbano/rural para medir a distância a estabelecimentos de ensino, por assumir que em áreas urbanas o acesso a escolas e universidades é mais fácil. Isso não necessariamente ocorre, pois:

[...] algumas universidades e colégios são facilmente acessíveis para residentes rurais próximos. Por outro lado, algumas áreas urbanas de tamanho médio não possuem instituições de ensino superior. Assim, é óbvio que a distância para a universidade mais próxima e o status urbano / rural não são intercambiáveis (SPIESS; WROHLICH, 2010, p. 471, tradução nossa).

Os autores argumentam que a distância de estabelecimentos que oferecem ensino superior pode ser um fator importante para explicar a continuidade nos estudos. Isso porque, existem custos que serão arcados pelos jovens, desde custos financeiros com mudança de cidade ou deslocamento, até custos emocionais, dada a necessidade de sair de seu município de origem, deixando sua família e amigos. Por outro lado, a proximidade de municípios com educação universitária motiva os jovens a continuarem nos estudos, uma vez que percebem esse nível de ensino como natural, influenciados por recursos acadêmicos e até mesmo pela perspectiva gerada pela formação universitária.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Análise explanatória de dados espaciais e modelagem econométrica

Antes de verificar os fatores que contribuem para o abandono escolar entre os jovens brasileiros, é necessário mostrar a existência de dependência espacial entre as variáveis analisadas. Neste estudo, aplicam-se técnicas de análise espacial, mais precisamente a elaboração de mapas temáticos; o uso de indicadores de dependência espacial global e local, finalizando com a modelagem econométrica para dados *cross-section*. Essas técnicas possibilitam estabelecer se as variáveis estudadas ocorrem de forma aleatória ou se existem evidências de algum tipo de dependência espacial, além de ser possível

analisar alguns determinantes da distribuição dos mesmos (PÉREZ, 2005).

A Análise Exploratória de Dados Espaciais (Aede) analisa indícios sobre a existência de padrões globais e/ou locais de associação espacial. Para desenvolver a mesma deve-se, previamente, impor um arranjo que permita estimar coeficientes que mostrem o grau de interação entre as unidades espaciais (municípios, regiões etc.). Isso consiste em criar uma matriz de pesos espaciais ( $W$ ), cujo conceito é baseado na contiguidade, uma vez que regiões vizinhas possuem uma interação mais forte entre si do que regiões que não possuem fronteira em comum. Nessas situações, são utilizadas as matrizes definidas pelo princípio de contiguidade do tipo *Queen* (Rainha) (ALMEIDA, 2012).

A fim de verificar a existência de autocorrelação espacial global da taxa de abandono é realizado o teste de I de Moran e *Local Indicators of Spatial Association* (Lisa). O I de Moran indica a existência de um padrão na distribuição espacial dos dados que varia de  $a$ , sendo que, quanto mais próximo do seu limite superior, mais forte será a concentração espacial, enquanto que os dados estarão mais dispersos, quando seu valor estiver mais próximo de  $a$ . A estatística de Lisa testa a existência de autocorrelação local, possibilitando a detecção da existência de *clusters* dados os valores de uma determinada variável no espaço (YWATA; ALBUQUERQUE, 2011).

Conforme a seção 2, o abandono escolar no  $m$ -ésimo município pode ser explicado por três conjuntos de variáveis. Dessa forma, pode-se estimar por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seguinte equação

$$\begin{aligned} \text{abandono}_m = & \\ & \beta_0 + \beta_1 F_m + \beta_2 E_m + \beta_3 T_m + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

em que  $F$  é um vetor de características das famílias dos jovens no  $m$ -ésimo município,  $E$  representa o vetor de variáveis referentes sistema educacional dos municípios e  $T$  é o vetor de variáveis que caracterizam o mercado de trabalho,  $\varepsilon$  é o termo de erro, que refere-se a fatores não observados.

Os efeitos de vizinhança sobre o abandono e as variáveis que o determina, são capturados ao se incorporar defasagens espaciais sobre as variáveis dependente e independente, bem como sobre o termo de erro. Caso haja dependência espacial em

quaisquer desses termos, a estimação por MQO gera estimativas ineficientes e/ou enviesadas. Caso haja correlação espacial entre a taxa de abandono de um município e a taxa dos municípios próximos, o correto é estimar o Modelo de Defasagem Espacial ou modelo SAR (ALMEIDA, 2012):

$$\begin{aligned} \text{abandono}_m = \rho W \text{abandono}_m + & \\ & \beta_1 F_m + \beta_2 E_m + \beta_3 T_m + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

em que  $X$  é o vetor de variáveis explicativas,  $\rho$  é o coeficiente auto-regressivo espacial. Os parâmetros são representados pelo vetor  $\beta$ . Caso o padrão espacial esteja no termo de erro, dado por efeitos não observados correlacionados espacialmente, deve-se aplicar o Modelo de Erro Espacial (*Spatial Error Models* - SEM), dado por:

$$\text{abandono}_m = \beta_1 F_m + \beta_2 E_m + \beta_3 T_m + u \quad (3)$$

$$u = \lambda W u + \varepsilon \quad (4)$$

Nesse caso, o efeito da espacialidade está refletido em  $u$ , que é o termo de erro da equação (3). E o vetor de resíduos  $u$  possui distribuição normal multivariada, com média zero e matriz de covariância  $\sigma^2 I$ . O coeficiente escalar  $\lambda$  é o parâmetro do erro autorregressivo espacial (YWATA; ALBUQUERQUE, 2011).

Por fim, para verificar a existência de externalidades relacionadas à oferta de educação e atratividade do mercado de trabalho dos municípios vizinhos, estima-se o modelo de regressão cruzado espacial, conhecido como SLX, em que são incorporados os vetores de variáveis explicativas defasadas espacialmente (LESAGE; PACE, 2009):

$$\begin{aligned} \text{abandono}_m = \beta_0 + \beta_1 F_m + \beta_2 E_m + \beta_3 T_m + & \\ & \beta_4 W F_m + \beta_5 W E_m + \beta_6 W T_m + \varepsilon \end{aligned} \quad (5)$$

### 3.2 Bases de dados e variáveis

Para caracterizar o abandono escolar, consideram-se a proporção de jovens entre 15 e 24 anos que cursaram no máximo o Ensino Médio incompleto e que não frequentavam a escola no momento em que foram levantadas as informações do Censo

Demográfico 2010. Do total de 973.827 jovens, 45% por algum motivo interromperam os estudos antes de concluir o ensino básico. Pela Tabela 1, mostra-se a proporção de jovens que abandonaram por etapa de ensino alcançada. Verifica-se que 42% chegaram ao ensino médio, mas não concluíram.

Tabela 1 – Proporção de jovens que abandonaram os estudos por etapa de ensino, Região Nordeste, 2010

Etapa de ensino	% que abandonaram os estudos
Ensino Fundamental I	8%
Ensino Fundamental II	50%
Ensino Médio	42%

Fonte: Resultados da pesquisa, com base nos microdados do Censo Demográfico (IBGE, 2010)

Como em Neri (2009) e Souza et al. (2010), as variáveis utilizadas para explicar esse fenômeno se relacionam com as características de *background* familiar, oferta escolar e mercado de trabalho, apresentadas na Tabela 2. Essas informações estão agregadas por município e foram obtidas por meio do Censo Demográfico (IBGE, 2010) e Censos da Educação Básica e Superior (INEP, 2010), referentes ao ano de 2010. Para caracterizar o mercado de trabalho nos municípios, foram consideradas a proporção de jovens que estavam trabalhando no período em que foram levantadas as informações do Censo Demográfico. Para caracterizar a atratividade do mercado de trabalho, como medida de perspectiva para esses jovens quanto aos ganhos futuros, consideram-se as taxas de ocupação e salários em serviços qualificados e não qualificados, bem como em atividades agropecuárias, para indivíduos adultos, construídas com base nos códigos da classificação de brasileiras de ocupações<sup>1</sup>.

A escolha do ano de 2010 se deve pela disponibilidade das informações por municípios, visto que apenas o Censo Demográfico tem dados municipais sobre a população de jovens de 15 a 24 anos. Além disso, dá à pesquisa proposta a oportunidade de trazer resultados para um melhor entendimento sobre o comportamento da taxa de abandono escolar entre os diferentes contextos sociais e econômicos e não apenas na média geral dos Estados do Nordeste.

<sup>1</sup> Considerou-se como serviços qualificados aqueles que exigem algum conhecimento técnico ou superior, além do ensino médio completo. Ver Quadro 1 no Apêndice.

Com relação às variáveis utilizadas no estudo, são elas:

- Variável dependente: % de abandono escolar dos jovens de 15 a 25 anos de idade;
- Das variáveis de controle, relativas à família do jovem: renda domiciliar *per capita* e % de adultos com ensino superior completo no domicílio;
- Da oferta escolar: Proporção de professores com ensino superior em relação à alunos matriculados na educação básica, proporção de escolas por jovens de 15 a 24 anos no município e a presença de IES.
- Sobre o mercado de trabalho: % jovens que trabalham, % empregados em serviços qualificados, média salarial em serviços qualificados, % empregados em serviços não qualificados, média salarial em serviços não qualificados, % empregados na agricultura e média salarial na agricultura.

Tabela 2 – Média municipal das variáveis utilizadas, Região Nordeste, 2010

Variáveis	Média
% de abandono	45%
Família	
Renda domiciliar per capita	218,7
% de adultos com ES	0,6%
Oferta escolar	
Professores com ES/alunos	0,004
Escolas/jovens	0,004
Tem IES	6,2%
Mercado de trabalho	
% jovens que trabalham	29%
% empregados em serviços qualificados	6%
Média salarial em serviços qualificados	871,82
% empregados em serviços não qualificados	35%
Média salarial em serviços não qualificados	397,91
% empregados na agricultura	17%
Média salarial na agricultura	179,72

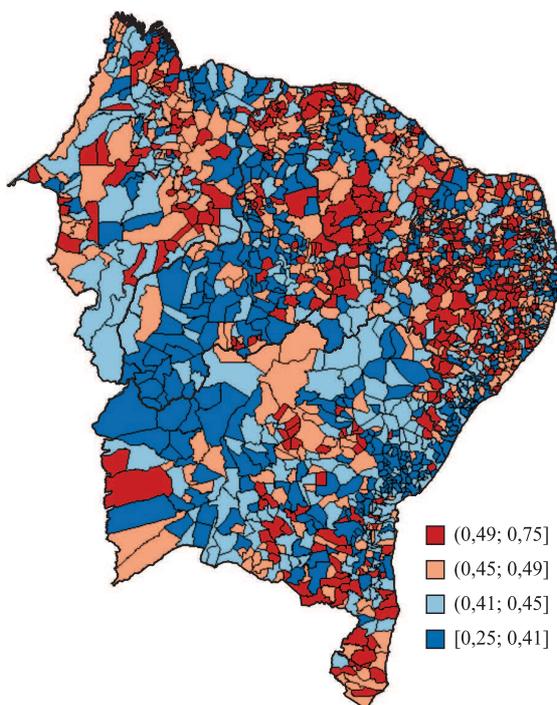
Nota: o percentual de empregados considera adultos com idade entre 25 e 64 anos.

A construção das variáveis de mercado de trabalho foi baseada em Souza et al. (2010), que utilizaram a proporção de jovens e de adultos empregados. Entretanto, neste estudo, os tipos de emprego foram classificados como trabalhos qualificados (agrícola e serviços), trabalhos agrícolas

e serviços não qualificados. Quanto à oferta escolar, incluem-se não somente variáveis referentes à oferta na educação básica, mas também em nível superior, pela inclusão da variável binária que indica se o município tem ou não algum instituto de nível superior (IES). As variáveis referentes à renda domiciliar *per capita* e percentual de adultos com ensino superior no município são *proxies* para as características familiares. Na Tabela A1, do Apêndice, verifica-se que não há correlação forte entre as variáveis explicativas, visto que a correlação entre elas é menor que 0,8.

A Figura 1 mostra a distribuição do abandono escolar nos municípios nordestinos. Em média, a taxa de abandono entre os municípios nordestinos é em torno de 45% entre os jovens de 15 a 24 anos de idade, como mostra a Tabela 2. Verifica-se, ainda que mais de 50% dos municípios possuem taxas superiores à média da região (945 municípios), ou seja, no último quantil de distribuição. Os municípios com maiores taxas de abandono estão concentrados nos estados de Pernambuco (31,4% dos municípios), Paraíba (36,3% dos municípios), Alagoas (32,4% dos municípios) e Ceará (28,3% dos municípios). Na Figura A1 do Apêndice, apresenta-se a distribuição espacial das variáveis de controle por municípios.

Figura 1 – Taxa de abandono escolar da população entre 15 e 24 anos nos municípios da Região Nordeste, 2010



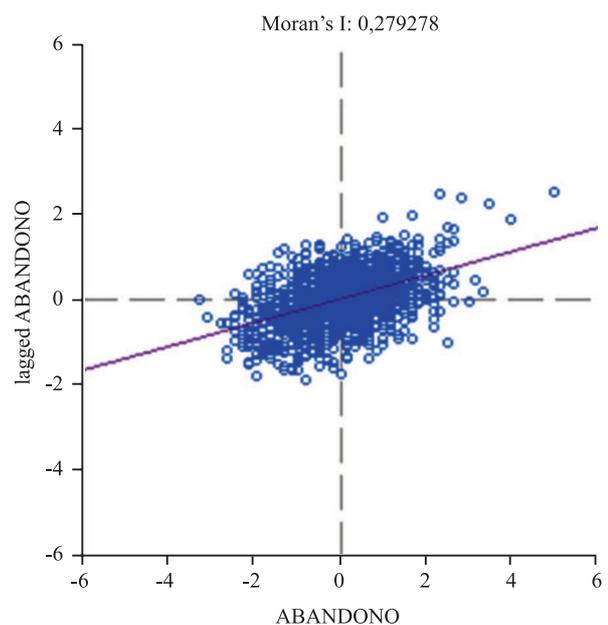
Fonte: elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

## 4 RESULTADOS

A fim de se visualizar a dependência espacial medida, recorre-se ao Diagrama de Dispersão de Moran, apresentado na Figura 2, que mostra a relação entre o abandono escolar e sua defasagem espacial. Como o coeficiente angular é positivo ( $I=0,28$ ), evidencia-se que a autocorrelação espacial existente é positiva.

Os quadrantes da Figura 2 representam quatro tipos de associação linear entre os municípios e seus vizinhos. Destacam-se o quadrante Alto-Alto, que mostra a concentração de municípios com altas taxas de abandono, próximos a outros municípios que também apresentam esse mesmo problema. Já o quadrante Baixo-Baixo, mostra a concentração de municípios com baixas taxas de abandono. A estatística *I-Moran* mostra apenas o grau de correlação espacial global, não informando quais aglomerações são significativas. Isso pode ser verificado pelo mapa de significância da estatística *I-Moran*, denominada como *Local Indicator of Spatial Association* (Lisa). Na Figura 3, observa-se que a dependência espacial é significativa em poucos municípios, com predominância do padrão de municípios com alta (baixa) proporção de abandono próximos de municípios com essa mesma característica.

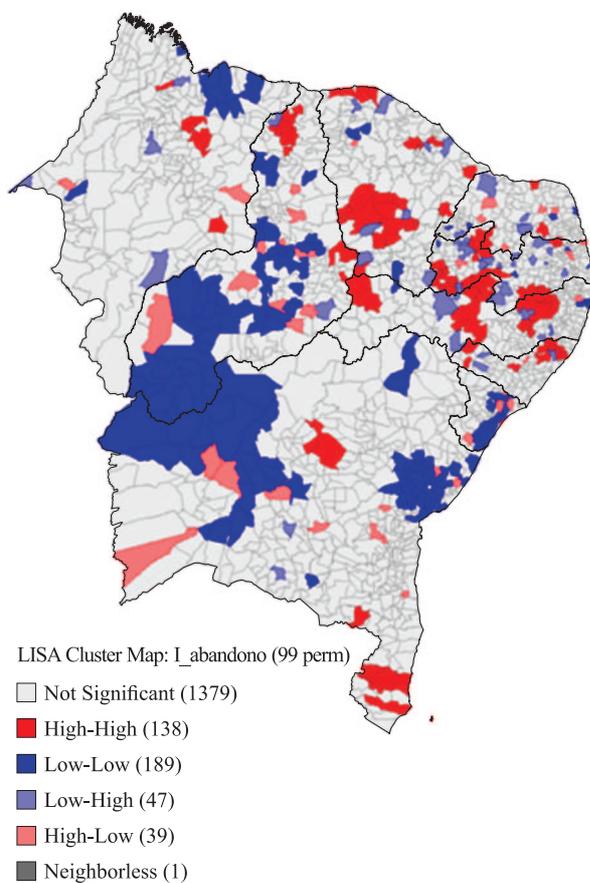
Figura 2 – Índice I-Moran para o abandono escolar da população entre 15 e 24 anos nos municípios da Região Nordeste, 2010



Fonte: elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

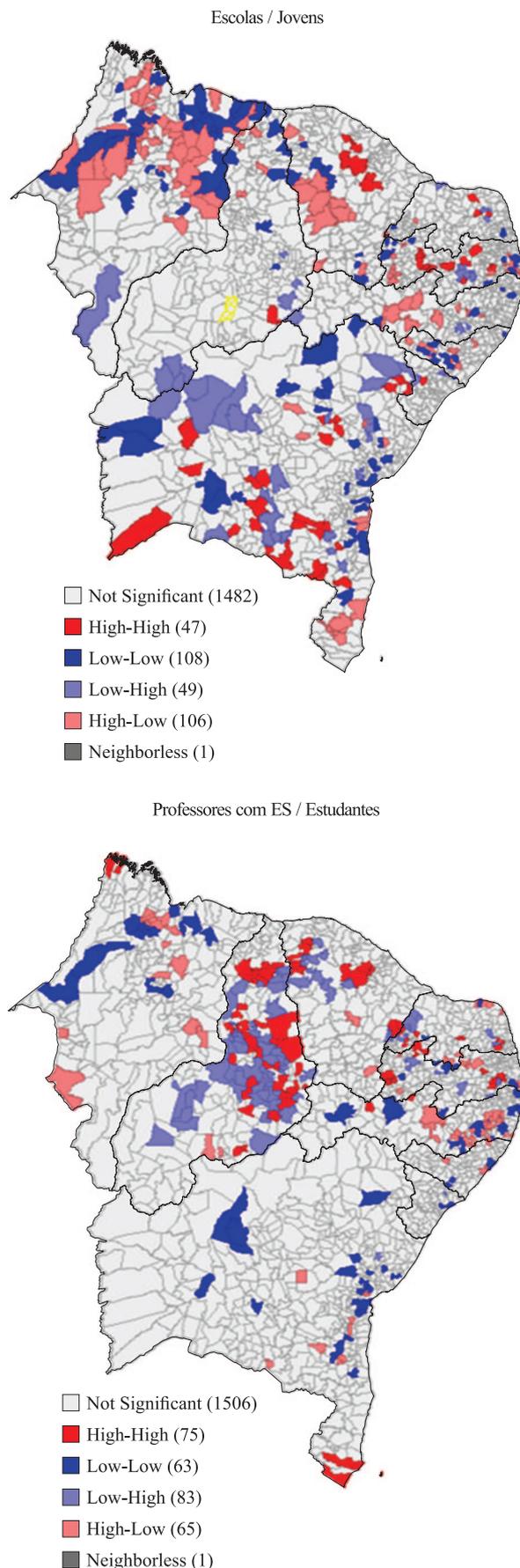
Para verificar o padrão de dependência entre as variáveis de oferta educacional e mercado de trabalho, as Figuras 4 e 5 mostram as aglomerações em que a relação espacial dessas variáveis com a taxa de abandono é significativa. Na Figura 4, a variável de oferta de educação que mais se destaca é a existência de IES no município, onde se verifica que a maioria dos municípios com altas taxas de abandono estão próximos de municípios que não têm oferta de ensino superior e alguns que têm baixas taxas estão próximos de municípios com IES. Quanto à razão entre quantidade de professores com ensino superior e estudantes do Ensino Médio, o padrão Alto-Baixo e Baixo-Alto é predominante nos casos em que a correlação espacial é significativa, indicando a alta (baixa) taxa de abandono nos municípios é influenciada pela baixa (alta) quantidade de professores com elevado grau de instrução. O mesmo ocorre com a variável que expressa a oferta de escolas.

Figura 3 – Clusters de distribuição espacial da taxa de abandono escolar da população entre 15 e 24 anos nos municípios da Região Nordeste, 2010

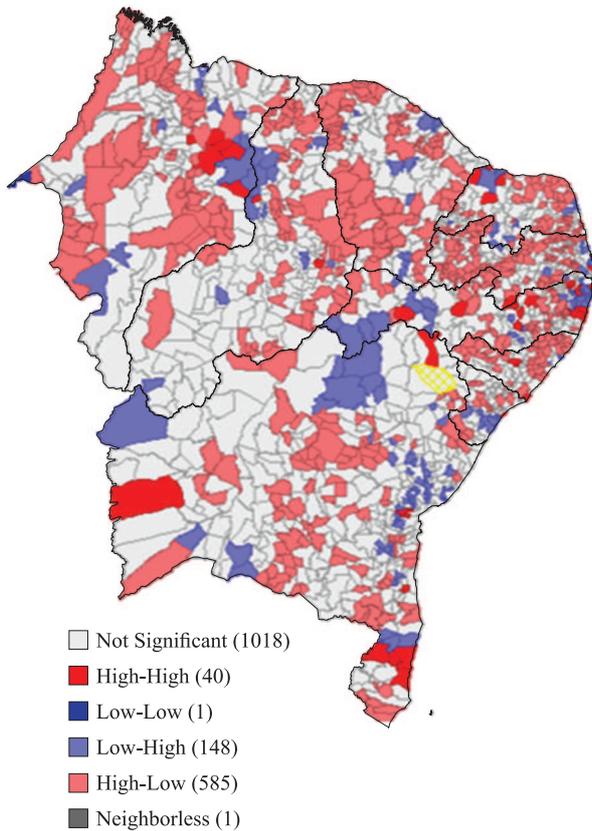


Fonte: elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Figura 4 – Clusters de distribuição espacial da taxa de abandono escolar versus variáveis de oferta educacional, 2010



Tem IES

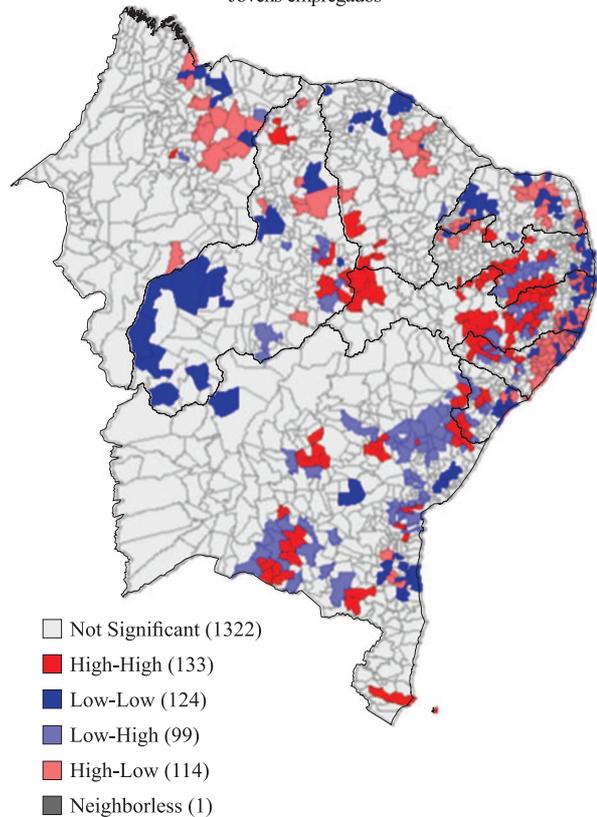


Fonte: elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

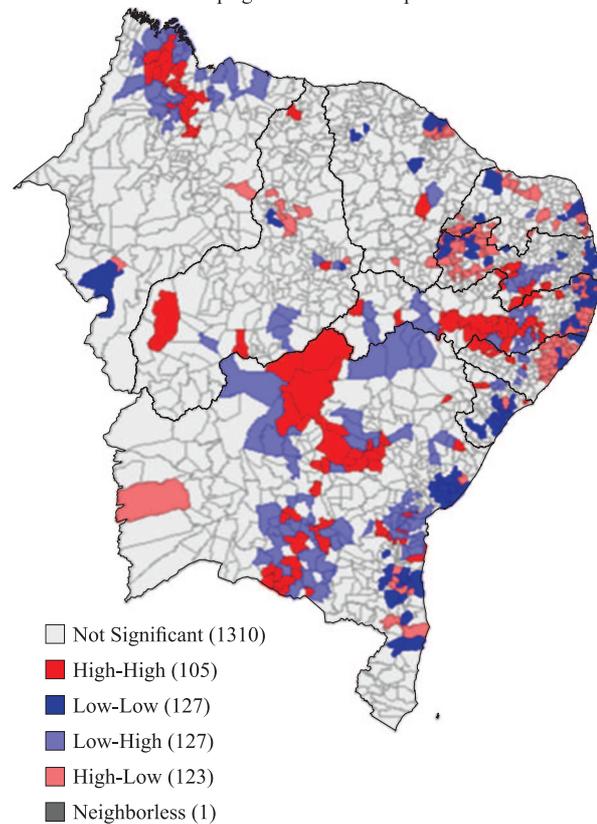
A Figura 5 mostra as relações espaciais entre a taxa de abandono e as variáveis de mercado de trabalho. Nota-se que para a proporção de jovens empregados predomina um padrão Alto-Alto e Baixo-Baixo, ou seja, municípios com altas/baixas taxas de abandono próximos de municípios com alta/baixa proporção de jovens que trabalham, indicando que há uma correlação espacial positiva entre essas variáveis. Contudo, em algumas aglomerações, a baixa taxa de abandono escolar está correlacionada com a alta proporção de jovens que trabalham.

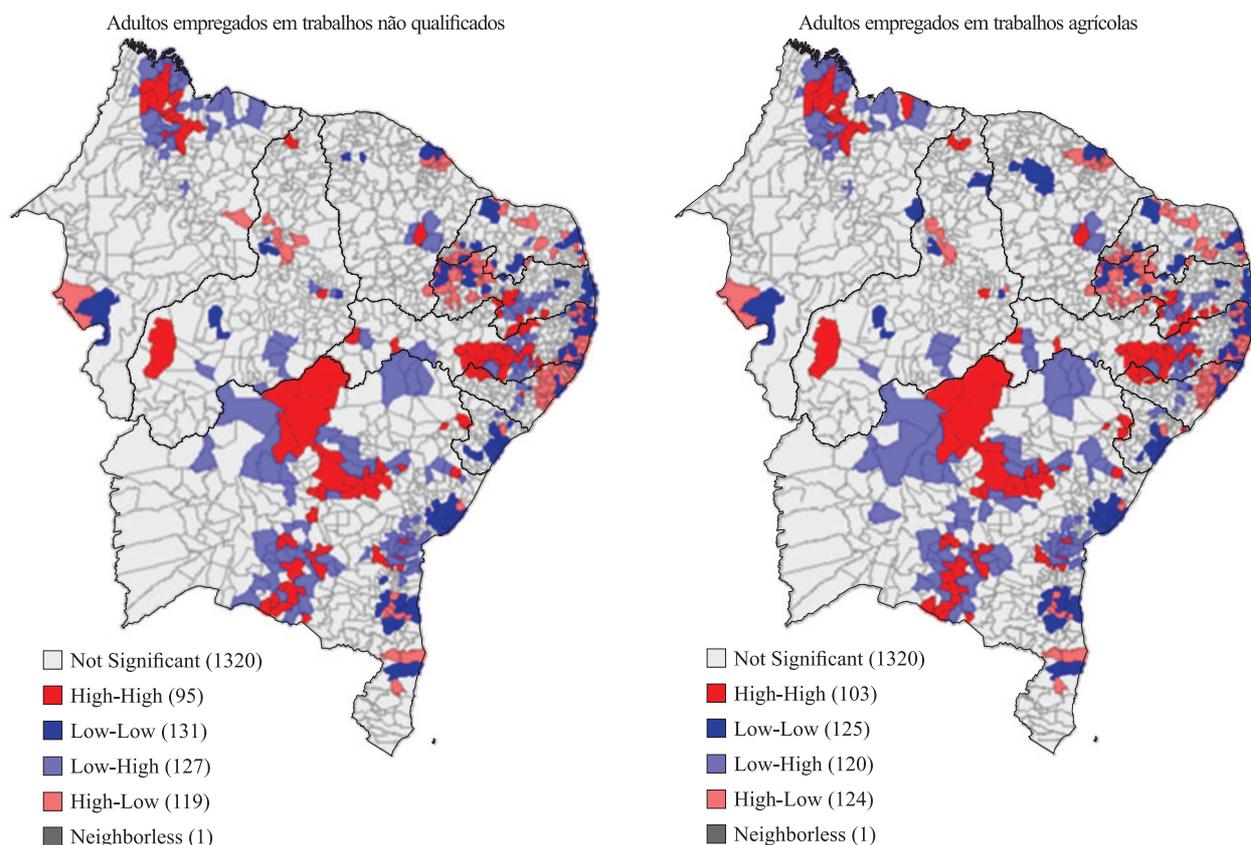
Figura 5 – Clusters de distribuição espacial da taxa de abandono escolar versus variáveis de mercado de trabalho, 2010

Jovens empregados



Adultos empregados em trabalhos qualificados





Fonte: elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Especialmente na região litorânea, verifica-se um padrão de dependência espacial do tipo Baixo-Alto, indicando que a baixa taxa de abandono nesses municípios está correlacionada espacialmente com municípios com alta proporção de empregados qualificados. Já no interior nordestino, encontram-se algumas aglomerações do tipo Alto-Baixo. Quanto à variável que expressa a proporção de empregados não qualificados, verifica-se também o padrão Baixo-Baixo, indicando que alguns municípios com baixa taxa de abandono estão próximos daqueles que têm baixo percentual de empregados em trabalhos não qualificados. Observa-se também que, para a variável que expressa a proporção de empregados agrícolas, a dependência espacial é significativa em poucas aglomerações, embora a correlação seja positiva em sua maioria.

Na Tabela 3, apresentam-se as estimações por MQO, bem como as estatísticas dos testes para dependência espacial. Verifica-se o multiplicador de Lagrange é significativo apenas para a existência de dependência espacial do termo de erro. Isso indica a possível existência de fatores não observados, correlacionados espacialmente, que são importantes para explicar a proporção de jovens que abandonaram os estudos nos municípios nordestinos. Ao ignorar isso, as estimativas podem ser ineficientes. Dessa forma, estimou-se o Modelo de Erros Espaciais (SEM), cujas estimativas também são expostas na Tabela 2. As variáveis *Tem IES* e *média salarial na agricultura* tiveram mudanças em seu grau de significância, evidenciando que as estimativas de MQO são ineficientes.

Tabela 3 – Resultado das regressões sobre a taxa de abandono escolar na Região Nordeste, modelo MQO e SEM, 2010

Variáveis	MQO	p-valor	SEM	p-valor
<i>Família</i>				
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,0001	0,006	-0,0001	0
% de adultos com ES	-1,052	0	-0,822	0
<i>Oferta escolar</i>				
Escolas/jovens	-1,041	0	-1,135	0
Professores com ES/alunos	-0,020	0,949	-0,072	0,798
Tem IES	-0,011	0,123	-0,015	0,012

Variáveis	MQO	p-valor	SEM	p-valor
<i>Mercado de trabalho</i>				
% jovens que trabalham	0,431	0	0,411	0
% empregados em serviços qualificados	-0,581	0	-0,514	0
% empregados em serviços não qualificados	-0,197	0	-0,184	0
% empregados na agricultura	-0,303	0	-0,265	0
Média salarial em serviços qualificados	-0,000003	0,462	-0,000003	0,428
Média salarial em serviços não qualificados	0,0001	0	0,0001	0
Média salarial na agricultura	0,00003	0,008	0,00002	0,063
Constante	0,467	0	0,462	0
$\Lambda$	-		0,52	0
	SEM		Estatística	p-valor
	Multiplicador de Lagrange Robusto		28,49	0
	SAR			
	Multiplicador de Lagrange Robusto		1,37	0,24

Fonte: elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Como o objetivo deste trabalho é verificar possíveis externalidades da oferta de educação e do mercado de trabalho sobre a taxa de abandono nos municípios, recorreu-se ao Modelo Regressivo Cruzado Espacial ou SLX, o qual inclui defasagens das variáveis explicativas. Entretanto, de acordo com Haining (1990), existe a possibilidade de multicolinearidade entre essas variáveis e seus termos defasados. Para verificar isso, a Tabela A2 do Apêndice mostra que nenhuma das variáveis tem alto grau de correlação (valor maior que 0,8).

Os resultados da estimação do modelo SLX são apresentados na Tabela 4. Pelos testes de espacialidade, nota-se que a inclusão das defasagens nas variáveis explicativas torna insignificante a dependência espacial no regressando e no termo de erro, sugerindo que a omissão dessas variáveis seria a causa da espacialidade no termo de erro. Comparando as estimativas do modelo SLX com as de MQO (Tabela 3), verifica-se que este apresenta viés, causado provavelmente pela omissão das variáveis explicativas defasadas espacialmente.

Tabela 4 – Resultado das regressões sobre a taxa de abandono escolar na Região Nordeste, modelo SLX, 2010

Variáveis	$\beta$	p-valor	Variáveis com defasagem espacial	
			$\beta$	p-valor
<i>Família</i>				
Renda domiciliar <i>per capita</i>	-0,0001	0,004	0,00002	0,15
% de adultos com ES	-0,960	0	-0,179	0,06
<i>Oferta escolar</i>				
Escolas/jovens	-1,111	0	0,109	0,23
Professores com ES/alunos	0,030	0,925	-0,108	0,34
Tem IES	-0,009	0,178	-0,102	0,03
<i>Mercado de trabalho</i>				
% jovens que trabalham	0,409	0	-0,017	0,46
% empregados em serviços qualificados	-0,547	0	-0,047	0,10
% empregados em serviços não qualificados	-0,184	0,002	0,005	0,04
% empregados na agricultura	0,270	0	-0,0003	0,99
Média salarial em serviços qualificados	-0,000003	0,512	0,000001	0,66
Média salarial em serviços não qualificados	0,0001	0	-0,000003	0,50
Média salarial na agricultura	0,00003	0,059	0,055	0,05
Constante	0,463	0		
	SEM		Estatística	p-valor
	Multiplicador de Lagrange Robusto		0,95	0,33
	SAR			
	Multiplicador de Lagrange Robusto		1,71	0,19

Fonte: elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Confirma-se a importância das variáveis de *background* familiar sobre a taxa de abandono nos municípios, uma vez que contribuem para a sua redução de forma significativa. Isso indica que jovens mais pobres, cujos responsáveis tem menor grau de estudo são mais vulneráveis e não conseguem prosseguir nos estudos. Com relação aos rendimentos domiciliares, o aumento de 100 reais na renda *per capita* média dos municípios é capaz de reduzir a taxa de abandono escolar dos jovens em 1 ponto percentual (p.p.). Quanto à variável que expressa a proporção de adultos com ensino superior, nota-se que o aumento de 1 p.p. contribui para reduzir a proporção de jovens que não frequentam a escola em 0,96 p.p., evidenciando a relevância do nível educacional da população adulta sobre a continuidade dos jovens nos estudos. Além disso, pela significância do termo defasado espacialmente dessa variável, a proporção de adultos com nível superior nos municípios vizinhos contribui para reduzir a taxa de abandono em 0,17 p.p.

Verifica-se a importância da oferta de estabelecimentos escolares, uma vez que aumentando a proporção de escolas, a incidência de abandono cai em 1,1 p.p. Já a qualidade dos professores não é capaz de reduzir a taxa de abandono no município de forma significativa. O mesmo ocorre com a variável que indica se o município tem alguma instituição de ensino superior. Entretanto, a proximidade de municípios com oferta de ensino superior favorece a continuidade dos jovens nos estudos, reduzindo em 11 p.p. a proporção de jovens que não frequentam a escola.

A entrada precoce no mercado de trabalho mostrou-se um entrave para o progresso nos estudos, uma vez que o aumento de 1 p.p. na proporção de jovens que trabalham aumenta em 0,4 p.p. a proporção de abandono no município, mas não há influência significativa de sua defasagem espacial. Observa-se também o impacto significativo das variáveis utilizadas como *proxies* atratividade do mercado de trabalho na fase adulta. A proporção de empregados qualificados no município reduz a proporção do abandono escolar, indicando que a exigência de indivíduos mais qualificados no município incentiva os jovens a continuar e concluir os estudos. Esse efeito transborda para os municípios vizinhos, dado que uma maior proporção de empregados em trabalhos qualificados é capaz de reduzir em 0,04 p.p. a taxa de abandono escolar nos municípios ao seu redor.

Observa-se também a relação negativa<sup>2</sup> entre a taxa de abandono e a proporção de empregados não qualificados, indicando que esse tipo de serviço pode também estar exigindo o nível educacional básico, o que motiva os jovens a continuar nos estudos, para pelo menos estarem empregados, futuramente. Assim, de forma geral, quanto maior a taxa de ocupação de adultos no município (qualificada ou não), maiores são as chances dos jovens não abandonarem a escola. Entretanto, nos municípios vizinhos, essa variável tem impacto positivo, implicando que, se o mercado de trabalho nas proximidades do município absorve trabalhadores não qualificados, a proporção de seus jovens que prosseguiram nos estudos cai, uma vez que os jovens podem estar percebendo poucas oportunidades de trabalho no entorno de seu município de residência, reforçado por um mercado de trabalho pouco dinâmico e exigente.

O percentual de trabalhadores em atividades agrícolas também contribui para aumentar as taxas de abandono em âmbito municipal, assim como os salários pagos nessa atividade. Assim, se o mercado de trabalho local e em municípios vizinhos for predominantemente agrícola, os jovens perceberão chances de se ocupar futuramente, sem avançar nos estudos, visto que uma característica desse tipo de trabalho é a baixa exigência de escolaridade.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Apesar da universalização do acesso à educação de nível fundamental, o acesso e a continuidade da população jovem, especialmente no ensino médio, ainda é um dos maiores desafios presentes no sistema educacional nordestino. Mais de 40% da população entre 15 e 24 anos dessa região deixou de frequentar a escola. Em face desse problema, este estudo buscou analisar os possíveis fatores que influenciam o abandono escolar nessa faixa etária. Mesmo em âmbito municipal, as evidências encontradas podem ser importantes para políticas públicas educacionais que visem o aumento da escolaridade da população.

Podem-se apontar como principais motivações para a desistência dos estudos a necessidade de gerar renda familiar e a dificuldade de acesso à escola. De fato, os resultados encontrados permitem concluir que a oferta de estabelecimentos no

2 Essa relação também foi encontrada nas estimativas por MQO e SEM.

município de residência dos jovens contribui para diminuir a incidência de abandono em 1,1 p.p. Da mesma forma, a renda domiciliar é um fator decisivo para que os jovens possam frequentar a escola, dado que o aumento de 100 reais na renda *per capita* média dos municípios é capaz de reduzir a taxa de abandono escolar em 1 p.p. Além disso, a elevada proporção de jovens que trabalham pode ter impacto sobre essa variável, evidenciando que o trabalho juvenil pode comprometer a continuidade nos estudos.

Uma contribuição relevante deste trabalho à literatura é tentar explicar o abandono escolar por meio da abordagem espacial. A estatística *I de Moran* aponta uma correlação espacial positiva da variável dependente, ou seja, municípios com altas taxas de abandono estão próximos daqueles que apresentam essa mesma característica. Os testes para dependência espacial indicam que o modelo omite outras variáveis correlacionadas espacialmente. Ao incluir as defasagens das variáveis explicativas, dependência espacial no termo de erro torna-se insignificante, sugerindo que a omissão dessas variáveis seria a sua causa da espacialidade. Ao comparar as estimativas do modelo SLX com as de MQO, verifica-se que este apresenta viés, causado provavelmente pela omissão das variáveis explicativas defasadas espacialmente. A inclusão dessas variáveis também tornou possível observar as possíveis externalidades da oferta de educação e do mercado de trabalho sobre a taxa de abandono nos municípios.

Pode-se constatar que a proximidade de municípios com oferta de ensino superior pode favorecer a continuidade dos jovens nos estudos. Residir próximo a municípios com universidades pode dar alguma perspectiva ao jovem. Uma vez que o estudo mostra que a proximidade de municípios com oferta de ensino superior favorece a continuidade dos jovens nos estudos, reduzindo em 11 p.p. a proporção de jovens que não frequentam a escola, pode-se supor que a expansão de IES na última década dos anos 2000, pode estar incentivando os jovens a concluir o nível educacional básico. No entanto, os efeitos dessa expansão e suas consequências sobre o aumento no estoque educacional dos brasileiros e qualidade da educação devem ser investigados com mais precisão.

Observa-se também o impacto significativo das variáveis utilizadas como *proxies* atratividade do

mercado de trabalho na fase adulta. Este resultado sugere que um mercado de trabalho local mais exigente, característico de regiões mais desenvolvidas, incentiva a população jovem continuar os estudos, tendo em vista as oportunidades de emprego e, conseqüentemente, melhores rendimentos. Por outro lado, se o mercado está absorvendo os jovens, antes que estes terminem a educação básica, têm-se efeitos danosos sobre a sua formação.

Portanto, pelos resultados encontrados, acredita-se que a renda familiar seja um dos principais fatores para a ampliação do capital humano dos jovens, políticas públicas de auxílio as famílias e distribuição de renda podem melhorar as condições dos jovens de famílias pobres que necessitam entrar no mercado de trabalho em idade precoce para complementar ou suprir as necessidades financeiras da família. Além disso, a oferta de educação de qualidade, medidas de fiscalização do trabalho juvenil, assim como a promoção do desenvolvimento local, podem ser importantes para manter a população jovem nas escolas, para que esta possa auferir os ganhos que a educação traz, não somente privados, mas como para a sociedade.

Uma vez que o objetivo do trabalho foi explicar a taxa de abandono escolar dos jovens nordestinos, inserindo o fenômeno em um contexto espacial, foram necessárias informações no âmbito municipal. A base mais recente que traz as informações necessárias para a pesquisa é o Censo Demográfico de 2010.

A faixa etária escolhida reflete uma fase da vida em que os indivíduos poderiam buscar aumentar seu estoque educacional, mas não o fazem por vários motivos citados no estudo. Entende-se que a continuação nos estudos é uma decisão individual. No entanto, como o objetivo foi analisar a influência da oferta escolar e de trabalho dos municípios vizinhos na proporção de jovens que não concluíram o ensino básico, optou-se por uma análise em âmbito municipal. Ou seja, se a infraestrutura escolar e dinâmica do mercado de trabalho gera alguma externalidade nas taxas de abandono nos municípios vizinhos. Além disso, o número excessivo de observações (973.827) dificultou a convergência do modelo de escolha binária. Sugere-se que pesquisas futuras aprofundem essa temática, verificando como tais fatores se associam à desistência/continuação nos estudos, de forma individualizada.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. 1.ed. Campinas: Alínea Editora, v. 1, 2012.
- GONZAGA, G. et al. The effects of and apprenticeship program on labor market outcomes of youths in Brazil. In: MEETING OF THE BRAZILIAN ECONOMETRIC SOCIETY, 34., 2012, Porto de Galinhas. **Anais...**, Porto de Galinhas: Brazilian Society of Econometrics (SBE), 2012.
- HAINING, R. **Spatial data analysis in the social and environment sciences**. Cambridge University Press, Cambridge, 1990.
- HELFAND; S. M.; PEREIRA; V. de F. Determinantes da pobreza rural e implicações para a política pública no Brasil. 2011. Disponível em: <<http://www.iica.int/Esp/regiones/sur/brasil/Lists/DocumentosTecnicosAbertos/Attachments/394/Texto%20Steven%20Helfand%20-%20Final%20PT%20126%20NEAD.pdf>>. Acesso em: IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Microdados do Censo Demográfico, 2010. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/resultados\\_gerais\\_amostra/resultados\\_gerais\\_amostra\\_tab\\_uf\\_microdados.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/resultados_gerais_amostra/resultados_gerais_amostra_tab_uf_microdados.shtm)>. Acesso em: 20 jun. 2016.
- \_\_\_\_\_. **Microdados**. Pesquisa Nacional por Amostra dos Domicílios/IBGE, 2015. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa\\_resultados.php?id\\_pesquisa=40](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa_resultados.php?id_pesquisa=40)> . Acesso em: 09 jun. 2017.
- INEP. INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS. **Microdados do Censo da Educação Básica, 2010**. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/microdados>>. Acesso em: 10 jun. 2016.
- \_\_\_\_\_. **Microdados do Censo da Educação Superior, 2010**. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/microdados>>. Acesso em: 10 jun. 2016.
- KASSOUF, A. L. **Aspectos socioeconômicos do trabalho infantil no Brasil**. Secretaria dos Direitos Humanos, 2002.
- LAKIN, M.; GASPERINI, L. Basic education in rural areas: status, issues and prospects. In: GASPERINI, L.; ATCHOARENA, D. (Org.). **Education for rural development: towards new policy**. Paris: Unesco, 2003, c. 2, p. 77-169. Disponível em: <<http://unesdoc.unesco.org/images/0013/001329/132994e.pdf>>. Acesso em: 10 set. 2014.
- LEON, F. L. L. de; MENEZES-FILHO, N. A. **Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil**. Cultura, v. 1.998, n. 1.999, 2001.
- LESAGE, J. P. e PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. CRC Press, Boca Raton, 2009.
- NERI, M. **Motivos da evasão escolar, 2009**. Disponível em: <<http://www.ufgd.edu.br/faed/nefope/publicacoes/pesquisa-motivos-da-evasao-escolar>>.
- OLIVEIRA, J. L. de.; ROSA, A. L. T. da. **Uma análise dos determinantes da alocação de tempo dos jovens cearenses entre trabalhar e estudar**. Fortaleza, Ipece: 2006 (texto para discussão n. 35). Disponível em: <[http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/textos\\_discussao/TD\\_35.pdf](http://www.ipece.ce.gov.br/publicacoes/textos_discussao/TD_35.pdf)>.
- PÉREZ, G. J. et al. **Dimensión espacial de la pobreza en Colombia**. Documentos de trabajo sobre economía regional, n. 54, 2005.
- PNUD. **Human development report 2016**. Disponível em: <[http://hdr.undp.org/sites/default/files/2016\\_human\\_development\\_report.pdf](http://hdr.undp.org/sites/default/files/2016_human_development_report.pdf)>. Acesso em: 09 jun. 2017.
- PONTILI, R. M.; KASSOUF, A. L. Fatores que afetam a frequência e o atraso escolar nos meios urbano e rural, de São Paulo e Pernambuco. **Revista de Economia Rural**. Rio de Janeiro, v. 45, n. 1, p. 27-46, jan./mar., 2007.
- REIS, D. E.; GUIMARÃES, P. Determinantes da taxa de distorção idade-série: uma análise espacial para a Região Nordeste do Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS - ENABER, 10., 2012, Recife. **Anais...** Recife: ABER, 2012.
- RIANI, J., L. R. **Determinantes do resultado educacional no Brasil: família, perfil escolar dos municípios e dividendo demográfico numa abordagem hierárquica e espacial**, 2005, 234 p. Tese (Doutorado em Demografia). UFMG/Cedeplar, 2005.

ROCHA, L.; GUIGINSKI, J. T. Educação e índice de desenvolvimento humano: uma análise espacial para os municípios da região Nordeste do Brasil. In: SEMINÁRIO DA REDE IBERO-AMERICANA DE PESQUISADORES SOBRE GLOBALIZAÇÃO E TERRITÓRIO, 12., 2012, Belo Horizonte. **Anais...** Belo Horizonte: Rede Iberoamericana de Investigadores, 2012.

ROMERO, J. A. R. Análise espacial da pobreza municipal no Estado de Minas Gerais, 1991-2000. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 14., Caxambu. **Anais...** Caxambu: Abep, 2006.

SILVA, M. M. C.; COSTA, L. V.; GOMES, M. F. M. Entraves ao acesso e à conclusão do ensino médio em áreas rurais e urbanas brasileiras. **Economia e Desenvolvimento**, v. 12, p. 137-163, 2012.

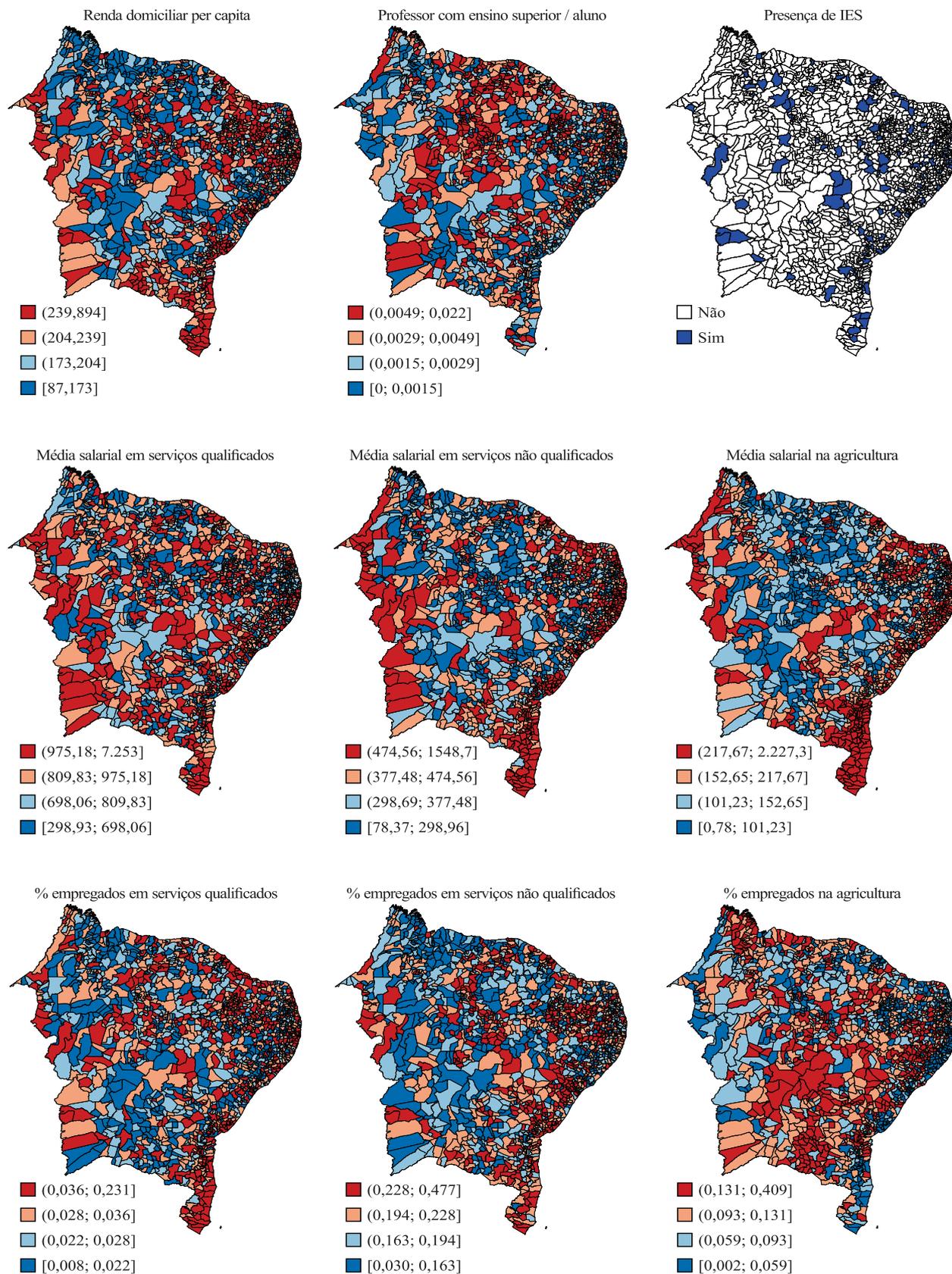
SOUZA, A. P.; PONCZEK, V; OLIVA, B.; TAVARES, P. A. Fatores associados ao fluxo escolar no ingresso e ao longo do ensino médio no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 42, n. 1, p. 5-40, abr., 2012.

SPIESS, C.; WROHLICH, K. Does distance determine who attends a university in Germany?. **Economics of Education Review**, v. 29, n. 3, p. 470-479, 2010.

YWATA, A. X. DE C.; ALBUQUERQUE, P. H. DE M. Métodos e modelos em econometria espacial: uma revisão. **Revista Brasileira de Biometria**, v. 29, n. 2, p. 273-306, 2011.

## APÊNDICE

Figura A1 – Variáveis de controle, por municípios - região Nordeste, 2010



Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A2 – Grau de correlação entre as variáveis explicativas e seus termos defasados, utilizadas nas regressões, região nordeste, 2010

Variáveis defasadas espacialmente	Variáveis											
	Renda domiciliar per capita	% de adultos com ES	Professores com ES/alunos	Escolas/jovens	Tem IES	% jovens que trabalham	% empregados em serviços qualificados	média salarial em serviços qualificados	% empregados em serviços não qualificados	média salarial em serviços não qualificados	% empregados na agricultura	média salarial na agricultura
Renda domiciliar per capita	0,354	0,2966	-0,1451	-0,0638	0,1379	-0,003	0,2569	0,1774	-0,1866	0,1366	0,323	0,236
% de adultos com ES	0,338	0,4141	-0,1571	-0,1057	0,1869	-0,119	0,3666	0,1508	-0,1972	0,1602	0,3798	0,2828
Professores com ES/alunos	-0,1292	-0,1361	0,215	0,1207	-0,0426	-0,0999	-0,0665	-0,13	0,0115	-0,0965	-0,2034	-0,1721
Escolas/jovens	-0,0689	-0,1009	0,1147	0,2273	-0,0509	0,0187	-0,035	-0,0237	-0,0218	-0,0631	-0,1732	-0,173
Tem IES	0,1691	0,2267	-0,0724	-0,0721	0,1206	-0,0811	0,2038	0,0528	-0,1078	0,0993	0,2069	0,1814
% jovens que trabalham	0,0306	-0,0002	-0,1064	-0,008	0,0165	0,3283	-0,1004	0,0714	0,1816	0,0126	-0,0932	-0,065
% empregados em serviços qualificados	0,2715	0,3323	-0,1011	-0,0423	0,1627	-0,2101	0,3702	0,1088	-0,2026	0,1335	0,3204	0,2422
média salarial em serviços qualificados	0,1843	0,1566	-0,1356	-0,029	0,0754	0,0927	0,1189	0,2184	-0,1442	0,0783	0,1143	0,0969
% empregados em serviços não qualificados	-0,1722	-0,1189	-0,0276	-0,0236	-0,0371	0,2961	-0,2359	-0,1747	0,4361	-0,0576	-0,2234	-0,1676
média salarial em serviços não qualificados	0,1546	0,1874	-0,1421	-0,0715	0,1103	-0,0462	0,1453	0,054	-0,0974	0,1054	0,1711	0,1359
% empregados na agricultura	0,3106	0,306	-0,1775	-0,1174	0,1495	-0,1448	0,2897	0,1068	-0,2045	0,1519	0,4348	0,3388
média salarial na agricultura	0,2926	0,2714	-0,1579	-0,132	0,1443	-0,0907	0,2794	0,1438	-0,1746	0,1554	0,4375	0,5446
Variáveis de fasadas espacialmente												
Variáveis Defasadas espacialmente	Renda domiciliar per capita	% de adultos com ES	Professores com ES/alunos	Escolas/jovens	Tem IES	% jovens que trabalham	% empregados em serviços qualificados	média salarial em serviços qualificados	% empregados em serviços não qualificados	média salarial em serviços não qualificados	% empregados na agricultura	média salarial na agricultura
Renda domiciliar per capita	1											
% de adultos com ES	0,6623	1										
Professores com ES/alunos	-0,0312	-0,2074	1									
Escolas/jovens	0,0651	-0,1434	0,2573	1								
Tem IES	0,4583	0,5952	-0,1557	-0,1077	1							
% jovens que trabalham	0,5658	0,1015	0,1211	0,1835	0,0324	1						
% empregados em serviços qualificados	0,803	0,7222	0,0341	0,0867	0,436	0,3366	1					
média salarial em serviços qualificados	0,7789	0,3947	0,0501	0,1608	0,2208	0,7784	0,6541	1				
% empregados em serviços não qualificados	0,079	-0,1751	0,1656	0,0555	-0,1497	0,7086	-0,0617	0,1638	1			
média salarial em serviços não qualificados	0,7111	0,4634	-0,0015	0,0545	0,3228	0,5673	0,6199	0,6659	0,2542	1		
% empregados na agricultura	0,8427	0,6324	-0,1035	-0,0769	0,3757	0,3988	0,7938	0,6228	0,0709	0,687	1	
média salarial na agricultura	0,6119	0,5171	-0,1729	-0,1634	0,3549	0,203	0,5741	0,4459	-0,0717	0,4878	0,7208	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

### Quadro A1 – Classificação dos tipos de ocupação

<b>Serviços qualificados</b>	Membros superiores do poder público, dirigentes de organizações de interesse público e de empresas, gerentes
	Profissionais das ciências e das artes
	Trabalhadores de serviços administrativos
	Técnicos de nível médio
	Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados (supervisores)
	Membros das forças armadas, policiais e bombeiros militares
<b>Serviços não qualificados</b>	Trabalhadores dos serviços, vendedores do comércio em lojas e mercados
	Trabalhadores da produção de bens e serviços industriais
	Trabalhadores de reparo e manutenção
<b>Agropecuária</b>	Trabalhadores agropecuários, florestais, caça e pesca

Fonte: Adaptado do Censo Demográfico de 2010.

## DISCRIMINAÇÃO DE GÊNERO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE PARA O ANO 2015

### Gender discrimination in the brazilian labor market: an analysis for the year 2015

**Pietro André Telatin Paschoalino**

Economista pela Universidade Estadual de Londrina (UEL). Mestrando em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM). [pietro\\_telato@hotmail.com](mailto:pietro_telato@hotmail.com)

**Wander Plassa**

Economista (UEL). Doutorando na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). [wanderplassa@outlook.com](mailto:wanderplassa@outlook.com)

**Moisés Pais dos Santos**

Economista (UEL). Doutor em Teoria Econômica pela UEM. Mestre em Economia Política Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC-SP). [moisespais@yahoo.com.br](mailto:moisespais@yahoo.com.br)

---

**Resumo:** Nos últimos anos, observou-se que questões relacionadas à discriminação no mercado de trabalho ganharam cada vez mais espaço. Como forma de contribuir com essa discussão, o objetivo deste trabalho é estimar as equações de salários para homens e mulheres, além do diferencial de salários por gênero no Brasil no ano 2015. Nos procedimentos metodológicos foram utilizados a decomposição de Oaxaca-Blinder e a equação minceriana para determinação de salários. Os resultados evidenciam que enquanto as mulheres obtêm maior retorno à educação, os homens obtêm maior retorno da experiência no mercado de trabalho. Com relação à decomposição de Oaxaca-Blinder foi possível observar que o logaritmo do salário-hora entre gêneros é diferente, em que a diferença total é de 13%, favorecendo os homens. Por fim, a educação foi a grande responsável pelo efeito discriminação não ser ainda maior, enquanto que a experiência agiu no sentido de aumentar a discriminação.

**Palavras-chave:** Diferencial de Salário; Equação minceriana; Discriminação.

**Abstract:** In the last years, it is noted that issues related to discrimination in the labor market are gaining more and more space. As a way of contributing to this discussion, the objective of this paper is to estimate the wage equations for men and women, as well as the gender wage differential in Brazil in the year 2015. In the methodological procedures were used the Oaxaca-Blinder decomposition and the Mincerian equation for determining wages. The results show that women obtain a higher return from education, as well as men from experience in the labor market. With respect to the decomposition of Oaxaca Blinder it was possible to observe that the logarithm of the wage-hours between genders is different, in that the total difference is 13%, favoring the men. Lastly, education was largely responsible for the fact that discrimination was not even greater while experience had acted to increase discrimination.

**Keywords:** Salary Differential; Mincerian equation; Discrimination.

## 1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, diversos pesquisadores tiveram como objetivo de pesquisa, analisar de que maneira a raça e o gênero, fatores invariáveis e que não influenciam a produtividade de maneira direta, podem influenciar os salários recebidos pelos indivíduos.

No Brasil, a controvérsia sobre discriminação no mercado de trabalho vem se arrastando durante anos e continua persistente no período recente. Silva (1980) traz o debate sobre diferenciais econômicos e sociais referentes à raça dos indivíduos, nesse caso se encontrou duas hipóteses fundamentais: 1) existem diferenças sociais e salariais de acordo com a raça do indivíduo; e 2) não existem diferenças nas mobilidades sociais advindas da raça, sendo as diferenças explicadas pelas posições relativas das quais partiram os grupos raciais.

Ainda assim, os resultados obtidos pelo autor que considera em sua análise brancos e não brancos (negros e pardos), afirma que os primeiros apresentam maior eficiência na conversão de investimentos em experiência e educação em retornos monetários. O autor afirma ainda que esse resultado poderia indicar que o aumento em gastos com educação dos não brancos poderia induzir no curto prazo a um aumento no diferencial de salários comparativamente com os brancos.

Nesse caso, a discriminação estaria presente no mercado de trabalho e também influenciaria na desigualdade de renda e riqueza dos brasileiros. Cabe destacar que no período recente ocorreram diversas mudanças no mercado de trabalho brasileiro, como por exemplo, a menor taxa de crescimento da oferta de trabalho, destacado por Ramos (2009), sendo a explicação deste fato decorrente da queda da taxa de fecundidade a partir dos anos de 1980 e a necessidade de melhores qualificações para ingresso no mercado de trabalho, o que tende a postergar a entrada dos jovens no mesmo.

Nos últimos anos, inúmeras pesquisas apontam para a desigualdade salarial no mercado de trabalho brasileiro. O Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos Dieese (2003) concluiu que tanto as mulheres brancas quanto homens negros auferiram rendimentos-hora mensais significativamente menores que o dos homens que se autodeclaram brancos. Em estudo realizado por Marques e Sanches (2010), através de dados da PNAD (2006) foi possível inferir que

uma mulher branca sem instrução recebia 71% do que um homem branco na mesma condição. Além disso, quando analisada a faixa de indivíduos com ensino superior, a desigualdade aumenta, sendo que mulheres brancas recebiam apenas 56% do que os homens com esse nível de escolaridade recebiam. O pior cenário ocorre quando se analisa mulheres negras com ensino superior que recebiam apenas 41% dos homens brancos.

Para realizar esses tipos de análise é necessária demasiada robustez metodológica. Segundo Cavaliere e Fernandes (1998) para que de fato seja possível afirmar que existe discriminação no mercado de trabalho, frente a maiores ganhos de homens e indivíduos de cor branca é necessário que os trabalhadores analisados sejam comparáveis em termos de produtividade e preferências, sendo a garantia desta hipótese o principal complicador em estudos de diferenciais de salários.

Na sociedade contemporânea, questões relacionadas à discriminação ganham cada vez mais espaço, estando essa discussão presente nas ruas, escolas, empresas e governo. Desta forma, entender e quantificar o diferencial de salários entre homens e mulheres não é reduzir-se a um simples objeto de pesquisa, mas sim entender como toda a sociedade está funcionando.

Posto isso, o presente estudo tem por objetivo estimar as equações de salários para homens e mulheres, além do diferencial de salários por gênero no Brasil no ano 2015. Para isso, utiliza-se da decomposição de Oaxaca-Blinder, partindo de uma equação minceriana para determinação de salários (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973; MINCER, 1974).

Desta maneira, é possível analisar se os resultados para o ano 2015 continuam a evidenciar diferença salarial entre homens e mulheres, assim como, qual a parcela devida à discriminação nessa diferença.

O trabalho divide-se em cinco seções, além desta introdução. A próxima seção dispõe da revisão de literatura que o proposto estudo se baseia, adentrando ao tema da discriminação e mostrando diversos estudos que buscaram identificar diferenciais de salário a partir da mesma. A terceira seção é composta pela metodologia do trabalho que se baseia, essencialmente, na estimação da equação de salários e pela decomposição de Oaxaca-Blinder. Na quarta seção são apresentados os resultados empíricos encontrados pelo estudo.

Por fim, a última seção ficou reservada às considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

A questão da desigualdade social é um tema multidisciplinar, objeto de estudo em diversas áreas de conhecimento, especialmente na sociologia e na economia. Na sociologia do trabalho, por exemplo, destacam-se as contribuições dos sociólogos Pierre Bourdieu e Erving Goffman para a melhor compreensão das assimetrias de gênero mediante os conceitos de *habitus*<sup>1</sup>, capital<sup>2</sup>, violência simbólica, estigma entre outros.

Conforme Bourdieu (2002), uma das formas de dominação estabelecida é a dominação masculina que, por sua vez, consiste em um exemplo de submissão, resultado da violência simbólica<sup>3</sup>. Esse tipo de violência é invisível para as suas vítimas, está presente na maneira de pensar, de comportar, de sentir e de falar das pessoas. O autor explica que as estruturas de dominação são produto do trabalho de reprodução de agentes específicos, entre eles, os homens com “com suas armas como a violência física e a violência simbólica e as instituições”.

Bourdieu (2002) argumenta que as estruturas de dominação masculina são históricas, não são eternas e enumera algumas conquistas importantes para as mulheres, no entanto, alerta para a possibilidade de discriminação. O autor observou várias mudanças, como: maior participação das mulheres no ensino secundário e superior, no mercado de trabalho; distanciamento das tarefas domésticas e das funções de reprodução; adiamento da idade do casamento e da procriação; aumento do número de divórcios. Explica que um “coeficiente simbólico negativo”, assim como a cor da pele ou outro sinal de pertenc-

cimento a um grupo estigmatizado, faz com que as mulheres estejam separadas dos homens, independentemente de sua posição na sociedade. Elas, por sua vez, distanciam-se uma das outras devido às suas diferenças econômicas e culturais.

Diferentemente, para tratar da discriminação, Goffman (1993) destaca os diferentes tipos de estigma. Segundo o estudioso, os gregos criaram o termo estigma para fazer alusão aos sinais corporais com os quais se procuravam mostrar algo de extraordinário ou ruim sobre o *status* moral de quem os apresentava. Esses sinais podiam ser uma marca de um corte ou de uma queimadura no corpo de um escravo, criminoso ou traidor que deveriam ser evitados em lugares públicos.

Segundo Goffman (1993), a sociedade convive com três tipos de estigmas: i) abominações do corpo (deformidades físicas); ii) culpas de caráter individual (desonestidade, distúrbio mental, vício etc.); iii) tribais de raça, nação e religião (que podem ser transmitidos através da linhagem e afetar todos os membros de uma família). A imagem deteriorada dos estigmatizados causa-lhes redução de oportunidades, exclusão da sociedade e redução de suas chances de vida por causa da discriminação. Nesse caso, em casos de discriminação de gênero a mulher pode ser vista como estigmatizada.

Por outro lado, diversos trabalhos empíricos abordam a questão de desigualdade salarial devido a questões de gênero e raça, usando como suporte as teorias da economia do trabalho. Entre os estudos nessa área, destacam-se os de Giuberti e Menezes-Filho (2005), Madalozzo (2010) e Salvato, Souza e França (2013). O fato dos trabalhadores receberem rendimentos diferenciados no mercado de trabalho é bastante evidente, pois, são diversas as variáveis capazes de determinar o salário, desde a qualificação da mão de obra, antes do ingresso no mercado de trabalho, passando pela experiência, setores, regiões ou países, até a questão da discriminação por gênero e raça. Atualmente, tem sido comum os estudos que procuram investigar as causas das diferenças salariais utilizando modelos com controles por idade, nível educacional, gênero e região, deixando apenas o efeito que não seja devido a nenhum desses fatores, mas sim devido à questão do gênero e da raça.

Madalozzo (2010), por exemplo, destaca que diversos países têm experimentado aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho,

1 Para António (2008), o termo *habitus* enquanto um “sistema de disposições para a ação” pode ser interpretado como sendo a interiorização da exterioridade e a exteriorização da interioridade, pois, “ele capta o modo como a sociedade se deposita nas pessoas sob a forma de disposições duráveis, capacidades treinadas, e modos de pensar, agir e sentir, e capta também as respostas criativas dos agentes às solicitações do meio social envolvente, respostas essas que são guiadas pelas disposições apreendidas no passado”.

2 Bourdieu destaca quatro tipos de capital: i) econômico (renda, salários e imóveis); ii) social (relações sociais passíveis de serem convertidas em capital); iii) cultural (saberes e conhecimentos) e; iv) capital simbólico (prestígio, honra, status) (SETTON, 2008).

3 O autor esclarece que o termo “simbólico” não minimiza o papel da violência física e que esse deve ser interpretado como sendo o oposto de real, de efetivo, sinônimo de espiritual, sem efeitos reais.

no entanto, poucos deles se orgulham das condições que as trabalhadoras têm enfrentado, ainda que a diferença salarial esteja menor do que o verificado em décadas anteriores.

Um estudo comparativo sobre as diferenças de rendimentos entre os homens e mulheres no Brasil e nos Estados Unidos, mediante a decomposição de Oaxaca, foi realizado por Giuberti e Menezes-Filho (2005). Os autores constataram a presença de um componente da diferença de rendimentos entre os gêneros que não é explicada pelas características dos indivíduos, o que caracterizaria discriminação sofrida pelas mulheres no mercado de trabalho, tanto brasileiro quanto americano. Para o Brasil, destaca-se o fato de as características das mulheres determinarem, por si só, um diferencial de salários a seu favor em todos os anos analisados, portanto, a diferença salarial existente é devida aos coeficientes que quantificam a discriminação. Para os Estados Unidos, tanto as características quanto os coeficientes da discriminação explicam o diferencial a favor dos homens. Em ambos os países, a diferença salarial está reduzindo ao longo do tempo, tanto por parte das características quanto por causa da discriminação.

Uma contribuição importante no quesito metodológico foi dada por Neri, Carvalho e Silva (2006). Esses pesquisadores decompueram o diferencial de salários por cor e sexo dos trabalhadores brasileiros usando os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD). Além de estimar a equação minceriana de salários com a correção do viés de seleção das informações dos salários, realizaram a decomposição do diferencial da média do logaritmo do salário/hora, utilizando o procedimento de Oaxaca (1973).

O processo que leva um trabalhador a ter um salário alto ou baixo pode ser dividido em três etapas: formação, inserção e definição salarial. Pensando nessas etapas, Soares (2000) traçou o perfil da discriminação contra homens negros e mulheres brancas e constatou que enquanto as mulheres brancas sofrem na última etapa, os homens negros sofrem nas duas primeiras. As mulheres brancas, apesar de serem mais qualificadas que homens brancos e trabalharem em setores industriais e regiões cuja remuneração é idêntica, ganham menos que os homens, “existe um acordo tácito no mercado de trabalho de que as mulheres, mesmo exercendo tanto quanto os homens atividades que exigem qualificação, preci-

sam ou merecem ganhar menos” (SOARES, 2000, p.23). Ainda assim, os homens negros também sofrem alguma discriminação na terceira etapa, sendo que o diferencial de salário cresce com a renda desses homens. No entanto, são mais discriminados nas primeiras duas etapas: “*é na escola, e não no mercado de trabalho, que o futuro de muitos negros é selado*” (SOARES, 2000, p.23).

Considerando que os trabalhadores já estão inseridos no mercado de trabalho, Salvato, Souza e França (2013), através da decomposição de Oaxaca-Blinder e da decomposição de Machado e Mata (2005) mediram quanto da desigualdade de renda entre os grupos de raça/gênero é explicada pela discriminação e quanto dela tem explicação na diferença de habilidades dos trabalhadores. Com base nos dados das PNADs de 2001 e 2011, a análise foi realizada para o Brasil e regiões. Apesar da queda da diferença salarial, verificou-se que a discriminação é maior em ambos os tipos de decomposição entre 2001 e 2011, principalmente para as faixas de renda superiores. Os pesquisadores também constataram que a discriminação é o que explica a diferença salarial entre gêneros e que as diferenças de características produtivas é a principal causa da diferença salarial entre as raças. Ademais, foram encontrados diferentes padrões regionais e por quantis da discriminação.

Outra questão que merece destaque é a heterogeneidade regional, que tem sido um fator importante para explicar a desigualdade salarial entre os gêneros. Aguiar e Vaz (2016), por exemplo, ressaltam que apesar de a proporção de mulheres em empregos formais ter aumentado, a desigualdade salarial por gênero no Brasil é persistente. Essas pesquisadoras estudaram os fatores que contribuem para a existência do diferencial salarial em favor dos homens mediante a metodologia de decomposição de Oaxaca-Blinder, com base nos dados da PNAD 2014. Também, investigaram se essa diferença de rendimentos é homogênea entre as regiões brasileiras. Os resultados mostraram que, no Brasil, o retorno às características dos homens foi significativamente superior ao das mulheres. Entretanto, nas regiões Norte e Nordeste, a discrepância entre os retornos às características de homens e mulheres é expressivamente maior.

Ainda na vertente de pesquisa regional, Almeida e Besarria (2014) investigaram se o mercado de trabalho nordestino discrimina a mulher e o traba-

lhador não branco. Primeiramente, com base nos dados da PNAD de 2012, os autores estimaram uma versão estendida da equação minceriana de rendimentos por meio do método de mínimos quadrados ordinários e regressões quantílicas. Depois, realizaram a decomposição dos rendimentos através do procedimento de Oaxaca-Blinder, para finalmente verificar a existência ou não de discriminação por gênero e raça no mercado de trabalho. Os resultados sugeriram que as disparidades regionais não foram tão significativas quanto os diferenciais setoriais. Esses pesquisadores constataram a presença de diferenciais salariais significativos e discriminação entre gêneros e raças no mercado de trabalho nordestino. Os dados sugeriram que 266,95% do diferencial salarial médio entre homens e mulheres deve-se ao termo de discriminação. No quesito raça, foi verificado que aproximadamente 60% do hiato salarial entre brancos e não brancos deveu-se ao componente de discriminação.

Posto isso, a próxima seção busca explicitar a base de dados e os procedimentos metodológicos utilizados com o objetivo de verificar o diferencial de salários no mercado de trabalho brasileiro entre os gêneros masculino e feminino no ano 2015.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Base de dados

A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios do ano 2015 (PNAD, 2015), pois é uma base que possui abrangência nacional e é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) sobre pessoas e domicílios. A PNAD mede diversas características socioeconômicas da sociedade como, por exemplo, educação, trabalho, renda e habitação de cerca de 100 mil domicílios todos os anos (à exceção dos anos de Censo). A pesquisa é considerada uma das mais completas e importantes do país. Um dos limites da pesquisa é sua abrangência geográfica: Brasil, Grandes Regiões, Unidades da Federação. Portanto, a menor região de análise é a unidade da federação.

Primeiramente, foram realizados recortes de tal forma que a amostra contenha apenas indivíduos maiores de 18 anos que trabalharam (no setor privado) na semana de referência. Assim, desconsidera-se a diferença salarial por gênero no setor público.

As variáveis utilizadas no intuito de explicar a diferença salarial de gênero tanto em relação às diferenças de características quanto de discriminação foram: escolaridade (anos de estudo), experiência<sup>4</sup>, experiência ao quadrado, raça (branco = 1; 0 = caso contrário) uma variável binária correspondente à carteira assinada, chamada de mercado de trabalho (1 = carteira assinada; 0 = caso contrário), setor de ocupação (sendo estes indústria, agrícola e construção, ficando os outros omitidos), além das regiões brasileiras (ficando a região nordeste como referência).

Desta maneira, as variáveis captam habilidades/características de produção (educação, experiência e experiência ao quadrado), raça, características do mercado de trabalho (carteira assinada), característica do setor de ocupação e características regionais.

#### 3.2 Procedimentos econométricos

Mincer (1958) tenta relacionar o investimento em capital humano com os salários recebidos pelos indivíduos, mostra que diferentes níveis de investimento em capital humano podem estar relacionados com diferentes taxas de retorno deste investimento. Posteriormente, Mincer (1974) em seu artigo *Schooling, experience and earnings*, critica a maneira na qual o capital humano vinha sendo analisado por modelos empíricos até então, nos chamados “*Schooling Models*”. O autor deixa claro que analisar apenas o aspecto escolar como anos de estudo e não avaliar investimentos pós-escola como treinamentos e experiência poderiam levar a estimativas viesadas da influência do capital humano sobre a distribuição dos salários. Além disso, o mesmo introduz a chamada equação minceriana, que originalmente apresenta a seguinte forma funcional:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 s_i + \beta_2 t_i + \beta_3 t_i^2 + u_i \quad (1)$$

Em que  $Y_i$  é o logaritmo natural do salário do indivíduo  $i$ ;  $s_i$  pode ser definido como os anos de estudo do trabalhador;  $t$  representa uma medida de experiência do indivíduo;  $\beta_1$  representa os parâmetros de cada variável na explicação da variável dependente e representa a constante a ser estimada.

Desta maneira, a equação é utilizada para analisar a resposta no salário frente às mudanças no

4 A variável experiência foi construída pela diferença entre a idade e a idade que o indivíduo começou a trabalhar.

capital humano (educação e experiência). A equação (1) pode ainda ser utilizada para verificação de diferenciais de salários entre grupos distintos, como, por exemplo, no presente estudo, entre homens e mulheres.

Para tal propósito, este artigo parte de duas equações mincerianas, uma representando a estrutura dos salários para indivíduos do sexo masculino e outra para o sexo feminino:

$$\ln Y_H = \alpha_H + \beta_H X_H + u_H \quad (2)$$

$$\ln Y_M = \alpha_M + \beta_M X_M + u_M \quad (3)$$

Em que  $Y_i$  representa o logaritmo natural do salário-hora do indivíduo,  $\alpha$  representa a constante,  $X$  é o vetor que representa as características individuais,  $\mu$  representa o termo de erro estocástico. Os subscritos  $H$  e  $M$ , indicam que as variáveis pertencem ao grupo dos homens e de mulheres, respectivamente. A partir do método de mínimos quadrados ordinários tem-se que:

$$\overline{\ln Y_H} = \widehat{\alpha}_H + \widehat{\beta}_H \overline{X_H} \quad (4)$$

$$\overline{\ln Y_M} = \widehat{\alpha}_M + \widehat{\beta}_M \overline{X_M} \quad (5)$$

Em que a barra sobrescrita representa a média. De acordo com Oaxaca (1973), na ausência de discriminação os parâmetros  $\beta$ 's estimados deveriam ser iguais tanto para homens quanto para as mulheres. Nesse caso, se as firmas adotam o princípio da minimização de custos:

$$\frac{Y_H}{Y_M} = \frac{PM_H}{PM_M} \quad (6)$$

Desta maneira,  $PM$  representa o produto marginal. Porém, se existe diferença entre os rendimentos de homens e mulheres:

$$\begin{aligned} \Delta Y &= \overline{\ln Y_H} - \overline{\ln Y_M} = \\ &(\widehat{\alpha}_H - \widehat{\alpha}_M) + \widehat{\beta}_H \overline{X_H} - \widehat{\beta}_M \overline{X_M} \end{aligned} \quad (7)$$

Nesse caso, a decomposição de Oaxaca-Blinder é utilizada para dividir o diferencial de rendimentos em duas partes, uma referente às diferentes características ou habilidades entre os

homens e mulheres (educação, experiência etc.) e outra referente à discriminação de gênero no mercado de trabalho (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973). Para facilitar o cálculo somou-se e subtraiu-se  $\widehat{\beta}_M \overline{X_H}$  na equação (7), assim:

$$\begin{aligned} \Delta Y &= \ln Y_H - \ln Y_M = (\widehat{\alpha}_H - \widehat{\alpha}_M) + \\ &\widehat{\beta}_H \overline{X_H} - \widehat{\beta}_M \overline{X_M} + \widehat{\beta}_M \overline{X_H} - \widehat{\beta}_M \overline{X_H} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Delta Y &= \ln Y_H - \ln Y_M = \\ &\underbrace{(\widehat{\alpha}_H - \widehat{\alpha}_M) + X_H (\widehat{\beta}_H - \widehat{\beta}_M)}_{1^\circ \text{ termo}} + \underbrace{\widehat{\beta}_M (X_H - X_M)}_{2^\circ \text{ termo}} \end{aligned} \quad (9)$$

Assim, o primeiro termo representa o diferencial de salários devido à discriminação de gênero no mercado de trabalho e o segundo termo representa o diferencial de salários devido às diferentes habilidades entre homens e mulheres. Se  $\widehat{\beta}_H > \widehat{\beta}_M$ , então, os empregadores auferem maior retorno das variáveis utilizadas nas regressões para os homens (como, por exemplo, educação e experiência). Se  $\widehat{\alpha}_H > \widehat{\alpha}_M$ , então, os homens recebem mais que as mulheres brancas independentemente do nível das variáveis. Para este estudo foram estimados os coeficientes, a participação relativa destes na diferença total e na forma exponencial<sup>5</sup>.

Além disso, cabe salientar que o estudo não utilizou o método de correção de viés de seleção amostral de Heckman (1979). O autor afirma que analisar apenas indivíduos ocupados pode levar a uma amostra não aleatória. Ainda assim, por considerar que o desemprego no Brasil seja involuntário, vários autores preferem não utilizar o referido procedimento, como por exemplo, Cacciamali, Taiti e Rosalino (2009) e Souza et al. (2015).

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1 Estatísticas descritivas

Inicialmente, apresentam-se algumas informações sobre a base de dados utilizada neste estudo com o intuito de propiciar uma visão geral do mercado de trabalho brasileiro no que tange à questão

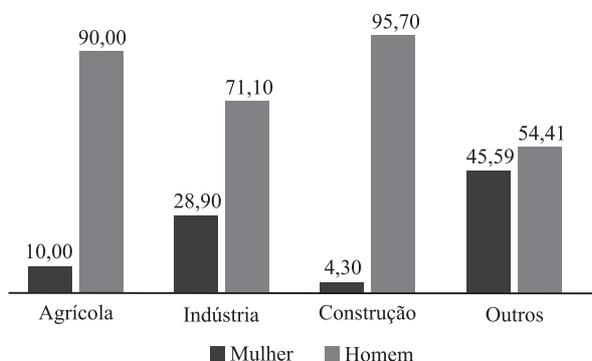
<sup>5</sup> Para cálculo dos coeficientes na forma exponencial foi utilizado o comando eform, para mais detalhes ler Jann (2008).

de gênero e raça. A Figura 1 apresenta a proporção de homens e mulheres ocupados no setor privado, por setor de ocupação, no ano 2015. Esses dados revelam uma característica marcante do mercado de trabalho brasileiro: intensa desproporcionalidade de gênero nos setores de atividades, principalmente, na agricultura e construção.

Cabe destacar que a amostra total somou 65.338 indivíduos dos quais 62,26% foi composta por homens e apenas 37,24% por mulheres. Da Figura 1, é possível afirmar que os homens são a maioria em todos os setores e que a categoria outros setores<sup>6</sup> apresenta mais equilíbrio no que tange à questão do gênero, pois, agrega setores tradicionalmente ocupados por mulheres, como por exemplo, comércio, serviços sociais e serviços domésticos.

Além disso, o setor com maior proporção de homens é o da construção (96%). Tanto o setor agrícola (90%) quanto indústria (71%) apresentaram altas taxas de ocupação para homens em detrimento das mulheres.

Figura 1 – Proporção de homens e mulheres ocupados no setor privado, por setor de ocupação em 2015 na semana de referência

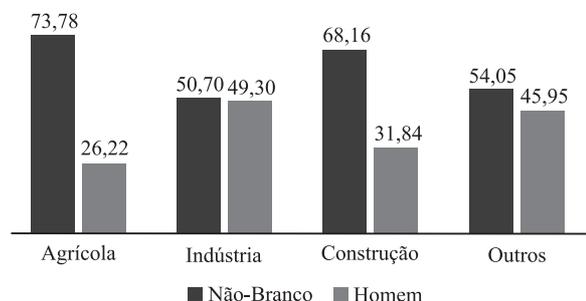


Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados do PNAD (2015).

No que tange ao aspecto racial, os indivíduos que se autodeclararam negros/pardos estão mais presentes nos setores de construção e agrícola, setores que, por vezes, oferecem menor salário relativamente ao industrial e outros, como pode ser visualizado na Figura 2. Ainda assim, a proporção de brancos e não brancos é praticamente igual no

setor industrial e, também, é mais equitativo no setor outros.

Figura 2 – Proporção de brancos e negros ocupados no setor privado, por setor de ocupação em 2015 na semana de referência.



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados do PNAD (2015).

A Tabela 1 reporta algumas estatísticas descritivas como a média, o desvio padrão, os valores mínimos e máximos para as variáveis educação, salário-hora, experiência e rendimento mensal dos trabalhadores brasileiros. A partir da análise dessas estatísticas, é possível afirmar que a educação média dos brasileiros da amostra é de 9,8 anos – o que corresponde ao ensino médio incompleto – com um desvio padrão de 3,6 anos o que sugere forte desigualdade na distribuição da escolaridade.

Tabela 1 – Média, desvio padrão, valor mínimo e máximo para variáveis selecionadas

Variáveis	Média	Desvio padrão	Valor mínimo	Valor máximo
Educação	9,81	3,6	0	15
Educação Homem	9,23	3,7	0	15
Educação Mulher	10,78	3,2	0	15
Rendimento Mensal	1.585,59	1.708,17	20	48.000
Salário-hora	13,02	62,86	0,1	4.602,74
Salário-hora Homem	13,67	68,56	0,1	4.602,74
Salário-hora Mulher	11,93	51,1	0,21	3.452,06
Experiência	19,38	12,8	0	74
Experiência Homem	20,45	13,09	0	72
Experiência Mulher	17,62	12,09	0	74

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados do PNAD (2015).

Além disso, a educação média das mulheres supera a educação dos homens em cerca de um ano e meio de estudo. Por outro lado, homens possuem mais experiência que as mulheres e, também, recebem maiores salários-hora, na média. Assim, os resultados da amostra vão de encontro com os resultados apresentados em diversos estudos empíri-

6 O setor Outros fora formado segundo desagregação da PNAD (2015), assim foi possível incorporar os setores Comércio e Reparação; alojamento e alimentação; Transporte, armazenagem e comunicação; Educação, saúde e serviços sociais; Serviços domésticos; Outros serviços coletivos, sociais ou pessoais; Outras atividades.

cos, como o de Neri, Carvalho e Silva (2006) e o de Giuberti e Menezes Filho (2005).

Tabela 2 – Proporção de homens, mulheres, brancos e não brancos em cada ano de escolaridade, Brasil, 2015

Anos de estudo	Homem	Mulher	Branco	Não Brancos
0	3,59	1,24	1,97	3,47
1	0,88	0,29	0,42	0,84
2	1,43	0,50	0,69	1,40
3	2,18	0,83	1,26	2,00
4	5,56	2,83	3,96	5,00
5	5,02	2,63	3,22	4,85
6	3,33	1,82	2,23	3,20
7	4,03	2,28	2,83	3,82
8	11,91	7,61	9,26	11,13
9	3,85	2,45	2,52	3,98
10	4,46	3,37	3,52	4,48
11	37,00	44,10	38,32	40,79
12	3,18	5,12	4,48	3,45
13	2,31	3,69	3,42	2,34
14	1,92	3,44	3,27	1,86
15 ou mais	9,34	17,56	18,62	7,39

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados do PNAD (2015).

Por sua vez, a Tabela 2 reporta os dados da distribuição dos trabalhadores conforme gênero, raça e escolaridade. Como pode ser verificado, uma maior parcela dos homens com relação às mulheres não possui qualquer grau de escolaridade e o mesmo ocorre com os não brancos em comparação com os brancos. A maior parcela de todas as categorias se concentra em 11 anos de estudo, porém cabe ressaltar que a proporção de mulheres com 15 ou mais anos de estudo é quase o dobro que a parcela dos homens. Destaca-se também que a proporção de brancos nesta faixa de escolaridade é 2,5 vezes que o da população não branca.

#### 4.2 Equações de determinação de salários

Parte-se para a análise das equações de determinação de salários de homens e mulheres, dispostas na Tabela 3. Verifica-se que cada ano a mais de estudo eleva-se os salários-hora em 7,6% para homens e 8,9% para mulheres. Nesse caso, o retorno à educação é maior para as mulheres. Cada ano adicional de experiência aumenta em aproximadamente 2,8% o salário-hora dos homens e 1,9% o salário das mulheres, diminuindo ao longo do tempo como pode ser visto através do coeficiente da experiência ao quadrado. Assim, enquanto os homens teriam o maior retorno em relação a essa variável quando completassem aproximadamente

46 anos de experiência, as mulheres atingiriam o ponto de inflexão com 47 anos. Ademais, ser branco eleva o salário tanto de homens quanto de mulheres em mais de 17%.

Em relação à variável mercado de trabalho, fica evidenciado que empregos com carteira de trabalho assinada elevam os ganhos tanto dos homens quanto das mulheres em 21% e 19%, respectivamente. Outro resultado interessante é que o fato de trabalhar no setor da Construção acarreta em aumentos do salário-hora em ambos os gêneros, quando se compara com o setor Outros. Por fim, é possível afirmar que trabalhar na região Sudeste ao invés da região Nordeste implica em maiores salários tanto para os homens quanto para as mulheres.

Tabela 3 – Equações de determinação de salários por gênero, Brasil, 2015

Variáveis	Homens	Mulheres
Constante	0,6402*	0,4342*
Educação	0,0756*	0,0888*
Experiência	0,0278*	0,0188*
Experiência <sup>2</sup>	-0,0003*	-0,0002*
Branco	0,1743*	0,1754*
Carteira assinada	0,2115*	0,1925*
Indústria	0,0788*	-0,0006
Construção	0,0914*	0,2430*
Agrícola	-0,0047	0,0986
Norte	-0,0182	-0,0256***
Centro-Oeste	-0,0737*	-0,1400*
Sudeste	0,1128*	0,1269*
Sul	-0,0001	0,0166***

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados do PNAD (2015).

Nota: \* $p \leq 0,01$ ; \*\*  $0,01 \leq p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $0,05 \leq p \leq 0,10$ .

Para identificar os diferenciais de salário entre homens e mulheres, assim como identificar a contribuição de cada variável para isso, a próxima seção realiza a decomposição de Oaxaca-Blinder, a partir das equações mincerianas para homens e mulheres.

#### 4.3 Decomposição das diferenças salariais

A partir da Tabela 4, é possível analisar que o logaritmo da média do salário-hora dos homens demonstrou ser maior que o logaritmo da média do salário-hora das mulheres com uma diferença de 0,1224. Observando a Tabela 5, verifica-se que a diferença salarial total entre homens e mulheres fora de 13,03%. Além disso, é possível identificar os impactos percentuais no salário das mulheres

advindos dos efeitos característica e do efeito discriminação. Dessa forma, pode-se afirmar que se as mulheres tivessem as mesmas características que os homens (ou seja, a mesma escolaridade, experiência etc.), o salário recebido por elas seria 9,5% menor, ou seja, o efeito característica tende a diminuir a desigualdade entre salários. Cabe mencionar que o efeito discriminação, ou seja, considerando a diferença entre os coeficientes estimados, respondeu por 20,09% da diferença salarial entre homens e mulheres.

Tabela 4 – Logaritmo dos salário-hora por gênero e diferença dos salários esperados

Masculino	Feminino	Diferença
2,0805	1,9581	0,1224

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados do PNAD (2015).

Ainda em relação a Tabela 5, é possível desmembrar o efeito característica e discriminação para avaliar a contribuição individual de cada variável inserida no modelo econométrico. Decompondo o efeito característica, é possível afirmar que todas as variáveis foram estatisticamente significativas. A educação foi a variável com maior impacto no sentido de diminuir a desigualdade, assim, se as mulheres tivessem a mesma escolaridade que os homens, o salário recebido por elas seria 12,46% menor. Resultado semelhante ao encontrado pela maioria dos estudos empíricos como em Cirino (2009) que afirma que a escolaridade feminina é superior à masculina. A variável experiência contribuiu no sentido de aumentar a desigualdade enquanto que o quesito raça contribuiu para a redução da desigualdade, ou seja, se as mulheres apresentassem a mesma característica de raça que os homens, o impacto percentual em seus salários seria de 1,40%, fato que pode ser explicado, já que aproximadamente 50% das mulheres da amostra eram brancas, frente a 42% dos homens.

A variável *dummi* região, que utilizou o Nordeste como variável base, também contribuiu para explicar as diferenças salariais. Assim, se a distribuição regional fosse equalizada à dos homens, as mulheres passariam a ganhar menos. Por fim, o setor de ocupação explica uma parcela relevante dos diferenciais de salários. Se as mulheres estivessem tão presentes quanto os homens em todos os setores, o salário delas aumentaria em 3,61%.

Tabela 5 – Coeficientes, participação relativa e impacto percentual da decomposição de Oaxaca-Blinder no Brasil

Diferenças	Coefficientes	Participação relativa (%)	Impacto percentual no salário (%)
Características	-0,0951	-77,69	-9,07*
Educação	-0,1331	-108,74	-12,46*
Experiência	0,0531	43,38	5,46*
Experiência <sup>2</sup>	-0,0248	-20,26	-2,45*
Raça	-0,0141	-11,52	-1,40*
Setor de ocupação	0,0355	29,00	3,61*
Região	-0,0045	-3,68	-0,45*
Mercado de Trabalho	-0,0072	-5,88	-0,72*
Discriminação de Gênero	0,2009	164,10	22,25*
Educação	-0,1422	-116,18	-13,25*
Experiência	0,1602	130,88	17,37*
Experiência <sup>2</sup>	-0,0452	-36,93	-4,42*
Raça	-0,0005	-0,41	-0,05
Setor de ocupação	0,011	8,99	1,11*
Região	-0,0041	-3,35	-0,41
Mercado de trabalho	0,0157	12,83	1,60
Constante	0,2061	168,38	22,89*
Interação <sup>1</sup>	0,0166	13,59	1,68%
Diferença total	0,1224	100	13,03

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados do PNAD (2015).

Com relação ao desmembramento do efeito discriminação, as variáveis significativas foram educação, experiência, experiência ao quadrado e setor de ocupação. Nesse caso, a educação foi mais valorizada nas mulheres (fato que também ficou explícito na equação de rendimentos). Sendo assim, o aumento da escolaridade reduz o diferencial de salários. Por outro lado, a variável experiência foi mais valorizada pelos homens, pois, aumenta o diferencial de salários e se as mulheres apresentassem o mesmo tempo de experiência que os homens, o salário delas subiria em torno de 17,37%. Além disso, os setores industriais, agrícola e construção aumentam o diferencial de salários quando comparado com o setor Outros, ou seja, os homens empregados nesses setores apresentam salários superiores aos das mulheres. Porém, fica claro que o maior efeito (impacto percentual de 22,89% nos salários) advém da constante, que nesse caso representa o *shift effect*<sup>7</sup>.

Sendo o *shift effect* (discriminação direta, que não é explicada por outros fatores) o maior responsável pelo efeito discriminação, fica claro que os

7 JANN (2008) define *shift effect* como a diferença entre as constantes da decomposição de Oaxaca-Blinder, ou seja, .

resultados apontam para discriminação salarial no setor privado brasileiro no ano de 2015.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve por objetivo estimar equações de salários para indivíduos do gênero masculino e feminino, além de realizar a decomposição de Oaxaca-Blinder com vistas a explicar o diferencial de salários entre os gêneros.

De acordo com as equações de salários, constatou-se que as mulheres apresentam um maior retorno à educação enquanto os homens apresentam um maior retorno à experiência; além disso, ser branco e residir no Sudeste (em detrimento de ser negro e residir no Nordeste) aumenta o salário de ambos os gêneros.

Mediante a decomposição de Oaxaca-Blinder é possível afirmar que o logaritmo da média do salário-hora dos homens é superior ao das mulheres e a diferença total entre os gêneros é de 13%, favorecendo os homens. Também é possível afirmar que o efeito característica age no sentido de diminuir a diferença salarial entre os gêneros e que por outro lado, o efeito discriminação responde por grande parte da diferença salarial.

A educação foi a grande responsável pelo efeito discriminação não ser ainda maior, por outro lado, a experiência age no sentido de aumentar a discriminação. Porém, a maior parte da discriminação deveu-se à constante, ou seja, advém da discriminação direta. Nesse sentido, é possível afirmar que grande parte dos diferenciais de salários entre os gêneros deve-se sim à discriminação no mercado de trabalho, prática essa que deve ser combatida. Ademais, cabe destacar que a discriminação não ocorre quando analisado a *dummie* para raça.

A discriminação de gênero e raça são apenas uma das possíveis no mercado de trabalho, antes e após a inserção do trabalhador. No dia a dia, muitas outras delas ocorrem, não somente na hora de receber o salário, mas também na inserção e interação com os demais colegas de trabalho. Posto isso, é necessário estudar outros tipos de discriminações, como por exemplo, deficiência física, vítimas de enfermidades graves, migrantes, ideologia partidária etc. Desta maneira, entender o impacto destas em diferenciais de salário pode proporcio-

nar melhores informações para políticas públicas por parte do Estado.

Assim, para pesquisas futuras sugere-se analisar a evolução histórica da discriminação de gênero no mercado de trabalho brasileiro, podendo assim, verificar se a mesma aumentou ou diminuiu ao longo dos últimos anos. Além disso, o resultado de não discriminação entre raças deve ser investigado mais profundamente em pesquisas posteriores.

## REFERÊNCIAS

AGUIAR, I. R. S.; VAZ, D. V. Diferenciais de rendimento por gênero no mercado de trabalho: uma comparação entre as regiões brasileiras. **Revista da Abet**, v. 15, n. 1, p. 49-67, jan./jun., 2016.

ALMEIDA, W. D. S.; BESARRIA, C. N. Diferenciais de rendimento por gênero e raça no mercado de trabalho nordestino: uma análise via regressões quantílicas e decomposição de Oaxaca-Blinder (1973). In.: ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA, 10., Salvador. **Anais...** Salvador: SEI, 2014. Disponível em: <[http://www.eeb.sei.ba.gov.br/pdf/2014/er/diferenciais\\_de\\_rendimento.pdf](http://www.eeb.sei.ba.gov.br/pdf/2014/er/diferenciais_de_rendimento.pdf)>. Acesso em: 19 fev. 2017.

ANTÔNIO, F. Habitus. 06 abr.2008. Disponível em: <<https://sociologando.wordpress.com/2008/04/06/habitus/>>. Acesso em: 30 jun. 2017.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **The Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.

BOURDIEU, P. **A dominação masculina**. Tradução Maria Helena Kuhner. 2. ed. Rio de Janeiro: Bertrand Brasil, 2002. 160p.

CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; ROSALINO, J. W. Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, v. 33, n. 1, p. 196-222, 2009.

CAVALIERI, C.H.; FERNANDES, Reynaldo. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista de Economia Política**, (Impresso), São Paulo, v. 18, n.1 (69), p. 158-175, 1998.

- CIRINO, J. F. **Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho: análises de decomposição para o Brasil e as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador**. 2009. P. 188. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, 2009.
- DIEESE. DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. Mulher negra: dupla discriminação nos mercados de trabalho metropolitanos. **Boletim DIEESE: Edição Especial**, novembro de 2003.
- GIUBERTI, A. C.; MENEZES-FILHO, N. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 3, p. 369-384, 2005.
- GOFFMAN, E. **Estigma: la identidad deteriorada**. 5.ed. Buenos Aires: Amorrortu Editores, 1993, 172p.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error (with an application to the estimation of labour supply functions). **Econometrica**, v. 47, n. 1, p.153-161, 1979.
- IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio PNAD, 2006. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2006/default.shtm>>.
- \_\_\_\_\_. Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio. PNAD, 2015. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2015/default.shtm>>.
- JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. **The Stata Journal**, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.
- MACHADO, J. A.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of applied Econometrics**, v. 20, n. 4, p. 445-465, 2005.
- MADALOZZO, R. Occupational segregation and the gender wage gap in Brazil: an empirical analysis. **Economia aplicada**, v. 14, n. 2, p.147-168, 2010.
- MARQUES, L. A.; SANCHES, S. Desigualdades de gênero e raça no mercado de trabalho: tendências recentes. In: **Igualdade de gênero e raça no trabalho: avanços e desafios**. Organização Internacional do Trabalho. Brasília: OIT, 2010. 216 p.
- MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, p. 281, 1958.
- MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- NERI, M. C.; CARVALHO, A. P. ; SILVA, D. B. Diferenciais de salários por raça e gênero: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. **Ensaio Econômico**, 638. Rio de Janeiro: Fundação Getulio Vargas, 2006.
- OAXACA, R. Male-Female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.
- RAMOS, L. Desempenho recente do mercado de trabalho brasileiro: 1992-2005. **Revista de Economia Política** (Impresso), São Paulo, v. 29, n. 4, p. 406-420, out./dez., 2009.
- SALVATO, M. A.; SOUZA, P. L. F; FRANÇA, J. M. S. Ser mulher e negro no Brasil ainda leva a menores salários? Uma análise de discriminação para Brasil e regiões: 2001 e 2011. In.: 41º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC. **Anais...**, dezembro de 2013. Disponível em: <[https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files\\_I/i13fdf7ed2c0ef980eed5174b846032f924.pdf](https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i13fdf7ed2c0ef980eed5174b846032f924.pdf)>. Acesso em: 19 fev. 2017.
- SETTON, M. da G. J. Uma introdução a Pierre Bourdieu. *Revista Cult.*, n. 128, set., 2008. Ano 11, p. 47-49. Disponível em: <<https://revistacult.uol.com.br/home/uma-introducao-a-pierre-bourdieu/>>. Acesso em: 30 jun. 2017.
- SILVA, N. V. O preço da cor: diferenciais raciais na distribuição de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico** (Rio de Janeiro), Rio de Janeiro, v. 10, n.1, p. 57-67, 1980.
- SOARES, S. Perfil da discriminação no mercado de trabalho – homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Ipea, Texto para discussão, n. 769, 2000.

SOUZA, S. C. I.; MAIA, K. ; FIUZA-MOURA, F. K. ; GOMES, M. R. ; SILVA, R. J. Diferenças salariais por gênero e cor e o impacto da discriminação econômica. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 9, p. 32-49, 2015.

## TRANSBORDAMENTOS DE POBREZA E DESIGUALDADE EM MINAS GERAIS: UMA ANÁLISE ESPACIAL CONSIDERANDO O EFEITO DA FRONTEIRA INTERESTADUAL

### Spillovers of poverty and inequality in Minas Gerais: an spatial analysis considering the effect of interstate border

**Sandro Pereira Silva**

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Doutorando em Políticas Públicas e Estratégias de Desenvolvimento, Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Técnico em Planejamento e Pesquisa do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). sandro.pereira@ipea.gov.br

**Leonardo de Magalhães Leite**

Doutor em Economia pela Universidade Federal Fluminense (UFF). Professor Adjunto do Departamento de Ciências Econômicas de Campos (UFF). leonardoleite@id.uff.br

---

**Resumo:** Este trabalho buscou diagnosticar a existência de regiões com “transbordamentos” territoriais de pobreza e de desigualdade em Minas Gerais, levando em conta também municípios vizinhos em regiões de fronteira. Utilizou-se de métodos de econometria espacial e criou-se uma matriz de ponderação espacial para captar o efeito-fronteira. Os resultados apontam que a localização geográfica possui papel importante na determinação da relação de pobreza e desigualdade de renda dos municípios. Porém, verificou-se que, enquanto para a variável pobreza o transbordamento ocorre independente da existência de fronteira entre municípios vizinhos de estados diferentes, no caso da desigualdade isso não ocorre, de modo que a hipótese do transbordamento somente é significativa para municípios do mesmo estado.

**Palavras-chave:** Pobreza; Desigualdade de renda; Transbordamentos territoriais; Heterogeneidade espacial; Incidência territorial de políticas públicas.

**Abstract:** This study sought to determine the existence of regions with territorial “spillovers” of poverty and inequality in Minas Gerais, also taking into account neighboring municipalities in border regions. We used methods of spatial econometrics and created a spatial weighting matrix to capture the effect border. The results indicate that geographic location plays an important role in determining the relationship of poverty and income inequality of the municipalities. However, it was found that while for the variable poverty the spillovers occurs regardless of the existence of the border between neighboring cities of different states, in the case of inequality this does not occur, so that the hypothesis of the spillovers is only significant for municipalities in the state.

**Keywords:** Poverty; Income inequality; Territorial spillovers; Spatial heterogeneity; Territorial impact of public policy.

## 1 INTRODUÇÃO

O Brasil apresenta particularidades bastante significativas a serem consideradas em qualquer análise socioeconômica de seu território: trata-se de uma economia de magnitude continental, com uma estrutura de oferta altamente diversificada, com uma considerável conexão com os mercados internacionais, mas que ainda apresenta graus de heterogeneidade regional e social que se destacam mesmo sobre as demais economias latino-americanas (SAINZ; CALCAGNO, 1999). O país é marcado por uma imensa diversidade regional, ambiental, social e cultural, além dos diferentes estágios de desenvolvimento das forças produtivas que se pode observar entre suas macrorregiões. Ademais, cada uma das suas 27 unidades federativas também apresenta suas diversidades internas (grau de desenvolvimento das forças produtivas, estruturas de poder, assimetrias internas e matrizes socioculturais próprias), o que torna ainda mais desafiador um projeto de desenvolvimento e integração nacional.

Como as interações econômicas entre diversas localidades podem ser resultado de fatores complexos, a temática da heterogeneidade espacial tem ganhado maior importância nas análises sobre a dinâmica regional da economia, cujo propósito principal tem sido estabelecer a existência ou não de dependência espacial no desenvolvimento de áreas geográficas próximas. Alguns trabalhos empíricos demonstram que a heterogeneidade territorial proporciona efeitos espaciais distintos, relacionados com a diferenciação espacial ou regional que caracterizam as unidades geográficas em análise (ROMERO, 2006; LEITE; MAGALHÃES, 2012; LEITE; SILVA, 2010).

No campo das políticas públicas, a preocupação com esses temas também ganhou destaque, sendo desenvolvida nos últimos anos uma série de ações afirmativas de combate à pobreza e à desigualdade de renda. No entanto, diferentes ações de políticas apresentam resultados diversos de acordo com os territórios sob os quais incidem, pois a infraestrutura e os arranjos institucionais variam bastante entre as distintas realidades locais (SILVA, 2014; 2015a).

Nesse sentido, este trabalho traz uma investigação, a partir de técnicas de análises estatísticas espaciais, sobre a existência de autocorrelação espacial entre as variáveis municipais de pobreza e de desigualdade de renda, tanto no interior de um

estado quanto entre eles e municípios vizinhos de outros estados. Buscou-se, portanto, identificar a existência de efeitos de vizinhança para as duas variáveis em um determinado território. A base territorial escolhida para essa análise foi o estado de Minas Gerais, por diversos motivos: possui grande importância histórica para a formação econômica nacional; é o estado com o maior número de municípios; possui fronteira com outros cinco estados mais o Distrito Federal, sendo estes representando quatro regiões diferentes do país. Enfim, pode-se dizer, sem exageros, que Minas Gerais é uma síntese bem aproximada da heterogeneidade geográfica do país, com exceção apenas da região Amazônica que não margeia o estado.

Assim, o objetivo central foi diagnosticar as regiões onde existem “transbordamentos” territoriais de pobreza e de desigualdade no território de Minas Gerais, levando-se em conta também suas localidades vizinhas, em regiões de fronteira. Por isso, os questionamentos que nortearam essa investigação foram: Pode-se detectar algum padrão de transbordamento espacial em termos da incidência de pobreza e de desigualdade dos municípios ou essas variáveis apresentam-se aleatoriamente no território? As variáveis de incidência de pobreza e desigualdade de renda são afetadas por fatores geográficos dos municípios, como sua localização? Em quais recortes territoriais a pobreza e a desigualdade de um município transbordam para sua vizinhança? A fronteira entre estados influi na propagação espacial dessas variáveis em municípios vizinhos, mas pertencentes a estados diferentes?

Primeiramente, partiu-se da hipótese de que existe autocorrelação espacial entre os municípios investigados, ou seja, a incidência de pobreza e de desigualdade em um município está relacionada também à localização do município. Disso resultaria que municípios com alta incidência de pobreza ou desigualdade tendem a estar localizados próximos a outros municípios com alta incidência, caracterizando um transbordamento de um município para seu vizinho. Porém, supunha-se também que o fato de municípios vizinhos pertencerem a estados diferentes poderia influenciar os canais de propagação espacial dessas variáveis, o que levou à elaboração de uma matriz de ponderação socioespacial interfederativa para testar o “efeito fronteira” desses transbordamentos, caso estes sejam significativos estatisticamente. O exercício analítico aqui proposto se justifica pelo fato de que a identificação de pa-

drões espaciais na incidência espacial de variáveis socioeconômicas importantes como a pobreza e a desigualdade entre municípios localizados em áreas próximas permite uma melhor focalização territorial de políticas públicas específicas, destinadas a intervir sobre as realidades existentes em diferentes configurações territoriais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Notas sobre desenvolvimento regional desequilibrado

A temática da distribuição de renda em um processo de desenvolvimento envolve uma série de variáveis da estrutura real da economia, tais como: o funcionamento do mercado de trabalho, a relação capital/trabalho, os preços dos bens-salário, a heterogeneidade estrutural, as condições macroeconômicas, as instituições políticas, sociais e econômicas associadas, especialmente, aquelas que influenciam o poder de barganha dos trabalhadores, entre outras, de acordo com a abordagem teórica que se queira utilizar. Enquanto campo de estudo, ela passou a ganhar maior relevância a partir do início da segunda metade do século XX, com destaque para trabalhos importantes como os de Hirschman (1958), Kaldor (1966), Myrdal (1972), Furtado (1961; 1984), entre vários outros. Em todos eles pode-se constatar, direta ou indiretamente, a relação entre crescimento econômico, desigualdade de renda e pobreza no processo de desenvolvimento das economias nacionais e regionais. Em geral, esses estudos contestaram um preceito implícito na teoria econômica clássica de que o processo de desenvolvimento econômico se realiza de forma homogênea no espaço, ao entenderem que a dinâmica regional do desenvolvimento ressalta disparidades diversas entre regiões distintas, o que torna o estudo desse fenômeno uma tarefa extremamente complexa.

Um dos principais economistas a estudar as dinâmicas do desenvolvimento regional para a formalização de um modelo de intervenção estatal foi o sueco Gunnar Myrdal (1972). Ele estudou as disparidades econômicas que caracterizavam, por um lado, os países desenvolvidos, com altos níveis de renda *per capita*, como os países da Europa Ocidental; e de outro, os chamados países subdesenvolvidos, com baixa renda *per capita* e baixo crescimento econômico, como os países latino-americanos e

africanos. Além das desigualdades intercontinentais, o autor analisou também os determinantes da desigualdade no interior dos próprios países. Myrdal realizou as seguintes generalizações em seu modelo analítico: i) há um pequeno grupo de países em uma situação econômica bastante favorável e um grupo muito maior de países em uma situação econômica desfavorável; ii) os países do primeiro grupo apresentam um padrão de desenvolvimento econômico contínuo e o oposto ocorre no segundo grupo; e iii) as disparidades econômicas entre os dois grupos de países haviam aumentado nas décadas anteriores (LIMA; SIMÕES, 2009).

Com base nessas colocações, Myrdal (1972) desenvolveu a teoria do “processo de causação circular cumulativa” para analisar as interações causais de um sistema econômico. Para o autor, a economia conduzida apenas pelas forças de mercado gera falhas que resultam em efeitos regressivos nas economias de alguns países e regiões que se perpetuam no tempo, como a estagnação econômica e a elevação dos indicadores de pobreza. Dessa forma, ao enfrentar dificuldades de acesso a escolas de qualidade e a empregos melhores remunerados, os pobres acumulam menores níveis de capital humano e físico. Esses, por sua vez, os mantêm na condição de pobreza, reforçando os desequilíbrios existentes. O fato de um baixo nível de desenvolvimento ser acompanhado por grandes desigualdades econômicas representa, para ele, uma das relações interdependentes no processo acumulativo, de maneira que a própria pobreza se torna causa e efeito de seu subdesenvolvimento.

Em outras palavras, a pobreza se retroalimenta, de modo que as regiões pobres tenderiam a se manter na pobreza dada a armadilha em que estão envoltas. Sob esse raciocínio, o *círculo vicioso da pobreza* envolve a economia de determinada região ao limitar o seu potencial de crescimento, haja vista a limitação no nível de renda que restringe o mercado consumidor, gerando, por outro lado, uma elevada situação de desigualdade. Com isso, ficam limitadas a obtenção de escalas produtivas mais competitivas e a capacidade de geração de poupança interna, que, por sua vez, reduz seu potencial de investimento, comprometendo assim a capacidade de inovação local e seu desenvolvimento da economia regional no longo prazo. Nesse caso, a problemática da pobreza e da desigualdade de renda tanto deriva da própria trajetória de desenvolvimento como também a condiciona.

Para reverter esse círculo perverso, seria necessária uma interferência externa, como por exemplo, uma ação estatal para a garantia de relações mais equitativas no tecido socioeconômico local. Dessa forma, Myrdal (1972) buscou estabelecer elementos essenciais para a definição de uma agenda de políticas nacionais de desenvolvimento e enfrentamento da pobreza, que seriam mais eficazes quanto mais conhecimento se tivesse sobre a forma de interação entre os diferentes fatores analisados.

Dentre os teóricos brasileiros que atuaram na análise da problemática do desenvolvimento regional desequilibrado e suas consequências em termos de concentração regional da pobreza, certamente o principal deles foi Celso Furtado. Furtado não acreditava no subdesenvolvimento como uma etapa inevitável para o desenvolvimento (visão “etapista” de Rostow, 1964), mas sim como uma característica estrutural permanente (visão “estruturalista”). Nesse sentido, ele partia de uma abordagem histórico-estruturalista para determinar os mecanismos de dependência que envolvia os países na divisão internacional do trabalho, bem como seus desdobramentos na estrutura social interna. De acordo com Furtado (1984; 1989), a situação de pobreza está imersa em uma condição de dependência gerada tanto pelas relações externas assimétricas como pelas relações de domínio que se dão no interior dos países periféricos. Ele acreditava que o meio sobre o qual as desigualdades sociais historicamente se constituíram influenciou de sobremaneira a formatação do sistema produtivo como sendo o elemento retroalimentador da desigualdade social. Esse fenômeno se torna um círculo vicioso que se insere na base das assimetrias socioeconômicas, exigindo um esforço político de planejamento para sua reversão. Influenciado por esse pensamento, Furtado defendeu a adoção de uma agenda de desenvolvimento com políticas e instrumentos para alavancar a industrialização do país. Furtado ponderava, entre outros pontos, dois em especial: a introdução do planejamento como um instrumento guia para o governo, cujas funções na área econômica provavelmente se expandirão à medida que a luta para superar o subdesenvolvimento se torna mais intensa; e o fortalecimento das instituições da sociedade civil (principalmente, sindicatos rurais e urbanos), para ampliarem as bases sociais subjacentes ao Estado e a se oporem aos padrões existentes de distribuição de renda. Entre as principais ações defendidas pelo autor no

plano prático estavam: a substituição de importações e a reforma agrária (MELLO, 2006).

A partir dos anos 1980, como desdobramento de fortes crises internacionais impulsionadas pela elevação do preço do petróleo e alta das taxas de juros americanos, os estudos desenvolvimentistas entraram em um período de descrédito teórico. Nessa época, o pensamento anti-intervencionista passou a dominar o campo acadêmico das ciências econômicas, como base intelectual para o avanço do chamado neoliberalismo econômico, que possui como premissas o encolhimento do papel do Estado na condução de promotor do desenvolvimento econômico, a livre mobilidade internacional de capitais e a desregulamentação dos mercados como única forma de alocação eficiente dos recursos. Para essa linha de pensamento, qualquer intervenção do Estado apenas geraria distorções nos preços e no produto de equilíbrio. Entretanto, os autores desenvolvimentistas voltaram ao cenário nos anos finais do século XX, após os pífios resultados das políticas econômicas neoliberais nos países do hemisfério sul, fato que abriu espaço para novas discussões sobre o papel do Estado na economia.

Atualmente, uma das principais correntes que abordam os determinantes do desenvolvimento regional diferenciado é a chamada Nova Geografia Econômica (NGE), que tem como principal expoente Paul Krugman, Nobel em Economia em 2008. De um modo geral, seus autores partem de um esquema teórico centro-periferia, para explicar como ocorrem as vantagens econômicas na aglomeração espacial, uma vez que a ocupação geográfica de um país ou região se dá através da especialização diferenciada de territórios internos: uma parte se especializa na produção de manufaturados (centro), com maior valor agregado e maior potencial de encadeamento produtivo; enquanto a outra (periferia), na produção de bens primários, com baixos níveis de produtividade e baixa geração de renda. Em outras palavras, o centro possui um sistema produtivo dinâmico, concentrando um maior e mais desenvolvido tecido empresarial e financeiro, já que nessas localidades as firmas possuem o melhor acesso aos insumos produzidos internamente assim como ao mercado consumidor (encadeamentos a jusante e a montante). Com isso, o centro tende a atrair maior fluxo populacional, inclusive de força de trabalho qualificada, devido o diferencial de salário com relação à periferia, que possui menos oportunidades de empregos devido

ao fraco encadeamento produtivo de seu sistema produtivo pouco desenvolvido. Essa concentração produtiva espacial, segundo os teóricos da NGE, será maior quanto maiores forem os custos de transporte e as barreiras artificiais ao comércio exterior (KRUGMAN; LIVAS, 1996; FUJITA; KRUGMAN; VENABLES, 2000).

Por sua vez, os ganhos de escala e de aglomeração resultantes do processo de concentração produtiva, sobretudo do setor industrial em áreas específicas de um território nacional, implicam na diferenciação nos níveis de crescimento e desenvolvimento entre regiões (ASSIS; MARQUES, 2015). Os estudos que seguem essa abordagem ressaltam o papel dos “retornos crescentes” na localização espacial da produção, devido à importância da proximidade física em muitos aspectos do universo econômico, que permite a difusão dos efeitos de aglomeração (PIERSON, 2015).

Nesse sentido, os centros iniciais da atividade econômica podem atuar como um ímã e influenciar nas decisões locais e os investimentos de outros agentes econômicos. Como resultado, a concentração espacial de empresas implica diretamente em: i) maiores salários em regiões dinâmicas, com a atração de força de trabalho qualificada; ii) atração de empresas de fornecedores de insumos, bem como serviços financeiros e jurídicos especializados; e iii) maior pressão para a convergência de investimentos públicos nessas regiões para melhorar a infraestrutura. Tal movimentação possibilita ainda a formação de redes sociais, favorecendo a troca de informações e expertise entre os agentes. Com isso, melhorias em uma atividade podem transbordar em melhorias para as partes relacionadas da economia (diminuindo custos ou aumentando a produtividade), o que reforça o papel das complementaridades positivas em um sistema econômico local. Segundo Pierson (2015, p. 349), argumentos de retornos crescentes ajudam a explicar a prevalência de “bolsões de atividade econômica especializada”, como observado nos estudos sobre o Vale do Silício e no norte da Itália.

As noções de círculo vicioso e determinação espacial também são assumidas por Ribeiro (2012) para identificar padrões de segmentação social no espaço urbano brasileiro. Ambas se manifestam de diversas formas, mas fortemente interligadas. Para o autor, indivíduos residentes de regiões consideradas periféricas tendem a estar em desvantagem

na busca por ocupações que apresentam melhores condições de remuneração, devido a fatores que envolvem restrições à mobilidade e à inserção a redes sociais que lhes propiciem um melhor compartilhamento de informações (capital social). Outra questão é que moradores de regiões periféricas possuem acesso mais precário (quantitativa e qualitativamente) a serviços e equipamentos públicos de uso coletivo em geral, o que compromete sua qualidade de vida nessas localidades. A questão da educação também é inserida, uma vez que indivíduos que possuem menores rendimentos apresentam menos capacidade de acesso a melhores oportunidades educacionais, o que contribui uma vez mais para a não obtenção de ocupações com melhor remuneração. Esse círculo vicioso tende a se reproduzir de forma diferenciada no espaço urbano, de acordo com os contextos territoriais que o definem. Ou seja, “o território importa para a explicação dessas desigualdades” (RIBEIRO, 2012, p. 129).<sup>1</sup>

Portanto, uma série de estudos recentes tem demonstrado que o fator locacional tem grande relevância na determinação de processos endógenos de desenvolvimento que podem caracterizar diferenças significativas entre territórios de um mesmo país ou estado. Tais desdobramentos teóricos tiveram grande relevância, por exemplo, nos estudos sobre a dinâmica do comércio exterior, mas também fornecem importantes elementos para estudos sobre desenvolvimento regional e endógeno. Seu esforço de formalização permitiu ainda uma revalorização dos conceitos de causalidade circular cumulativa de Myrdal e de heterogeneidade estrutural da escola estruturalista, conforme já abordado nessa seção.

## 2.2 Notas sobre pobreza e desigualdade

A construção de arranjos institucionais voltados a reduzir a pobreza e proporcionar um desenvolvimento mais justo e menos desigual cada vez mais torna-se um paradigma a ser alcançado pelas sociedades contemporâneas. A alta incidência de pobreza e desigualdade em um determinado território compromete seu potencial de desenvolvimento, uma vez que limita a capacidade de investimento de uma parcela da população, seja em capital humano ou físico, além de gerar assimetrias de acesso ao mercado financeiro.

<sup>1</sup> O território é aqui entendido como o espaço de manifestação, representação e reprodução das estruturas sociais.

No caso do Brasil e demais países latino-americanos, os fenômenos da pobreza e da desigualdade estão fundados sobre o próprio processo de formação econômica dos países na região. A industrialização ocorrida na segunda metade do século XX em grande parte desses países, não foi suficiente para superar as bases de uma estrutura econômica de distribuição de renda altamente concentradora e com alta incidência de pobreza. Como resultado, segundo os autores da chamada “escola estruturalista”, os países da região apresentam forte “heterogeneidade estrutural” em função de seus altos diferenciais de produtividade entre os setores e regiões das economias nacionais, o que tende a reforçar ainda mais a distribuição desigual de renda (INFANTE, 2013).

Segundo Rocha (1998), a incidência e a espacialização da pobreza no Brasil, sobretudo a partir das duas últimas décadas do século XX, foram marcadas por três fatores principais: i) a queda da fecundidade; ii) o processo de urbanização; e iii) o ritmo da atividade econômica. Para a autora, considerar índices globais de pobreza para o país, embora facilite uma análise macro do processo de desenvolvimento e distribuição de renda, tem a desvantagem de encobrir tendências locais extremamente heterogêneas. Tais tendências estão associadas à diversidade da estrutura produtiva e do dinamismo econômico regional, que repercute diretamente no nível de renda e na incidência de pobreza sobre a população. Como resultado, a espacialização da incidência de pobreza em uma dada unidade geográfica leva ao fenômeno da “periferização da pobreza”, também chamado de *exclusão socioespacial*, compreendida como uma concentração espacial de famílias pobres em regiões de periferia, quando comparada à repartição da população total do território entre as suas subáreas. Esse processo é tanto consequência como causa de uma série de implicações que retroalimentam essa situação de exclusão social, que chamam a atenção para a intervenção do poder público.

Malgrado todos os significativos avanços sociais em todas as regiões brasileiras nos últimos anos, segundo dados de IDH calculados pelo Ipea (2013), a combinação de pobreza e desigualdade social no Brasil permanece como um dos desafios a serem enfrentados em uma estratégia de desenvolvimento, que se manifesta de forma diferenciada no território nacional (SOUZA; OSÓRIO, 2014). Barros, Henriques e Mendonça (2000) afirmaram que o principal determinante para os elevados ní-

veis de pobreza do país reside na própria estrutura da desigualdade brasileira, que se configura em uma matriz de significativa desigualdade na distribuição da renda e das oportunidades de inclusão social. Para esses autores, o Brasil não é um país pobre, mas sim um país de muitos pobres, fato pelo qual destacam a necessidade de as políticas públicas de combate à pobreza concederem prioridade à redução das desigualdades. Assim, entendem que a pobreza do Brasil é um problema relacionado à distribuição dos recursos e não à sua escassez.

Existe uma extensa literatura que aborda a relação empírica entre desigualdade e pobreza na economia, sobre diversos aspectos, que podem auxiliar na construção de um referencial analítico para problematizar melhor a realidade brasileira. Muitos deles ressaltaram, por exemplo, o papel central da distribuição de renda no processo de desenvolvimento econômico, bem como a inexistência de uma relação conjunta entre crescimento e queda da desigualdade e/ou da pobreza (PIKETTY, 2014).

Anand e Kanbur (1993) concluíram com base em testes estatísticos com diversos países que o crescimento econômico necessita de um grau de distribuição de renda mais igualitário para que ele se mantenha durável. Tal resultado representa uma rejeição indireta à hipótese de Kuznets para desigualdade em formato de “U” invertido, de grande popularidade na literatura neoclássica<sup>2</sup>.

Por sua vez, Ravallion e Chen (2003) diagnosticaram que a estrutura social é importante para determinar o combate à pobreza em um país. Utilizando dados de 45 países, os autores puderam concluir que a elevação da renda em países com grau maior de desigualdade tem um efeito menor na diminuição da pobreza do que em países com menor desigualdade. Ou seja, o efeito do cresci-

2 A hipótese do “efeito Kuznets”, desenvolvida por Simon Kuznets (1957), propõe uma relação em forma de “U” invertido entre a desigualdade da renda e o PIB per capita, de forma que a concentração na fase inicial, necessária à poupança vista como investimento, teria relação positiva com o crescimento. A partir da evolução deste, a distribuição mais equitativa de seus frutos seria “naturalmente” alcançada em direção ao equilíbrio de pleno emprego. Porém, essa teoria não teve sustentação nos últimos anos do século XX, com a reversão da tendência de convergência entre a renda dos países da OCDE, e a divergência permanente destes com os outros países (MOREIRA, et al., 2009). Recentemente, o badalado trabalho de Piketty (2014) traz uma valiosa análise com base em dados de riqueza em diversos países e também demonstra a inevitabilidade do “U” invertido de Kuznets. Pelo contrário a desigualdade seguiu aumentando nos países capitalistas centrais ao longo do século XX, o que pode acarretar, segundo o autor, em sérios problemas para o crescimento econômico e a democracia no futuro.

mento econômico somente será satisfatório na redução da pobreza se ele for acompanhado por uma diminuição na desigualdade, o que caracterizaria um “crescimento pró-pobre”<sup>3</sup>. Outros trabalhos também enfatizaram a redução da desigualdade de renda enquanto um instrumento importante na redução da pobreza (RAVALLION; CHEN, 1997; BARROS, 2007; CASTELAR; TABOSA, 2013).

Veiga (1998, p. 1687) identificou na literatura trabalhos que envolvem outras variáveis para analisar a relação entre distribuição de renda e riqueza no crescimento econômico. Dentre as conclusões principais encontradas, o autor destacou: i) a desigualdade na distribuição da propriedade da terra tende a apresentar correlação negativa com o crescimento econômico; e ii) quanto maior a desigualdade de renda, menor o crescimento, sobretudo em países democráticos (PERSON; TAMBELLINI, 1994; ALESINA; RODRICK, 1994; LI; SQUIRE; ZOU, 1998).

No entanto, uma implicação importante desses resultados, ressaltada também por Locatelli (1998, p. 113), é que a desigualdade relaciona-se não somente a fatores estruturais, como o nível de renda *per capita*, mas também por outras variáveis que podem ser influenciadas por meio de políticas de governo, como educação e políticas salariais e fiscais. Dessa forma, o padrão de desigualdade de uma nação em forma de “U” invertido estaria longe de ser uma fatalidade impossível de ser evitada, uma vez que “políticas públicas apropriadas podem ser desenhadas para evitar a deterioração na distribuição relativa da renda e para exercer uma melhoria na situação econômica da população pobre”. No caso brasileiro, muitos autores vêm destacando a importância de políticas sociais na trajetória recente de queda da desigualdade de renda no país, dentre as quais estão o Programa Bolsa Família, o Benefício de Prestação Continuada, e a valorização do salário mínimo (BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007; HOFFMANN, 2007; NERI; VAZ; SOUZA, 2013; TABOSA; AMARAL FILHO, GOMIDE, 2016).

Por outro lado, a definição de abordagens para mensuração e elaboração de índices de pobreza que balizem o desenho de políticas públicas nessa esfera não é uma tarefa trivial. As formas mais usuais

encontradas na literatura se dividem entre monetários e não monetários. Na abordagem monetária, busca-se definir o valor monetário necessário para a aquisição de uma cesta mínima de bens que garanta aos indivíduos sua sobrevivência. Por ser uma medida absoluta de pobreza, permite definir uma linha de pobreza para a identificação do contingente de pobres em uma localidade, de forma a ser possível sua comparação, seja no âmbito nacional ou internacional. Assim, a abordagem monetária possibilita ainda uma análise de pobreza relativa, situando os indivíduos na sociedade com relação a diferentes níveis de renda, o que faz com que o próprio conceito de pobreza possa se confundir com desigualdade econômica. Alguns índices mais recentes privilegiam um caráter multidimensional da pobreza, com foco na satisfação das necessidades básicas dos indivíduos (SEN, 2000; LOPES, 2003). Para isso, leva-se em consideração, entre outras coisas, a situação autoavaliada, ou seja, como o indivíduo percebe sua própria situação social.

Recentemente, diversas pesquisas apontam para uma queda significativa dos níveis de pobreza no Brasil (IPEA, 2012). São diversos fatores que explicam essa queda e já existe uma literatura relativamente sobre esse assunto. Araújo e Morais (2014), por exemplo, realizaram uma decomposição do índice de concentração de renda em cinco componentes (rendimento do trabalho; aposentadoria e pensões públicas; aposentadorias e pensões privadas; aluguéis; abono, doações e outros rendimentos) para analisar quais deles mais contribuíram para a queda na concentração, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Eles identificaram que os componentes rendimento do trabalho e outros rendimentos apresentaram maior contribuição individual na queda da concentração de renda na primeira década dos anos 2000. Em termos regionais, todas as regiões apresentaram queda relativa significativa, com exceção da região Norte.

No entanto, o debate sobre queda da desigualdade e pobreza no país pode encobrir tendências locais bem diferenciadas, resultando até mesmo na concentração da pobreza em certas microrregiões do país. Sobre esse ponto, Kageyama e Hoffmann (2006) afirmaram que, para o planejamento das ações de combate à pobreza, sobretudo em termos do melhor direcionamento dos gastos e investimentos e em termos de focalização dos grupos prioritários para as intervenções do poder público, é imprescindível

3 Castelar e Tabosa (2013) destacaram na literatura duas correntes de abordagem sobre crescimento pró-pobre: i) uma queda na pobreza maior que aquela que haveria se todas as rendas tivessem aumentado pela mesma Taxa (KAKWANI; PERNIA, 2000); e ii) o crescimento que reduz pobreza, independentemente de sua proporção (RAVALLION; CHEN, 2003).

conhecer a localização territorial dos grupos de pobres em que predomina uma ou outra dimensão. Tal entendimento vai ao encontro de outros estudos que também apontam a importância do território como insumo e produto do processo produtivo e configuração social (HARVEY, 1973; SANTOS, 1997). Ou seja, a “não neutralidade do espaço” implica que o território, ao permitir a formação de noções de proximidade, contiguidade ou distância, condiciona as ações econômicas e sociais, sendo também por elas condicionado (FURTADO, 2010, p. 23).

Nos últimos anos, o governo federal passou a apostar em políticas públicas sob a abordagem territorial, no intuito de focalizar projetos de investimentos e desenvolver programas de desenvolvimento social em municípios articulados em redes microrregionais, no intuito de fomentar sinergias positivas e maior controle social sobre essas ações. Exemplos de programas dessa natureza são: o Programa Nacional de Desenvolvimento Regional (PNDR); o Programa Territórios da Cidadania (PTC); e os Consórcios Nacionais de Desenvolvimento Territorial e Combate à Fome (Consads) (SILVA, 2013a; 2013b; 2013c; 2015b; 2016). Programas como esses vêm sendo implementados não apenas no Brasil, mas em vários países da América Latina, muito influenciados pelas diretrizes normativas do Programa Leader, da União Europeia (GHESTI, SILVA, 2016).

Nesse sentido, o presente trabalho buscou detectar a existência de aglomerações territoriais de municípios mineiros em que as situações de pobreza e desigualdade de um impacta diretamente na pobreza e desigualdade de seus vizinhos, sobretudo para municípios em região de fronteira com outros estados.

### 2.3 Notas sobre transbordamento espacial

Como a noção de transbordamentos já é um tema comum na economia regional e apenas recentemente este conceito passa a ser utilizado em estudos sociais, trata-se então de analisar nesse tópico como eles são modelados, independentemente do tipo de variável estudada. Em geral, o fator vizinhança recebe um destaque na formulação das análises por ser um dos mecanismos explicativos da relação entre território e pobreza e desigualdade, na medida em que compromete os mecanismos de socialização (intercâmbios sociais e econômicos) e limita a capacidade de agência dos indivíduos, reforçando assim padrões de segmentação,

concentração e determinação espacial dessas variáveis (SMALL; NEWMAN, 2001).

Em um estudo sobre os determinantes da produção de tecnologia no Brasil, Gonçalves e Almeida (2009) utilizaram a econometria espacial para verificar se ocorrem transbordamentos tecnológicos entre as regiões brasileiras. De forma geral, o objetivo dos autores foi estimar a chamada função de produção do conhecimento que relaciona o número de patentes *per capita* com uma série de regressores ligados às características tecnológicas e de pesquisa, industriais, urbanas e institucionais das microrregiões brasileiras. Para verificar se a produção de conhecimento em uma região transborda para um conjunto de vizinhos, foi estimado um modelo de defasagem espacial (SAR), cuja característica primordial é a incorporação da variável dependente defasada espacialmente no lado direito da regressão. Dentre os principais resultados alcançados, destaca-se a comprovação da hipótese da existência de transbordamentos tecnológicos espaciais. Isto foi possível graças ao sinal positivo e estatisticamente significativo da variável dependente defasada espacialmente, ou seja, a atividade tecnológica da região vizinha pode ser considerada um determinante para a atividade tecnológica regional.

Outra tentativa de estimar transbordamentos espaciais refere-se à Oliveira et al. (2011). Os autores investigaram a relação entre crescimento econômico e desmatamento nos municípios da região da Amazônia Legal, no intuito de estimar a chamada Curva de Kuznets Ambiental. A hipótese dos autores era que o crescimento da renda e do desmatamento teriam uma relação em “U” invertido ao longo do tempo. A análise econométrica consistiu em modelos de painel de dados com incorporação de variáveis com defasagem espacial para testar a ocorrência de transbordamentos. Após testar uma série de modelos alternativos, aquele que mais se ajustou aos dados foi um modelo de erro espacial que permitiu aos autores concluir que existem transbordamentos envolvendo, por exemplo, cultivo de soja e pecuária, isto é, o cultivo de soja ou a pecuária em um município relacionam-se positivamente com o desmatamento em municípios vizinhos.

Uma tentativa de estimar transbordamentos envolvendo microrregiões de Minas Gerais refere-se a Almeida (2005), cujo objetivo foi modelar uma função de produção agropecuária levando em consideração os efeitos espaciais. Em um primeiro mo-

mento, o autor incorporou no modelo de regressão as variáveis independentes espacialmente defasadas, resultando na estimação de um modelo regressivo cruzado espacial (SLX). Como não foi possível detectar os transbordamentos nesse primeiro modelo, o autor estimou os tradicionais modelos de erro espacial (SEM) e de defasagem espacial (SAR). Apenas na estimação do modelo SEM por máxima verossimilhança é que o parâmetro da variável defasada espacialmente reportou um resultado estatisticamente significativo, ou seja, é possível inferir a presença de transbordamentos envolvendo os efeitos não modelados na regressão.

Como visto, as técnicas de econometria espacial são ferramentas importantes nas pesquisas aplicadas que envolvem hipóteses relacionadas a transbordamentos espaciais. Convergindo um pouco mais a revisão da literatura empírica para os propósitos deste artigo, existem trabalhos que utilizam estas mesmas técnicas para resolver problemas relacionados a pobreza ou desigualdade de renda.

Em Joshi e Gebremedhin (2012), o objetivo foi identificar a relação entre pobreza e desigualdade de renda a nível municipal na região dos Apalaches, localizada no leste dos Estados Unidos, para o período entre 1991 e 2000. Regredindo pobreza contra desigualdade e vice-versa, além de um conjunto de variáveis de controle, os autores identificaram uma relação inversa entre as duas variáveis. Do ponto de vista dos transbordamentos, eles utilizaram o teste do multiplicador de Lagrange e elegeram o modelo de Durbin espacial como aquele que melhor se ajustou aos dados, levando em consideração a defasagem espacial da variável dependente e das variáveis independentes. Dessa forma, foi possível identificar que a pobreza em um município sofre mais a influência de municípios vizinhos do que a desigualdade, ou seja, no modelo estimado pelos autores os transbordamentos espaciais afetam mais a primeira do que a segunda variável.

No caso brasileiro, Torres et al. (2011) investigaram o padrão espacial da pobreza rural nos municípios da Bacia do Rio São Francisco. Utilizando técnicas de análise exploratória de dados espaciais, como a construção dos indicadores I de Moran e I de Moran local, os autores concluíram que a pobreza rural na região de estudo não era aleatoriamente distribuída no espaço, ou seja, há uma autocorrelação espacial positiva: municípios com altos índices de pobreza rural tendem a estar próximos de mu-

nicipios com características similares. Localizando este padrão no espaço, os autores identificaram dois *clusters* de alta pobreza: o primeiro próximo à foz do Rio São Francisco, nos estados de Alagoas e Sergipe; e o segundo envolvendo as regiões Noroeste de Minas Gerais e Oeste da Bahia. Tal inferência possui um significado bastante relevante para este artigo: utilizando uma base de dados peculiar, os autores encontraram um padrão de alta incidência de pobreza em regiões de fronteira. Além disso, eles sugeriram a possibilidade de existir transbordamentos que permitam que a pobreza em um município tenda a afetar a pobreza de municípios vizinhos.

Especificamente para municípios de Minas Gerais, Romero (2006) faz uma análise exploratória espacial para alguns indicadores relacionados à pobreza e que compõem o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M), tais como: renda, longevidade e educação. Utilizando como procedimento metodológico o cálculo do I de Moran (global e local), o autor encontrou um forte processo de dependência espacial para os anos de 1991 e 2000. Seu principal resultado foi a identificação de dois grandes *clusters*: um de alta pobreza, localizado predominantemente na porção norte e nordeste do estado; e outro de baixa pobreza, que se estende, grosso modo, da região do Triângulo Mineiro até a porção sul, passando pela região central do estado.

Esta breve revisão da literatura permitiu identificar que a utilização de análise econométrica-espacial é uma ferramenta poderosa para a detecção de transbordamentos espaciais, independentemente do tipo de variável que se esteja estudando. Além disso, estudos recentes, no Brasil e no exterior, passaram a considerar com mais frequência a dependência espacial na análise empírica da pobreza e da desigualdade de renda. Exatamente sobre esse ponto que este trabalho busca contribuir.

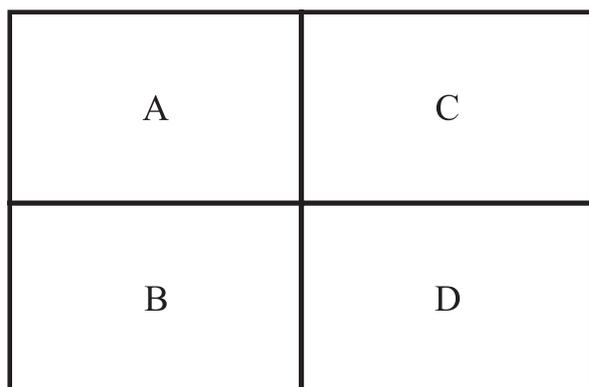
### 3 DETECÇÃO DOS TRANSBORDAMENTOS DE POBREZA E DESIGUALDADE

A existência de uma correlação espacial pode indicar que o desempenho socioeconômico de municípios, tanto entre as microrregiões no interior de um estado quanto entre municípios de estados diferentes (regiões fronteiriças), são condicionadas exogenamente, isto é, pelo desempenho dos municípios vizinhos, de forma que o comportamento de uma variável em uma determinada região possa se

transbordar para outra. Como o foco deste trabalho é avaliar o comportamento espacial da pobreza e da desigualdade de renda, caso seja constatada a existência desse efeito de transbordamento entre municípios vizinhos pertencentes a estados diferentes, reforça-se então a ideia de que a implementação de políticas públicas estaduais devem ser coordenadas, pois ações isoladas nos estados tendem a ser insuficientes e ineficazes.

Para que isto fique mais claro, suponha que cada quadrado menor na Figura 1 abaixo seja um município, com A e B pertencendo ao estado X, e C e D pertencendo ao estado Y. Os quatro municípios fazem parte de um “bolsão de pobreza”, ou seja, ambos são caracterizados por altos índices de pobreza domiciliar. Suponha, ainda, que a execução de políticas públicas é descoordenada, ou seja, executada individualmente por cada estado. Para simplificar, o estado X desenvolve uma série de políticas públicas no intuito de combater a pobreza em seus domínios territoriais, enquanto Y não desenvolve nenhuma. Sob tais condições, a hipótese aqui levantada é que a política pública executada por X não será eficaz – ou levará um tempo maior do que o esperado para atingir seus resultados –, na medida em que a pobreza no estado vizinho irá “transbordar” para ele enquanto o combate à pobreza em Y não for conduzido.

Figura 1 – Esquema ilustrativo para entendimento de transbordamentos



Fonte: elaborada pelos autores.

Portanto, parte-se da premissa de que existe a possibilidade de ocorrência de efeitos de transbordamento (*spillover effects*) de pobreza entre municípios que apresentam proximidade geográfica, inclusive entre municípios de fronteira com outros estados, resultando em um processo de difusão territorial da pobreza entre esses municípios. Além

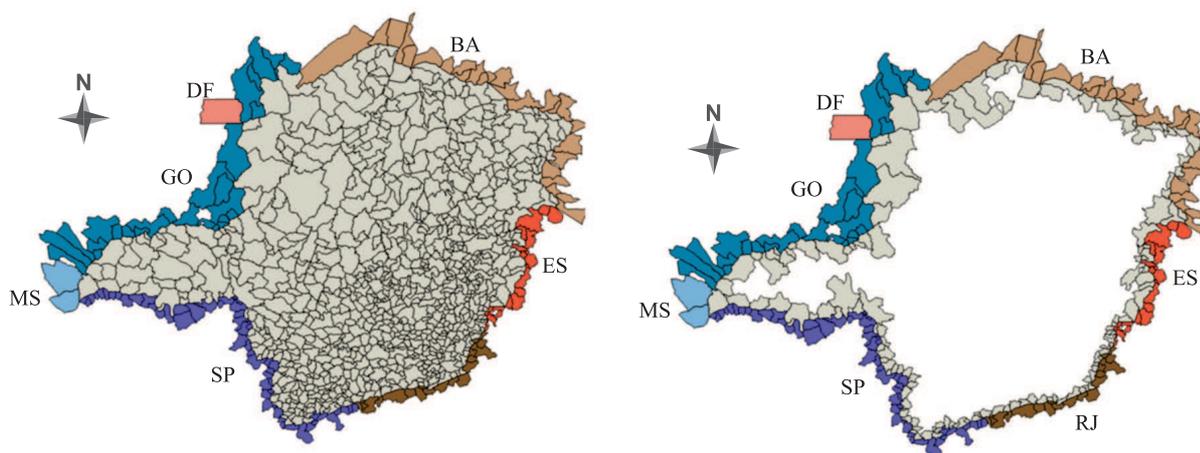
do comportamento espacial da pobreza nos municípios selecionados, também se avaliará o comportamento da desigualdade de renda nos mesmos, no intuito de verificar se o transbordamento territorial de cada uma das duas variáveis em regiões de fronteira ocorre de maneira semelhante.

Para isso, foram utilizados métodos de econometria espacial no intuito de detectar a existência e a localização de transbordamentos de pobreza e desigualdade. Em primeiro lugar, foi realizada uma análise exploratória através das estatísticas de autocorrelação espacial I de Moran e I de Moran local. Constatada a existência da dependência espacial entre municípios vizinhos, o passo seguinte foi estimar modelos de regressão espacial para capturar a existência ou não dos transbordamentos, em duas etapas: (i) apenas para municípios de Minas Gerais, com o objetivo de detectar a existência de transbordamentos intraestaduais; (ii) apenas para municípios que estão na fronteira, seja no lado mineiro ou na vizinhança, para verificar se a fronteira entre unidades federativas (UF) constitui uma barreira ao espraiamento da pobreza e desigualdade. Para que esta segunda etapa fosse possível, foi criada uma matriz de ponderação espacial que considerasse, ao mesmo tempo, o efeito contiguidade e o efeito UF, que será apresentada adiante. Assim, esta seção se subdivide em duas partes: na subseção 3.1 são apresentadas as principais variáveis analisadas e suas fontes de dados; na subseção 3.2 é apresentada a metodologia de detecção dos transbordamentos.

### 3.1 Variáveis e fontes de dados

Para os fins propostos deste estudo, englobou-se nas análises todos os municípios de Minas Gerais mais os municípios de Bahia, Goiás, São Paulo, Mato Grosso do Sul, Rio de Janeiro e Espírito Santo que fazem parte de regiões de fronteira com Minas Gerais, além do Distrito Federal. Foram considerados os 853 municípios de Minas Gerais, sendo 136 de fronteira, mais 142 municípios de outros estados que fazem divisa com Minas Gerais, sendo 54 de São Paulo, 26 da Bahia e de Goiás, 17 do Rio de Janeiro, 16 do Espírito Santo, dois de Mato Grosso do Sul mais o Distrito Federal. Para visualizar a região de estudo desse artigo, a Figura 2 traz os mapas de Minas Gerais com os municípios de fronteira.

Figura 2 – Municípios de Minas Gerais e adjacentes



Fonte: elaborada pelos autores.

As variáveis utilizadas para a caracterização dos municípios analisados foram obtidas junto à base de dados utilizada para a construção do Índice de Desenvolvimento Humano 2010, disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Foram escolhidas: índice de Gini de desigualdade de renda; percentual da

população em situação de pobreza; esperança de vida ao nascer; expectativa de anos de estudo; taxa de analfabetismo (18 anos ou mais); e taxa de desocupação (18 anos ou mais). A Tabela 2 contém estatísticas descritivas de cada uma dessas variáveis para o estado de Minas e a Tabela 3 para os municípios de fronteira.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas, municípios de Minas Gerais, ano 2010

Estatísticas	Índice de Gini	Pobreza (%)	Expectativa de vida ao nascer	Expectativa de anos de estudo	Analfabetismo (taxa)	Desocupação (taxa)
Média	0,473	17,630	74,424	9,092	14,480	5,808
Mediana	0,470	14,090	74,410	9,150	12,760	5,340
Máximo	0,780	57,660	78,150	11,040	38,270	20,770
Mínimo	0,320	1,180	68,370	6,030	2,990	0,590
Desvio-padrão	0,053	11,719	1,790	0,759	7,112	2,930

Fonte: elaborada pelos autores.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas, municípios de fronteira, ano 2010

UF	Índice de Gini		% Pobreza		Expectativa de vida ao nascer		Expectativa de anos de estudo		Analfabetismo (taxa)		Desocupação (taxa)	
	M	Dp	M	Dp	M	Dp	M	Dp	M	Dp	M	Dp
MG	0,477	0,049	15,664	11,736	74,892	1,837	9,047	0,697	15,110	7,539	5,526	2,645
BA	0,505	0,036	35,446	9,335	71,097	1,577	8,215	0,625	28,236	3,765	8,978	2,720
ES	0,491	0,020	20,325	4,615	74,136	0,422	9,359	0,577	18,470	2,554	4,854	2,309
RJ	0,492	0,035	10,546	3,187	73,854	1,019	8,996	0,490	8,969	2,767	7,853	2,012
SP	0,464	0,060	5,773	3,103	75,145	1,420	10,393	0,768	8,130	2,827	5,539	2,509
MS	0,475	0,021	5,845	0,247	73,805	0,813	9,795	0,643	11,095	0,601	5,195	0,686
GO	0,493	0,061	10,790	10,255	74,680	1,099	9,653	0,827	12,989	4,886	5,423	2,521
DF	0,630	-	4,930	-	77,350	-	9,870	-	3,660	-	7,580	-

M: Média; Dp: Desvio-padrão

Fonte: elaborada pelos autores.

Uma análise comparativa indica que os municípios da Bahia possuem os piores indicadores de pobreza e desigualdade de renda, fato também ve-

rificável nas variáveis correlacionadas: esperança de vida ao nascer, expectativa de anos de estudo, taxas de analfabetismo e desocupação. Por outro

lado, os municípios de São Paulo mais o Distrito Federal podem ser considerados aqueles com indicadores mais positivos na amostra.

### 3.2 Metodologia para detecção dos transbordamentos

#### 3.2.1. Análise exploratória de dados espaciais

A verificação da presença de autocorrelação espacial nos dados – ou seja, a não aleatoriedade de sua distribuição no espaço – pode ser realizada através da estatística I de Moran, desenvolvida em Moran (1948). Trata-se de uma estatística que compara as seguintes hipóteses:

$$\begin{cases} H_0 = \text{dados se distribuem aleatoriamente no espaço} \\ H_a = \text{existe autocorrelação espacial nos dados} \end{cases}$$

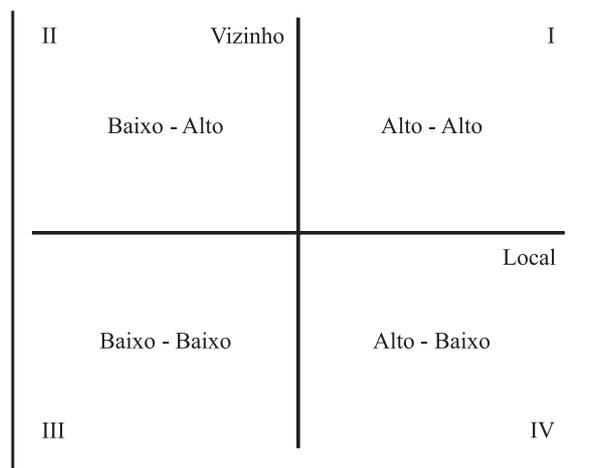
A estatística *I* varia entre -1 e +1, sendo que valores positivos indicam autocorrelação espacial positiva: valores altos (baixos) tendem a se situar próximos a valores altos (baixos), indicando a possível existência de um efeito contágio ou transbordamento<sup>4</sup>. Já valores negativos de *I* indicam autocorrelação espacial negativa: valores altos (baixos) tendem a se situar próximos a valores baixos (altos), em uma situação de dissimilaridade entre valor das variáveis e localização do atributo. Quanto maior o valor da estatística em módulo, mais forte a autocorrelação, seja ela positiva ou negativa (ALMEIDA, 2012).

De acordo com cada amostra é construído um intervalo próximo a  $[I/(n-1)]$ . Valores dentro desse intervalo, ou seja, próximos a zero, indicam a ausência de autocorrelação espacial: os dados se distribuem aleatoriamente no espaço. Caso a hipótese nula de aleatoriedade espacial seja rejeitada – isto é, a estatística I de Moran assumir valor estatisticamente significativo, seja positivo ou negativo – é importante identificar localmente onde estão as autocorrelações espaciais. Para fazer isso será utilizada a estatística I de Moran local, desenvolvida em Anselin (1995). Segue basicamente a mesma rotina do I de Moran global, com a diferença de que encontra-se um valor para cada localidade, que pode ser significativo ou não, positivo

ou negativo<sup>5</sup>. A grande vantagem do I de Moran local é identificar *clusters* espaciais: regiões com forte similaridade entre si (autocorrelação espacial positiva), derivada de um efeito contágio ou transbordamento; ou regiões com forte dissimilaridade entre si (autocorrelação espacial negativa).

Com base no índice de autorrelação espacial I de Moran é possível detectar em um gráfico de dispersão a associação espacial decomposta em quatro quadrantes do plano cartesiano. Trata-se de um gráfico no qual são plotados, para cada município, os valores da variável padronizada no eixo horizontal e da média da variável padronizada dos vizinhos no eixo vertical. A partir disso, é construída uma reta de regressão via método de mínimos quadrados ordinários, em que a inclinação da reta é o próprio coeficiente I de Moran, como mostra a Figura 3 abaixo.

Figura 3 – Diagrama da representação da associação espacial



Fonte: elaborada pelos autores.

No quadrante I situam-se as unidades locais (municípios, regiões, estados) com alta incidência da variável analisada e que estão no entorno de localidades vizinhas que também apresentam alta incidência; no quadrante III, pelo contrário, encontram-se as localidades com baixa incidência da variável analisada e rodeadas por outras localidades que também apresentam baixa incidência. Caso as localidades sejam plotadas nos quadrantes I e III, a estatística de Moran (I de Moran) terá valor positivo e apresentará uma ideia de possível associação do comportamento da pobreza. No caso que os valores no diagrama prevaleçam nos quadrantes II e

4 Algebricamente, I é determinado da seguinte forma:  $I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_i z_i^2}$ , onde *n* é o número de municípios, *z<sub>i</sub>* representa os valores das variáveis padronizadas no município *i*, *w<sub>ij</sub>* indica o elemento da matriz *W* que relaciona os municípios *i* e *j*, e *S<sub>0</sub>* é igual a soma de todos os elementos da matriz *W* (ALMEIDA, 2012).

5 Formalmente, o I de Moran local pode ser expresso como:  $I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j$ , onde *z<sub>i</sub>* e *z<sub>j</sub>* são as variáveis padronizadas nos municípios *i* e *j*, *w<sub>ij</sub>* é o elemento da matriz *W*.

IV o valor do I de Moran será negativo, indicando que as relações prevaletentes são aquelas onde as localidades possuem baixa incidência da variável em análise estando rodeadas de outros com alta incidência (quadrante II), o mesmo ocorrendo na situação contrária (quadrante IV).

### 3.2.2. Modelos de regressão espacial

Nos modelos econométricos espaciais, especifica-se uma determinada relação entre as variáveis para captar como (e se) ocorrem transbordamentos espaciais. Conforme Anselin, Varga e Acs (2000), as duas formas de autocorrelação espacial mais relevantes em trabalhos empíricos são aquelas presentes na variável dependente e no termo de erro.

A modelagem da primeira forma origina o chamado modelo de defasagem espacial, ou, em inglês, *Spatial Autoregressive Model* (SAR), que pode ser representado, em notação matricial, como segue:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon$$

onde  $y$  representa a matriz de variáveis dependentes,  $X$  representa a matriz de variáveis independentes,  $\beta$  denota os coeficientes estimados da regressão e  $\varepsilon$  o termo de erro normalmente distribuído com média zero e variância constante. O termo  $W_1 y$  representa a variável dependente defasada espacialmente, ou seja, a média de  $y$  para os municípios considerados vizinhos. O critério para se estabelecer a vizinhança define a matriz  $W_1$ , conhecida como matriz de ponderação espacial. O vetor  $\rho$  representa o impacto das variáveis defasadas espacialmente sobre a variável dependente. Se  $\rho$  for significativo, tem-se uma evidência de que existe transbordamento das variáveis dependentes entre vizinhos.

A segunda forma mais relevante de se estimar a dependência espacial é conhecida como modelo de erros espaciais, ou, em inglês, *Spatial Error Model* (SEM). Nesse caso, o componente responsável pelo transbordamento é o termo de erro defasado espacialmente. Em notação matricial, pode ser representado como segue:

$$y = X\beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + \mu$$

Para esse modelo, a dependência espacial ocorre entre os termos de erro  $\varepsilon$  do município  $i$  e seus vizinhos, sendo modelada pelo coeficiente  $\lambda$ . A

matriz  $W_2$  continua representando os critérios de vizinhança e  $\mu$  é um termo de erro esférico padrão. O resto da notação é o mesmo para o modelo SAR.

A estimação dos parâmetros via método dos mínimos quadrados ordinários poderia gerar dois problemas, conforme Almeida (2012): viés para o caso do modelo SAR e ineficiência para o modelo SEM. A saída, portanto, é a estimação via máxima verossimilhança.

Em ambos os modelos, portanto, a existência de transbordamentos fica condicionada à significância estatística dos parâmetros  $\rho$  (rhô) e  $\lambda$  (lambda).

### 3.2.3. Matriz de ponderação espacial e modelagem do efeito-fronteira

Um dos objetivos centrais desta pesquisa é identificar se a fronteira interfere no transbordamento de pobreza e desigualdade entre municípios contíguos, mesmo estando localizados em regiões de fronteira entre estados diferentes. O procedimento para testar isso foi estimar dois modelos diferentes, com as mesmas variáveis: um apenas para municípios de Minas Gerais e outro apenas para municípios na divisa entre Minas Gerais e estados vizinhos.

No modelo para Minas Gerais, constata-se o transbordamento caso os parâmetros *rhô* e *lambda* sejam estatisticamente significativos, como descrito na subseção anterior. Nesse caso, a pobreza ou a desigualdade em um município tende a se espalhar para os municípios vizinhos. A questão que se coloca é: caso exista transbordamento intraestadual, como constatar se a fronteira está contribuindo ou inibindo com esse processo?

A estimação de um modelo apenas com municípios de divisa tenta resolver esse problema. Para isso, foi criada uma matriz de vizinhança espacial, mesclando aspectos da matriz de contiguidade de 1ª ordem rainha com as chamadas matrizes de vizinhança socioeconômicas. Criou-se um algoritmo que considera como vizinhos apenas os municípios que fazem fronteira (contíguos de 1ª ordem) e estejam localizados em unidades federativas diferentes. Em termos mais formais, foi criada uma matriz de ponderação espacial ( $W$ ) binária, cujos termos ( $w_{ij}$ , sendo  $i$  e  $j$  dois municípios distintos) foram assim definidos:

$$w_{ij} = 1 \text{ se } i \text{ e } j \text{ são contíguos e } UF_i \neq UF_j;$$

$$w_{ij} = 0 \text{ se } i \text{ e } j \text{ são não contíguos ou,}$$

$$\text{independente da contiguidade, } UF_i = UF_j$$

onde  $UF_i$  representa a unidade da federação ao qual o município  $i$  pertence e  $UF_j$  a unidade da federação ao qual o município  $j$  pertence.

A utilização dessa matriz socioespacial nos modelos para municípios de divisa interestadual possibilita a constatação do efeito preciso que a fronteira exerce sobre os transbordamentos. Caso os parâmetros  $\rho$  e  $\lambda$  sejam significativos, o transbordamento ocorre independente da fronteira. Por outro lado, caso eles sejam não significativos, a fronteira pode ser entendida como uma espécie de barreira ao transbordamento territorial da variável em questão.

Dado o objetivo deste trabalho, a utilização dessa matriz socioespacial traz claras vantagens em relação às matrizes unicamente espaciais. Para ilustrar, pode-se recorrer novamente à Figura 1 onde os quatro municípios são contíguos mas pertencentes a dois estados diferentes. Naquele caso, através da estimação de modelos espaciais com as matrizes de contiguidade tradicionais, mesmo com a significância de  $\rho$  ou  $\lambda$  não seria ainda possível afirmar pela existência ou não do transbordamento entre fronteiras, já que, por exemplo, aquele município A poderia estar sofrendo influência de B (do mesmo estado) e não de um município de outro estado. Para contornar esse problema, a utilização da matriz socioespacial aqui proposta garante que, caso os parâmetros  $\rho$  ou  $\lambda$  sejam significativos no modelo apenas com municípios de divisa, o transbordamento está ocorrendo para além da fronteira entre estados.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

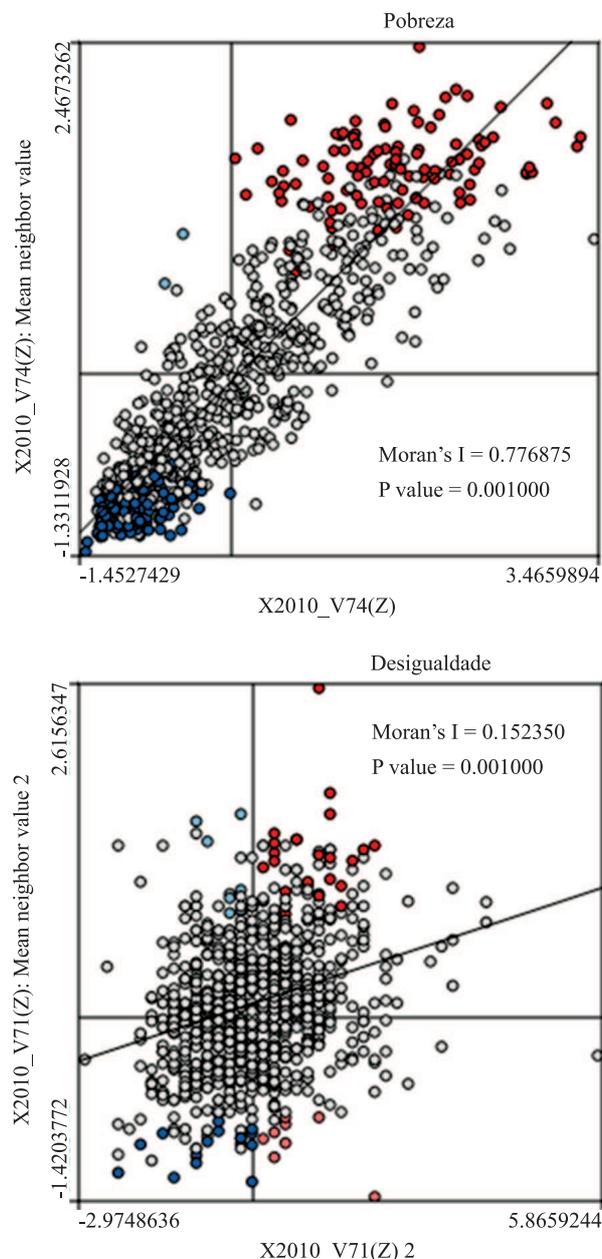
### 4.1 Análise exploratória

Como descrito anteriormente, a análise inicial proposta para este trabalho diz respeito à identificação da existência (ou não existência) de autocorrelação espacial para os municípios escolhidos quanto à pobreza e desigualdade. Para isso, utilizou-se o diagrama de dispersão de Moran, primeiramente para os 853 municípios de Minas Gerais, e posteriormente para os municípios de fronteira.

Para a análise circunscrita aos municípios mineiros, observa-se na Figura 4 que o coeficiente I de Moran foi de 0,777 e 0,152 para a incidência de pobreza e de desigualdade, sendo ambos estatisticamente significativos a 1%. Assim, rejeita-se a

hipótese nula de aleatoriedade espacial dos dados e assume-se que existe autocorrelação espacial. Ou seja, a incidência de pobreza em um município está relacionada à localização do município. Municípios com alta (baixa) incidência de pobreza geralmente estarão localizados próximos a municípios com alta (baixa) incidência de pobreza. Portanto, há um transbordamento de pobreza de um município para seu vizinho, o mesmo podendo dizer da desigualdade de renda, o que contribui com a hipótese inicial deste trabalho.

Figura 4 – Diagrama de dispersão de Moran para os municípios de MG



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

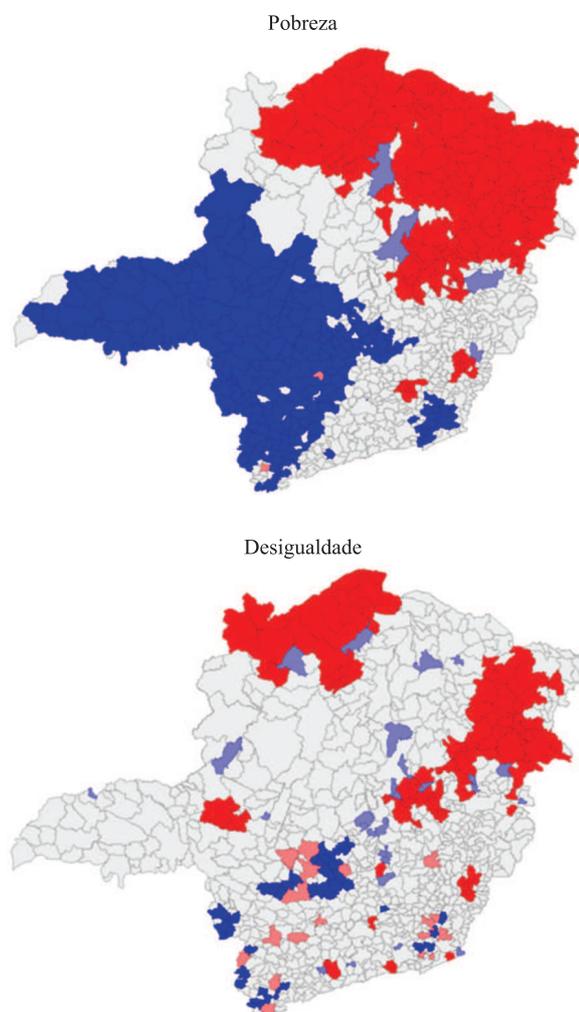
Porém, o efeito de autocorrelação espacial entre as duas variáveis, apresenta magnitudes diferentes. Como mostrado na Figura 5, a inclinação do coeficiente I de Moran é bem maior quando se considera apenas o fator pobreza. Já o efeito de autocorrelação espacial para o fator desigualdade de renda é baixo, embora seja estatisticamente significativo. Por esse motivo, pode-se perceber que, no caso do diagrama de dispersão de Moran para pobreza, a grande maioria dos municípios da amostra se encontra em dois quadrantes: A-A ou B-B, isto é, Alto-Alto ou Baixo-Baixo (conforme estabelecido anteriormente na figura 4). Já para desigualdade, observa-se que, embora os municípios também se encontrem em maior número nos quadrantes A-A e B-B, eles se apresentam de maneira mais dispersa no diagrama.

Essa constatação pode ser melhor visualizada quando se leva em conta a estatística do I de Moran local e os mapas de autocorrelação espacial local, que permitem a visualização de *clusters* de pobreza e desigualdade entre os municípios a partir do efeito “transbordamento” territorial dessas variáveis. Na Figura 5 estão representadas as regiões com presença de autocorrelação espacial local estatisticamente significativa. Localidades em vermelho indicam municípios com alto valor na incidência de pobreza rodeados por municípios com também alto valor na incidência de pobreza, o mesmo ocorrendo para o caso da desigualdade. Ou seja, indicam locais com possíveis transbordamentos de pobreza ou desigualdade, em que a incidência dessas variáveis na população de um município está correlacionada com a incidência das mesmas em um município vizinho. Já municípios em azul são aqueles onde se observa um baixo valor na incidência de pobreza ou desigualdade nele e nos vizinhos. Nos municípios em branco a autocorrelação espacial não foi significativa a 5%.

Pode-se perceber que as relações de transbordamento territorial entre pobreza e desigualdade apresentam comportamentos diferentes no mapa de Minas Gerais. No caso da pobreza, identifica-se claramente dois grandes *clusters*: um Alto-Alto (A-A), englobando em sua grande maioria os municípios da parte norte do estado (as mesorregiões Norte de Minas, Vale do Jequitinhonha, Vale do Mucuri, e uma parte do Vale do Rio Doce)<sup>6</sup>; e um cluster Baixo-Baixo (B-B) que envolve boa parte dos municípios do Triângulo Mineiro e Sul de

Minas, e parte também do Oeste Minas, Central Mineira e Noroeste de Minas<sup>7</sup>.

Figura 5 – Mapa de autocorrelação local para os municípios de MG



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

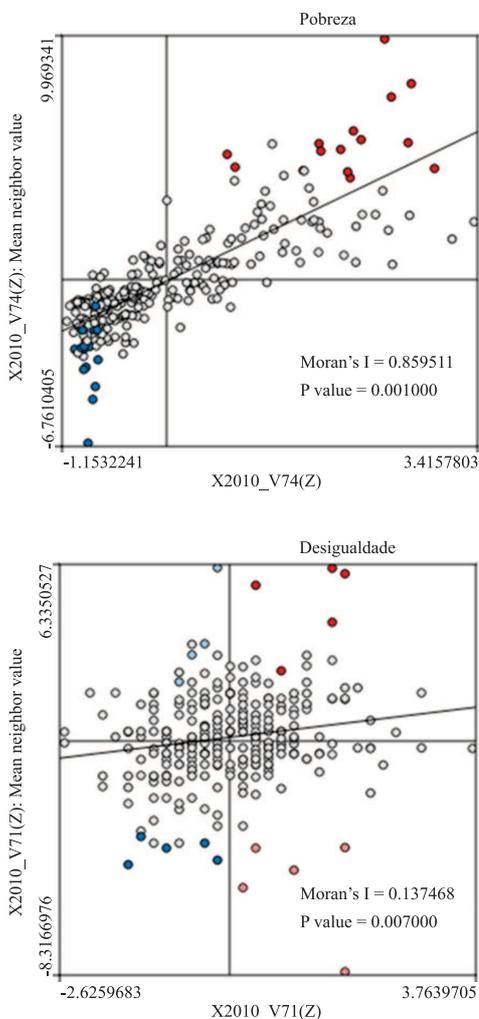
Passando a considerar o mapa de autocorrelação espacial local para desigualdade, percebe-se que um número menor de municípios estão inseridos em *clusters* do tipo A-A ou B-B. São observados dois grandes *clusters* A-A no mapa, sendo um envolvendo parte dos municípios das mesorregiões Noroeste de Minas e Norte de Minas, e outro envolvendo parte dos municípios do Vale do Jequitinhonha e Vale do Mucuri. Alguns pequenos *clusters* do tipo B-B são verificados em municípios das mesorregiões Zona da Mata, Sul e Oeste de Minas.

6 Ou seja, existe um efeito contágio da pobreza, em um processo de reforço mútuo entre esses municípios, que os prende a uma situação análoga a de uma “armadilha da pobreza”.

7 Para conferir a divisão geográfica de Minas Gerais por mesorregiões, ver: <http://www.mg.gov.br/governomg/ecp/contents.do?evento=conteudo&idConteudo=69547&chPlc=69547&termos=s&app=governomg&tax=0&taxn=5922>

Quando se considera apenas os municípios de fronteira, verifica-se primeiramente que, assim como verificado para o caso exclusivo de Minas Gerais, há autocorrelação espacial tanto no que tange à pobreza quanto à desigualdade, e que o efeito transbordamento é maior para a variável pobreza<sup>8</sup>. Os diagramas de dispersão mostrados na Figura 6 comprovam essa constatação ao apontarem que o coeficiente I de Moran foi de 0,859 e 0,137 para a incidência de pobreza e de desigualdade, sendo ambos estatisticamente significativos a 1%. Mais uma vez, rejeita-se a hipótese nula de aleatoriedade espacial dos dados e assume-se que existe autocorrelação espacial para essas duas variáveis consideradas, embora o efeito transbordamento seja maior para pobreza do que para desigualdade.

Figura 6 – Diagrama de dispersão de Moran para os municípios de fronteira

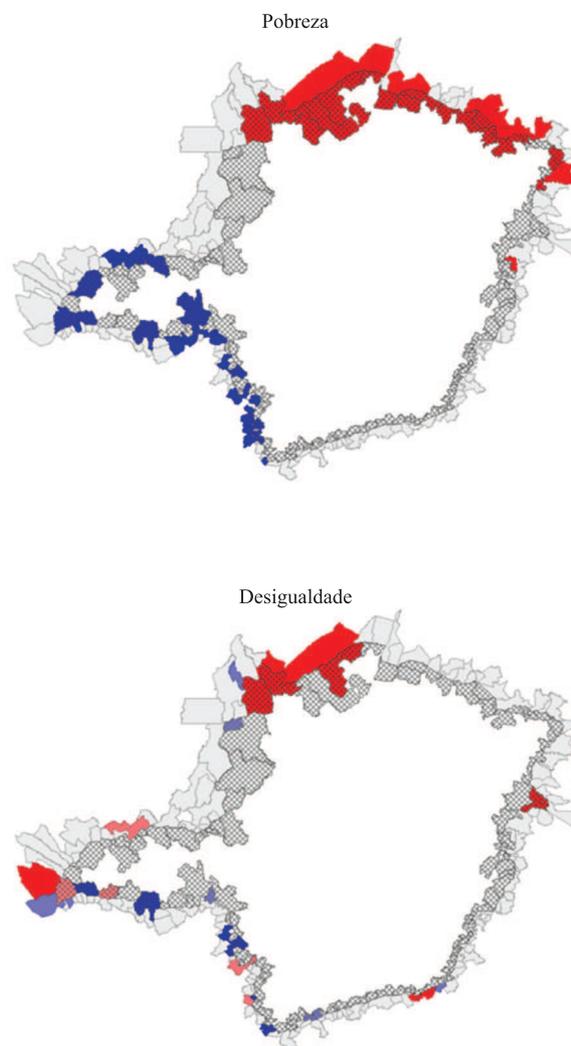


Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

<sup>8</sup> Destaque-se que nesta análise para municípios de fronteira foi utilizada uma nova matriz de ponderação socioespacial, criada exclusivamente para esse fim. Mais detalhes, ver seção 3.2.2 deste artigo.

A Figura 7 apresenta os resultados para a estatística do I de Moran local e os mapas de autocorrelação espacial local somente para os municípios de fronteira. Como se pode observar, no caso da pobreza, há duas claras formações de *clusters*: uma do tipo A-A contornando toda a extensão norte de Minas Gerais, incluindo uma parte da mesorregião Noroeste de Minas; e outra do tipo B-B contornando partes do Triângulo Mineiro e do Sul de Minas. Já quanto à desigualdade, verifica-se uma maior formação de cluster do tipo A-A entre as mesorregiões Noroeste e Norte de Minas, enquanto que alguns *clusters* menores do tipo B-B são identificados ao longo do Triângulo e do Sul de Minas.

Figura 7 – Mapa de autocorrelação local para os municípios de fronteiras



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.  
Nota: Os municípios plotados de cinza mais escuro fazem parte de MG.

No entanto, como explicado anteriormente, detectar a presença de autocorrelação espacial entre municípios

de fronteira é importante, mas não é o suficiente para uma análise espacial mais apurada, sobretudo quando se considera, por exemplo, uma determinada política pública que envolva a população de diferentes estados. As relações de vizinhança entre municípios que pertencem a unidades federativas diferentes podem estar influenciadas por outras variáveis (sejam elas econômicas, culturais, institucionais etc.) que impactam no transbordamento ou não de alguns fatores que se queira observar em um dado recorte territorial. Trazendo para os casos de pobreza e de desigualdade tratados neste trabalho, embora haja presença de autocorrelação espacial entre municípios localizados na fronteira entre Minas Gerais e outros estados, torna-se necessário, portanto, refinar a análise estatística através da utilização de modelos de regressão espacial para se detectar a existência (ou não) dos transbordamentos.

## 4.2 Regressão espacial

Para constatar a existência dos transbordamentos de pobreza e desigualdade dentro do estado de

Minas Gerais e, especialmente, nos municípios de fronteira com outros estados, serão aplicados modelos de regressão espacial nas duas especificações mais relevantes na literatura empírica – modelos de defasagem espacial (SAR) e de erro espacial (SEM). A variável dependente (pobreza ou desigualdade de renda) será regredida contra variáveis defasadas espacialmente (cujos coeficientes estimados são  $\rho$  e  $\lambda$ ), variáveis de controle (esperança de vida ao nascer, expectativa de anos de estudo, taxa de analfabetismo e taxa de desocupação), além de um intercepto. Para captar o efeito fronteira, no modelo para os municípios de fronteira será utilizada a matriz socioespacial como descrito na seção 3.2.2, enquanto no modelo para Minas Gerais será utilizada a matriz de contiguidade de 1ª ordem rainha. Na Tabela 4 estão reportados os resultados dos modelos de regressão espacial utilizando o percentual de pobres como variável dependente (os resultados dessa seção foram calculados pelo software SpaceStat 3.8.6.).

Tabela 4 - Resultados dos modelos de regressão espacial, variável dependente: % de pobreza

Variável	Minas Gerais		Fronteira	
	SAR	SEM	SAR	SEM
<b>Coefficiente estimado</b>				
Intercepto	81,110***	43,873***	82,889***	55,326***
Esperança de vida	-0,999***	-0,505***	-0,979***	-0,641**
Expectativa de anos de estudo	-0,895***	-0,646***	-1,333***	-1,133***
Taxa de analfabetismo	0,572***	1,005***	0,912***	1,049***
Taxa de desocupação	0,264***	0,460***	0,441***	0,483***
Rho	0,517***		0,052***	
Lambda		0,768***		0,173***
<b>Teste de dependência espacial Multiplicador de Lagrange</b>				
Matriz Rainha	15,252***	1,805		
Matriz Socioespacial			27,925***	0,648
<b>Propriedades do modelo</b>				
R <sup>2</sup> ajust.	0,856	0,765	0,811	0,797
AIC	5027,553	4995,838	1730,933	1699,206
SIC	5056,045	5019,582	1752,699	1717,344

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 0,1%; \*\* significativo a 1%; \*significativo a 5%.

Em termos gerais, os modelos apresentaram um bom ajuste na medida em que os coeficientes estimados apresentaram os sinais de acordo com o esperado e, ademais, foram todos significativos. Tanto para o modelo restrito a Minas Gerais quanto para o modelo com municípios de fronteira os parâmetros  $\rho$  e  $\lambda$  foram significativos: in-

dicam a existência de transbordamentos de pobreza dentro de Minas Gerais e a fronteira não representa uma barreira à propagação espacial, ou seja, a pobreza dos municípios mineiros interage com a pobreza dos municípios vizinhos não mineiros.

Comparando os modelos de defasagem espacial (SAR) e de erro espacial (SEM), é possível per-

ceber que os modelos SEM capturaram melhor a dependência espacial. O teste de dependência espacial do Multiplicador de Lagrange (ML) foi significativo para os modelos SAR, indicando a rejeição da hipótese nula e, portanto, indicando a persistência da defasagem espacial não modelada. Por outro lado, esse mesmo teste para os modelos SEM indica que a dependência espacial foi expurgada dos modelos com a inclusão do termo de erro defasado espacialmente. Isto fornece uma pista de que o canal de propagação da pobreza entre municípios (independente da fronteira) consiste em variáveis não incluídas explicitamente no modelo de regressão.

Se a fronteira não inibe a propagação da pobreza, o mesmo não se pode dizer em relação à desigualdade. Os resultados reportados na Tabela 5 mostram que existe transbordamento de desigualdade apenas entre os municípios de Minas Gerais, ou seja, a desigualdade não se propaga territorialmente entre unidades da federação diferentes. O que comprova isso é a significância dos parâmetros *rho* e *lambda* a 0,1% nos modelos de Minas Gerais e a não rejeição da hipótese nula nos modelos de fronteira. Esta evidência comprova um fenômeno cuja inspeção visual dos mapas já era sugerida para outros estados (LEITE; SILVA, 2010; SILVA; LEITE, 2012).<sup>9</sup>

Tabela 5 – Resultados dos modelos de regressão espacial, variável dependente: Índice de Gini

Variável	Minas Gerais		Fronteira	
	SAR	SEM	SAR	SEM
	<b>Coefficiente estimado</b>			
Intercepto	-0,290**	-0,238*	0,263	0,233
Esperança de vida	0,009***	0,009***	0,003	0,003
Expectativa de anos de estudo	-0,005*	-0,004	-0,003	-0,003
Taxa de analfabetismo	0,002***	0,002***	0,001	0,001
Taxa de desocupação	0,003***	0,004***	0,007***	0,007***
Rho	0,241***		0,009	
Lambda		0,249***		0,022
	<b>Teste de dependência espacial Multiplicador de Lagrange</b>			
Matriz Rainha	3,179	0,060		
Matriz Socioespacial			0,246	3,103
Propriedades do modelo				
R <sup>2</sup> ajust.	0,143	0,105	0,160	0,149
AIC	-2697,89	-2697,73	-901,231	-900,323
SIC	-2669,4	-2673,99	-879,465	-882,185

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Nota: \*\*\* significativo a 0,1%; \*\* significativo a 1%; \*significativo a 5%.

A título de síntese, é possível constatar que a pobreza e a desigualdade da renda possuem padrões distintos de transbordamento espacial. Enquanto a primeira possui um poder de propagação territorial muito mais intenso – inclusive desconsiderando as fronteiras interestaduais –, a segunda consegue se espalhar entre os municípios do próprio estado, mas encontra uma barreira à propagação nas fronteiras com outros estados. A hipótese inicial deste trabalho, portanto, foi parcialmente corroborada.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho debateu-se a dinâmica da desigualdade e da pobreza em porções específicas do território brasileiro, no intuito de captar possíveis determinações espaciais por meio de transbordamentos territoriais entre municípios vizinhos, sobretudo em regiões de fronteira entre estados. Para

além dos resultados auferidos, a contribuição aqui apresentada reside na própria abordagem proposta de análise econométrica espacial de variáveis socioeconômicas com base em uma matriz de ponderação espacial elaborada para captar o efeito-fronteira.

Os resultados encontrados permitem considerar que a localização geográfica possui papel importante na determinação da relação de pobreza de um município. Em outras palavras, identificou-se que a pobreza em um município depende do nível de pobreza de sua vizinhança, de modo que o espaço não é uma variável neutra na determinação dessa variável em um determinado recorte territorial. O mesmo foi verificado para a desigualdade, embora o efeito de seu transbordamento territorial seja menor que o obtido para pobreza.

<sup>9</sup> O teste de dependência espacial ML foi não significativo para todos os modelos, indicando que a dependência espacial foi devidamente tratada.

A existência de efeitos de transbordamento entre os municípios foi estatisticamente significativa tanto no interior do estado de Minas Gerais quanto em regiões de fronteira com municípios de outros estados. Tal resultado constitui-se em um elemento importante para explicar a evolução de indicadores socioeconômicos fundamentais, como a incidência de pobreza e a desigualdade de renda, sobretudo sob um contexto de desenvolvimento regional desequilibrado no qual se caracteriza a economia brasileira. Isso implica que as ações de políticas públicas de combate à pobreza, por exemplo, deveriam ocorrer de forma coordenada sob uma escala microrregional, buscando quebrar a possibilidade de círculos viciosos da pobreza que tendem a persistir ao longo do tempo. Assim, a dimensão geográfica e as características territoriais são elementos que não podem ser negligenciados em uma agenda de intervenção governamental.

Por fim, analisou-se a importância do fator fronteira entre estados para determinar esses efeitos de transbordamento territorial. Com base em uma inédita matriz de ponderação socioespacial criada para esse fim, obteve-se resultados diferentes para as duas variáveis. No caso da pobreza, o canal de propagação espacial entre municípios ocorre independentemente da existência de fronteira entre municípios de diferentes unidades da federação. Isto é, a fronteira não inibe a propagação da pobreza. Já quanto aos *clusters* de desigualdade a relação é diferente. Os resultados mostraram que existe transbordamento de desigualdade apenas entre os municípios de Minas Gerais, ou seja, a desigualdade não se propaga territorialmente entre unidades da federação diferentes.

O mapa de autocorrelação local demonstrou que a fronteira de Minas Gerais forma uma espécie de barreira à transmissão da desigualdade de renda, o que não se verificou quanto à incidência de pobreza. Embora não seja objetivo desta pesquisa detectar determinantes da não propagação espacial para essa variável, é possível, a título de hipóteses, sugerir que tal efeito resulte de fatores institucionais diferenciados entre os estados, dado o sistema federativo brasileiro e suas características, tais como concentração e desigualdade da propriedade fundiária, características do sistema educacional, aspectos históricos de colonização de determinadas regiões, sistema tributário, existência de aglomerações produtivas locais, entre outros.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. Função de produção agropecuária espacial. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL - SOBER, 43., 2005, Ribeirão Preto. **Anais...**, Ribeirão Preto: Sober, 2005.

\_\_\_\_\_. **Econometria espacial aplicada**. São Paulo: Editora Alínea, 2012.

ALVES, L. F.; FONTES, R. Convergência de renda em Minas Gerais: 1970-1975. VIII SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, v. 1, 1998, Diamantina. **Anais...**, Diamantina: UFMG, 1998.

ANAND, S.; KANBUR, R. The kuznets process and the inequality-development relationship. **Journal of Development Economics**, v. 40, n. 1, p. 25-53, 1993.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ANSELIN, L.; VARGA, A.; ACS, Z. Geographical spillovers and university research: a spatial econometric perspective. **Growth and Change**, v. 31, n. 4, p. 501-515, 2000.

ARAÚJO, J. A.; MORAIS, G. A. S. Desigualdade de renda e sua decomposição no Brasil e nas regiões brasileiras. **Revista de Economia do Nordeste**, v. 45, n. 4, p. 35-51, 2014.

ASSIS, R. S.; MARQUES, A. M. Convergência ou divergência no desenvolvimento?. **Revista de Economia do Nordeste**, v. 46, n. 1, p. 169-189, 2015.

BARROS, R. P. **Desigualdade de renda no Brasil**. Brasília: IPEA, 2007.

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. A recente queda na desigualdade de renda e o acelerado progresso educacional brasileiro da última década. In: BARROS, R. P.;

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista da Anpocs**, 2000.

- CASTELAR, P. U.; TABOSA, F. S. Impacto do crescimento econômico e da desigualdade de renda na pobreza do Brasil. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 18., 2013, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Anpec/BNB, 2013.
- FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. v. 2. Brasília: Ipea, 2007.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. **The spatial economy: cities, regions and international trade**. MIT Press, 2000.
- FURTADO, B. A. **Olhares sobre a cidade e a região: por que importam?** Texto para discussão, n. 1.498. Brasília: Ipea, 2010.
- FURTADO, C. **Desenvolvimento e subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Cultura, 1961.
- \_\_\_\_\_. **O mito do desenvolvimento econômico**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1984.
- \_\_\_\_\_. **A fantasia desfeita**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1989.
- \_\_\_\_\_. **Formação econômica do Brasil**. São Paulo: Editora Nacional, 2003.
- GHESTI, J. P.; SILVA, S. P. A abordagem territorial do programa Leader na Europa e sua transferência institucional ao contexto latino-americano: uma análise crítica. **Boletim Regional**, nº 14, Ipea, 2016.
- GONÇALVES, E.; ALMEIDA, E. Innovation and spatial knowledge spillovers: evidence from Brazilian patent data. **Regional Studies**, v. 43, n. 4, p. 513-528, 2009.
- HARVEY, D. **Social justice and city**. Baltimore: Johns Hopkins University, 1973.
- HIRSCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. Yale University Press, 1958.
- HOFFMANN, R. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007. vol. 2.
- INFANTE, R. **Brasil en el umbral del desarrollo**. Textos para discusión Cepal/Ipea, n. 53, 2013.
- IPEA. INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **A década inclusiva (2001-2011): desigualdade, pobreza e políticas de renda**. Comunicados do Ipea, nº 155, 2012.
- \_\_\_\_\_. **Dois décadas de pobreza e desigualdade no Brasil medidas pela Pnad/IBGE**. Comunicados do IPEA, nº 159, Brasília, 2013.
- JOSHI, S.; GEBREMEDHIN, T. A spatial analysis of poverty and income inequality in the Appalachian region. **The Journal of Rural and Community Development**, v. 7, n. 2, p. 118-130, 2012.
- KAGEYAMA, A.; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. **Revista Economia e Sociedade**, v. 15, n. 1, 2006.
- KAKWANI, N.; PERNIA, E. M. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.
- KRUGMAN, P.; LIVAS, R. Trade policy and third world metropolis. **Journal of Economic Development**, v. 49, n. 1, p. 137-150, 1996.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- LEITE, L. M.; MAGALHÃES, M. A. Desigualdades intraestaduais no Espírito Santo: uma abordagem espacial exploratória. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 38, n. 1, p. 55-92, 2012.
- LEITE, L. M.; SILVA, S. P. Transbordamentos de pobreza entre municípios do Espírito Santo e seus vizinhos em outros estados. In: CONFERÊNCIA NACIONAL DE POLÍTICAS PÚBLICAS CONTRA A POBREZA E A DESIGUALDADE, 1., 2010, Natal, **Anais...** Natal: UFRN, 2010.
- LI, H.; SQUIRE, L.; ZOU, H. Explaining international and intertemporal variations in income inequality. **The Economic Journal**, v. 108, n. 446, p. 26-43, 1998.

- LIMA, A. C.; SIMÕES, R. F. **Teorias do desenvolvimento regional e suas implicações de política econômica no pós-guerra: o caso do Brasil.** Texto para discussão, n. 358. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2009.
- LOCATELLI, R. L. Crescimento e desigualdade: uma resenha crítica. **Revista de Economia Política**, v. 8, n. 2, p. 109-117, 1998.
- LOPES, H. M. **Indicador de pobreza: aplicação de uma abordagem multidimensional ao caso brasileiro.** Texto para discussão, n. 223. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2003.
- MELLO, P. C. Uma visão comparativa do conceito de desenvolvimento econômico de Furtado com as teorias recentes. **Revista História e Economia**, v. 2, n. 1, 2006.
- MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.
- MOREIRA, R. C.; BRAGA, M. J.; TOYOSHIMA, S. H. J. M. A.; CARVALHO, F. M. Desigualdade, crescimento econômico e armadilhas da pobreza no Brasil: uma proposta de aplicação de modelos dinâmicos e análise multivariada. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 14., 2009, São Paulo. **Anais...** São Paulo: SEP, 2009.
- MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas.** Rio de Janeiro: Saga, 1972.
- NERY, M.; VAZ, F.; SOUZA, P. A. Efeitos macroeconômicos do Programa Bolsa Família. In: IPEA. **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania.** Brasília: Ipea, 2013.
- OLIVEIRA, R.; ALMEIDA, E.; FREGUGLIA, R.; BARRETO, R. Desmatamento e crescimento econômico no Brasil: uma análise da curva de Kuznets ambiental para a Amazônia Legal. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 49, n. 3, 2011.
- PERSON, T. TAMBELLINI, G. Is inequality harmful for growth? **The American Economic Review**, n. 84, v. 3, p. 600-621, 1994.
- PIERSON, P. Retornos crescentes, dependência da trajetória (*path dependence*) e o estudo da política. **Revista Ideias**, v. 6, n. 2, 2015.
- PIKETTY, T. **O capital no século XXI.** Rio de Janeiro: Intrínseca, 2014.
- RAVALLION, M.; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **World Bank Economic Review**, v.11, n. 2, p. 357-382, 1997.
- RAVALLION, M.; CHEN, S. **Measuring pro-poor growth.** Working Paper 2, 666. World Bank, 2003.
- RIBEIRO, M. G. **Educação, estrutura social e segmentação do território metropolitano.** Rio de Janeiro: UFRJ, 2012. Tese (Doutorado em Planejamento Urbano e Regional). Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2012.
- ROCHA, S. Pobreza no Brasil: principais tendências da espacialização. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, v. 10, p. 193-211, jun., 1998.
- ROMERO, J. R. Análise espacial da pobreza municipal no estado de Minas Gerais: 1991 - 2000. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 14., 2006, Caxambu, **Anais...** Caxambu: Abep, 2006.
- ROSTOW, W. **Etapas do desenvolvimento econômico.** Rio de Janeiro: Zahar, 1964.
- SAINZ, P.; CALCAGNO, A.. La economía brasileña ante el Plan Real y su crisis. **Série Temas de Conyuntura**, Cepal, 1999.
- SANTOS, M. **Técnica, espaço, tempo.** São Paulo: Hucitec, 1997.
- SEN, A. **Desenvolvimento como Liberdade.** São Paulo: Companhia das Letras, 2000.
- SILVA, S. P. **Avanços e limites na implementação de políticas públicas nacionais sob a abordagem territorial no Brasil.** Texto de discussão, n. 1.898. Brasília: Ipea, 2013a.
- \_\_\_\_\_. Considerações analíticas e operacionais sobre a abordagem territorial em políticas públicas. In: IPEA. **Brasil em desenvolvimento: Estado, planejamento e políticas públicas.** Brasília: Ipea, 2013b.

\_\_\_\_\_. A abordagem territorial no planejamento de políticas públicas e os desafios para uma nova relação entre estado e sociedade no Brasil. In: IPEA. **Brasil em desenvolvimento: Estado, planejamento e políticas públicas**. Brasília: Ipea, 2013c.

\_\_\_\_\_. **Mediação social e incidência territorial de políticas públicas de desenvolvimento rural no Médio Jequitinhonha/MG. Revista Cadernos Gestão Pública e Cidadania**, v. 19, nº 65, FGV, 2014.

\_\_\_\_\_. A dinâmica das políticas públicas de desenvolvimento rural e sua incidência territorial: uma análise do Pronaf no Território Vale do Mucuri/MG. **Revista de Extensão Rural**, v. 22, nº 2, UFSM, 2015a.

\_\_\_\_\_. Políticas públicas e estratégias territoriais de implementação: uma análise do desenho institucional dos Consads no Brasil. **Revista Desenvolvimento Socioeconômico em Debate**, v.1, nº 1, Unesc, 2015b.

\_\_\_\_\_. Análise da trajetória institucional de implementação da Política Nacional de Desenvolvimento Regional no Brasil. **Revista do Serviço Público**, Enap, 2016.

SILVA, S. P.; LEITE, L. M. Relações de dependência espacial de pobreza e desigualdade: uma análise da existência de transbordamentos entre municípios cearenses e seus vizinhos. In: X ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS, Recife, 2012. **Anais...**, Recife: ENABER 2012

SMALL, M. L.; NEWMAN, K. Urban poverty after the truly disadvantaged: the rediscovery of the family, the neighborhood, and culture. **Annual Review of Sociology**, v. 27, p. 23-45, 2001.

SOUZA, P. H. F.; OSÓRIO, R. G. A Redução das disparidades regionais e a queda da desigualdade nacional de renda, 1981-2009. **Revista Planejamento e Políticas Públicas**, n. 43, p. 273-297, 2014.

TABOSA, F. J. S.; AMARAL FILHO, J.; GOMIDE, U. S. Reexaminando a curva de Kuznets: evidências para o Brasil no período de 1981-2009. **Revista Redes**, v. 21, n. 2, p. 245-266, 2016.

TORRES, M.; VOSTI, S.; MANETA, M.; WALLENDER, W.; RODRIGUES, L.; BASSOI, L.; YOUNG, J. Spatial patterns of rural poverty: an exploratory analysis in the São Francisco River Basin, Brazil. **Revista Nova economia**, v. 21, n. 1, p. 45-66, 2011.

VEIGA, J. E. Pobreza rural, distribuição da riqueza e crescimento: a experiência brasileira. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 26., 1998, Vitória. **Anais...** Vitória: Anpec, 1998.

## DESIGUALDADE DE RENDA E EFICIÊNCIA DA PRODUÇÃO DE SAÚDE NO ESTADO DA BAHIA

### Income Inequality and Efficiency of Health Production in the State of Bahia

**Maria Izabel Dos Santos**

Economista (UFG). Mestre em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA) e membro do Grupo de Pesquisas em Economia Aplicada da UFBA. izabel.bell@outlook.com

**Gervásio F. Santos**

Economista (UEM). Professor Adjunto do Departamento de Economia, do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE) da UFBA e membro do Grupo de Pesquisas em Economia Aplicada da UFBA. gervasiofsantos@gmail.com

---

**Resumo:** O objetivo desse trabalho é estimar a eficiência técnica da produção de saúde e sua respectiva relação com o nível de desigualdade de renda, tomando como estudo empírico os municípios do estado da Bahia, utilizando o instrumental de análise de fronteira estocástica em painel. O trabalho baseou-se nas formulações teóricas da Economia da Saúde para investigar os determinantes da saúde e da ineficiência proveniente da sua produção. No entanto, o trabalho analisa uma relação específica presente na literatura, entre desigualdade de renda e eficiência na produção de saúde. Para atingir o objetivo proposto utilizou-se a abordagem de fronteira estocástica de produção aplicada a um banco de dados em painel contendo todos municípios do estado da Bahia. Os resultados mostraram que a eficiência da produção de saúde se manteve basicamente constante entre 2005 e 2009, entretanto em 2010 atingiu o seu menor índice na grande maioria dos municípios avaliados. Os municípios mais populosos, com maior renda per capita e que investiram mais recursos públicos em saúde foram mais eficientes no último ano. A desigualdade de renda, não foi estatisticamente significativa, indicando que esta variável não é um fator determinante para explicar os diferentes níveis de eficiência de saúde a nível municipal.

**Palavras-chave:** Saúde pública; Gasto público; Fronteira estocástica; Heterogeneidade.

**Abstract:** The aim of this study is to estimate the technical efficiency of health production in the municipalities of the state of Bahia while analyzing their respective relationship with the level of income inequality present in these municipalities. The work was based on theoretical formulations of Health Economics to investigate the determinants of health and the efficiency of health production. In order to achieve the proposed aim, the stochastic frontier production model was applied to a panel data set including all municipalities of the state of Bahia. The results showed that the efficiency of the health production remained essentially constant between 2005 and 2009, however it reached its lowest level in most municipalities in 2010. The most populous municipalities with the higher income per capital who invested the most resources in public health were more efficient in the last year. Income inequality was not statistically significant, indicating that this variable is not a determining factor to explain the difference in health efficiency between municipalities.

**Keywords:** Public health; Public spending; Stochastic frontier; Heterogeneity.

## 1 INTRODUÇÃO

O debate acerca da efetividade da participação do governo no setor de saúde tem motivado diversos estudos dedicados a investigar a eficiência dos sistemas de saúde em diferentes contextos. A partir dessa concepção, a saúde do ponto de vista coletivo, tem sido retratada como um bem o qual deveria ser produzido de forma eficiente. Sem embargo, essa concepção microeconômica, nem sempre tem sido bem definida nestes trabalhos. Dentre os principais trabalhos nessa literatura destacam-se Gupta, Honjo e Verhoeven (1997), Murray e Frenk (1999) Evans et al., (2000), Afonso et al., (2003), Greene (2004), entre outros. No Brasil, destacam-se os trabalhos de Marinho (2003), Piola (2006), Santos (2008) e Varela, Martins e Fávero (2010). A análise cronológica desses trabalhos mostra o esforço que tem sido feito no sentido de aprimorar as técnicas de mensuração da eficiência técnica de sistemas de saúde. Os maiores problemas enfrentados pelos pesquisadores dessa área estão relacionados à escolha das variáveis e às técnicas de estimação que podem variar de não paramétricas a paramétricas. A escolha *ad hoc* das variáveis e das técnicas de estimação podem afetar significativamente os resultados obtidos, dificultando a comparação entre os diferentes trabalhos realizados com o mesmo fim.

O estado da Bahia apresenta o quarto maior número de municípios entre os estados brasileiros. Devido à grande extensão territorial do estado, às diferentes fronteiras, biomas e climas, esses municípios refletem aspectos culturais, geográficos, sociais e econômicos que podem ser muito diferentes entre si. A análise da situação da saúde revela um cenário também muito diversificado. O perfil de gastos públicos com saúde executados pelos municípios do estado da Bahia também se revela bastante heterogêneo. Essas questões podem estar associadas à presença de fatores de heterogeneidade, que podem estar afetando não somente a receita, mas a produção de saúde nesses municípios comprometendo os seus níveis de investimento. Esta situação associada a outros fatores, também pode afetar o nível dos indicadores de saúde.

Nesse sentido, os dados do Censo Demográfico de 2010 mostraram que o estado da Bahia apresenta o 6º maior nível de desigualdade de renda do Brasil, medido pelo índice de Gini, igual a 0,62. A relação entre o *status* de saúde agregado e a desi-

gualdade de renda tem motivado muitos trabalhos na literatura sobre economia da saúde. O trabalho de Mendes (2006), por exemplo, mostrou que a elevada desigualdade de renda pode resultar em um gasto público de baixa eficiência. Greene (2004), em seu estudo para países concluiu que a desigualdade de renda é estatisticamente significativa na explicação das variações na eficiência da produção de saúde. Diante dessas evidências empíricas, esse artigo se propõe a responder o problema de pesquisa: A desigualdade de renda aumenta a ineficiência da saúde nos municípios do estado da Bahia?

Para dar resposta ao presente problema de pesquisa, será utilizada a metodologia de fronteira estocástica com um banco de dados em painel. Assim, o objetivo geral do trabalho é estimar a eficiência técnica da produção de saúde nos municípios do estado da Bahia e analisar sua respectiva relação com o nível de desigualdade de renda presente nesses municípios. Cabe ressaltar que o trabalho procura ampliar a tradicional análise de eficiência, a partir da introdução do efeito da desigualdade de renda sobre a eficiência da produção. Isso implicará não apenas em uma evolução metodológica, mas também permitirá incluir outros elementos teóricos na análise de eficiência. A hipótese levantada no presente trabalho é que a desigualdade de renda afeta negativamente a eficiência da produção de saúde nos municípios do estado da Bahia.

Esse artigo está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A próxima seção traz uma exposição do cenário da saúde no estado da Bahia a partir da análise de alguns indicadores de saúde, bem como da evolução dos investimentos em saúde e da desigualdade de renda. A terceira seção apresenta os dados e o modelo empírico. Os principais resultados, bem como as estimações dos diferentes modelos teóricos propostos e o ranking são apresentados na quarta seção. Por fim, a última seção encerra o estudo com as considerações finais.

## 2 SAÚDE, EXPECTATIVA DE VIDA, GASTOS PÚBLICOS COM SAÚDE E DESIGUALDADE DE RENDA NO ESTADO DA BAHIA

O estado da Bahia é o maior da região Nordeste e o quinto maior do país em extensão territorial, correspondente a 6,64% da área total do Brasil. Do

total de sua área, 564.692,67 km<sup>2</sup>, 69% encontra-se na região semiárida (SEI, 2013). Esta região do Brasil é marcada por grandes desigualdades sociais. Segundo o Ministério da Integração Nacional, mais da metade (58%) da população pobre do país vive na região semiárida. No estado da Bahia, dos seus 417 municípios, 265 estão localizados nessa região, o que explica em parte, os baixos indicadores de saúde nesse estado. Com uma população de 15,2 milhões de habitantes, estimados para 2015, e sendo a 7º maior economia do Brasil e a maior do Nordeste. O estado se constitui em um interessante objeto de estudo, tendo em vista sua capacidade de incluir em um mesmo espaço duas forças paradoxais, crescimento econômico associado a baixos indicadores sociais e de saúde.

O estado da Bahia está entre os estados que mais aumentaram a média da expectativa de vida dentre todos os estados brasileiros. Mas, apesar desse incremento, o estado da Bahia ainda está entre aqueles que possuem os menores indicadores nesse quesito. Isso indica que a situação da saúde de sua população melhorou com relação às duas décadas anteriores, mas esse avanço não foi suficiente para que o estado da Bahia deixasse de participar do grupo que possui as piores médias de expectativas de vida no Brasil. O estado da Bahia também é muito diversificado no que tange aos resultados da expectativa de vida. Segundo dados do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), a expectativa de vida de sua população residente em 2010 era de cerca de 72 anos, colocando o estado abaixo da média do Brasil (73,51 anos), mas quando se observa cada município separadamente, é possível verificar que em alguns municípios do estado possuem expectativa de vida similar a dos municípios da região Sul do País, por exemplo, a capital Salvador (75,10 anos), Lauro de Freitas (74,61 anos), Itaparica (74,56 anos), Luis Eduardo Magalhães (74,53 anos) e Candeias (74,39 anos) (PNUD, 2013).

No que se refere aos gastos com saúde em relação ao PIB, este indicador apresentou um aumento considerável entre 2000 e 2010 no estado da Bahia. Na média, os gastos públicos com saúde executados pelos municípios do estado da Bahia passaram de 3,77% para 5,53% do PIB. Foi possível observar que os municípios com nível de gastos superior a 10% do PIB, por exemplo, apresentaram expectativa de vida média muito inferior a de municípios que se situam na média

de gastos (4%). Observou-se também que municípios maiores, aqueles com mais de 200 mil habitantes (Camaçari (0,84%), Feira de Santana (2,59%), Ilhéus (2,61%), Itabuna (1,69%), Juazeiro (4,18%), Salvador (2,23%), Vitória da Conquista (3,21%)) gastam menos de 5% do PIB com saúde. Em contrapartida, municípios com menos de 5 mil habitantes, por outro lado, gastam em média 7% do PIB com saúde (Contenda do Sincorá (9,19%), Lafaiete Coutinho (8,94%) Dom Macedo Costa (8,43%), Gavião (8,35%). Isso indica que a escala pode influenciar o nível de gasto do município, favorecendo o gasto ineficiente no caso dos municípios de pequeno porte.

Diferentemente do que ocorre no caso da comparação entre países, nos municípios a expectativa de vida e o gasto com saúde parecem se relacionar de maneira inversa, ou seja, quanto maior o gasto, menor será a expectativa de vida. Essa situação indica que deve haver simultaneidade entre essas variáveis. Assim, o gasto mais elevado em regiões com baixa expectativa de vida pode ser um esforço para tentar reverter essa situação. Esta é uma conclusão importante, pois é cada vez mais comum na literatura econômica aplicar modelos que foram desenvolvidos a partir da observação de países à amostras mais desagregadas (como por exemplo, estados, municípios, estabelecimentos). Isso pode ocasionar resultados diferentes do previsto pela teoria. Tendo em vista estes aspectos, a análise prévia do comportamento dos dados da amostra é fundamental para que a interpretação dos resultados do modelo seja feita de forma coerente com a realidade do objeto de estudo em questão.

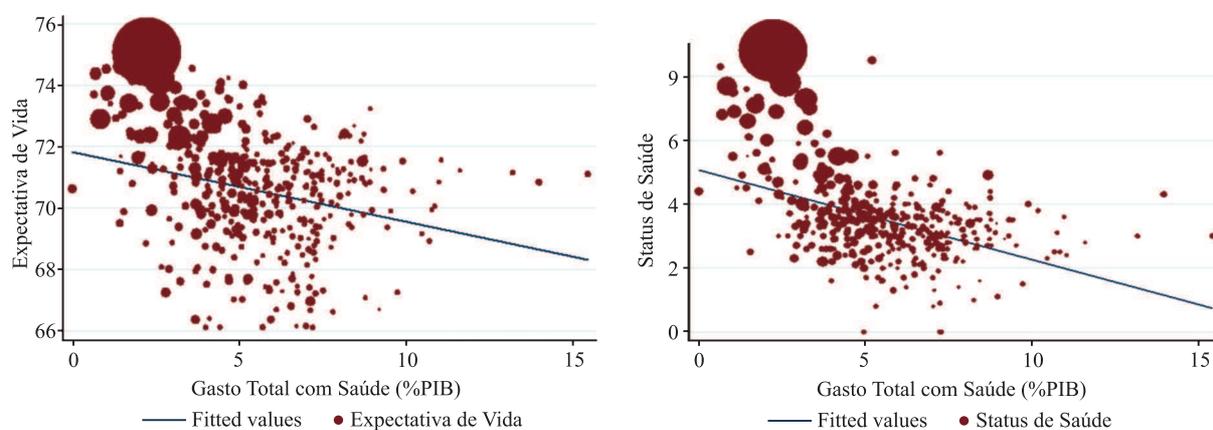
Em 2010, Salvador investiu o equivalente a 2,23% do PIB em saúde e alcançou uma expectativa de vida média igual a 75,1 anos, a mais alta do Estado. Esse nível de investimento é relativamente baixo quando comparado aos demais municípios. A justificativa se dá, em parte, pelo fato de Salvador possuir o maior PIB em termos absolutos. Os possíveis efeitos de escala inerentes aos investimentos em saúde também devem ser considerados. Já o município de Luis Eduardo Magalhães destaca-se por ter sido aquele que mais se destacou fora da Região Metropolitana de Salvador (RMS). Este alcançou a maior expectativa de vida da Região do Extremo Oeste Baiano, 74,53 anos, tendo investido em saúde apenas 1,02% do seu PIB em 2010. Os dados mostram

assim, que níveis de investimento relativamente baixos em saúde parecem estar associados à faixa mais elevada de expectativa de vida. No entanto, a expectativa de vida associada a outros fatores socioeconômicos também pode afetar o nível de renda, os impostos e assim os investimentos em saúde. Assim, a caracterização de uma relação causal entre a expectativa de vida e nível de gastos se torna ainda mais complexa.

A Figura 1 apresenta a expectativa de vida em relação entre investimento público em saúde como proporção do PIB e em seguida o IFDM-saúde, doravante “status de saúde”, e o investimento público

em saúde como proporção do PIB. O status de saúde, variável que será utilizada como *produto* nesse trabalho, é um indicador da qualidade de saúde que varia entre 0 e 1 e sua interpretação é similar a do indicador de saúde do IDH (longevidade) que busca sintetizar as condições de saúde e salubridade do local. A relação entre essas duas variáveis e os gastos com saúde é bastante similar. Apesar de no segundo caso ela ser mais bem definida. Esta evidência corrobora mais uma vez a hipótese de que na análise municipal, diferentemente do caso de países, a saúde está inversamente relacionada com os investimentos públicos na área de saúde.

Figura 1 – Expectativa de Vida, Status de Saúde e Gasto Público com Saúde (% PIB), municípios do estado da Bahia – 2010



Fonte: elaborada pelos autores com dados da PNUD (2013), FIRJAN (2013) e BRASIL (2012).  
 Nota: Círculos ponderados pela população residente.

Os dados apresentados até aqui revelam um cenário bastante heterogêneo no qual municípios com características sociodemográficas semelhantes apresentaram resultados controversos no que concerne à expectativa de vida, ao status de saúde e ao nível de gastos. Ademais, através da análise gráfica foi possível verificar que a relação esperada entre gastos públicos com saúde e status de saúde é inversa para o caso dos municípios aqui analisados. Estes fatores levam à hipótese de que pode haver heterogeneidade latente nos dados e que esta deve ser considerada na estimação dos indicadores de eficiência. Um indicador considerado importante na avaliação da qualidade da oferta de saúde é a desigualdade de renda da unidade tomadora de decisão (UTD) que se está avaliando. Como defendido por Mendes (2006), em uma sociedade mais desigual o governo encontra mais dificuldade em se chegar a um consenso, pois tem que governar

para todos os grupos. Neste caso, a tendência é que o gestor público opte pelo *second best*, no que tange as políticas de redução das desigualdades, o que pode resultar em uma solução não eficiente no sentido de Pareto.

Assim, em um contexto de elevada desigualdade de renda, as políticas de combate à redução da pobreza e redução das desigualdades tendem a não ser eficientes devido a sua própria natureza. Nesse sentido, cabe ressaltar que o estado da Bahia é o maior beneficiário do Programa Bolsa Família em termos de número de famílias. De acordo com dados do Caixa Econômica Federal (CEF) até fevereiro de 2013, mais de 1,7 milhões de famílias eram atendidas por programas sociais de transferência de renda no estado da Bahia. Esse número equivale a cerca de 45% de todas as famílias residentes no estado da Bahia. Esse grande número de famílias de baixa renda está atrelado ao visível

quadro de desigualdade de renda presente no estado. Apesar da sensível melhora em 2010, verifica-se que, na maioria dos municípios, o índice de concentração de renda é superior a 0,55, tornando este estado um dos mais desiguais do Brasil.

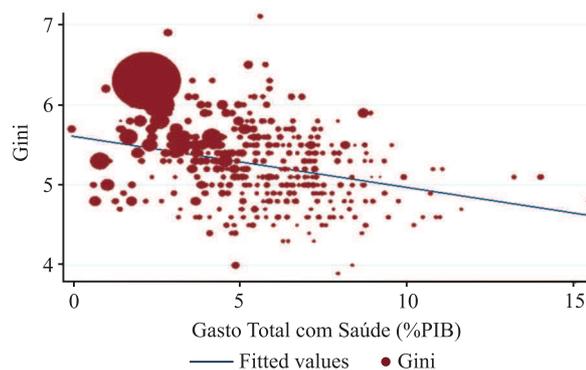
A desigualdade de renda é maior nos municípios situados no extremo oeste do estado, sobretudo nos municípios que fazem fronteiras com outros estados. Uma explicação possível para essa situação é o elevado número de extremamente pobres que habitam essa região. Igualmente, essa região abriga uma grande parte das pessoas que fazem parte do décimo mais rico, com as maiores médias de renda *per capita* do estado. Essa mesma situação também pode ser observada na Região Metropolitana de Salvador (RMS) (PNUD, 2013). Por outro lado, os municípios situados no sudoeste do estado, em sua maioria, são menos desiguais que os demais. Nessa região existe um grande número de municípios que diminuíram significativamente a desigualdade de renda entre os anos de 2000 e 2010. Não por acaso, também nesse período houve uma redução do percentual de pessoas extremamente pobres na região (PNUD, 2013).

A Figura 2 apresenta a relação entre o índice de Gini e o gasto público com saúde como percentual do PIB para os municípios do estado da Bahia. Nela é possível observar uma relação negativa entre essas duas variáveis, o que indica que quanto maior a desigualdade de renda nestes municípios menores serão os investimentos públicos em saúde. Observa-se também que a desigualdade é maior entre os municípios mais populosos. Os municípios menores, por outro lado, são menos desiguais no aspecto de renda e são os que gastam mais com saúde proporcionalmente ao PIB. Essa relação pode indicar que uma elevada parcela dos gastos totais com saúde deve estar associada aos dispêndios privados naqueles municípios de maior população. Em contrapartida, nos municípios de pequeno porte, a maior parcela do investimento em saúde deve estar sob a responsabilidade do setor público. Essa suposição pode se sustentar haja vista que em uma sociedade desigual, aqueles que possuem condição financeira suficiente para garantir seus direitos básicos financiarão suas necessidades, independente da participação do governo.

De acordo com Ravallion (2003) a maior desigualdade de renda deve estar associada aos indicadores sociais mais baixos, o que viria a contribuir,

para o aumento do que ele denominou “ineficiência social”. O autor afirma que o conjunto de combinações viáveis de produtos sociais e níveis de renda e gastos sociais em qualquer economia é quase certamente cheio de não convexidades (“buracos”) decorrentes de limitações reais sobre o que os governos podem e não podem fazer.

Figura 2 – Índice de Gini e gasto com saúde (%PIB), municípios do estado da Bahia – 2010



Fonte: elaborada pelos autores com dados da PNUD (2013) e BRASIL (2012).

Nota: Círculos ponderados pela população residente.

A não especificação de quais dessas restrições seriam consideradas obrigatórias para avaliar a “eficiência social”, ou seja, a eficiência de um indicador social, torna difícil a obtenção de indicadores que façam sentido. Seguindo esse raciocínio, a análise mais detalhada do termo de ineficiência em modelos econométricos de análise de fronteira, e das variáveis a este relacionadas, é um passo fundamental para corroborar a consistência dos resultados alcançados, evitando, assim, a super ou subestimação da eficiência.

### 3 METODOLOGIA E DADOS

Este trabalho utiliza o modelo básico de fronteira estocástica que foi proposto inicialmente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Van den Broeck (1977). Este modelo foi motivado pela ideia de que os desvios da fronteira de produção podem não estar inteiramente sob o controle das firmas que estão sendo estudadas, como por exemplo, uma praga que afeta a produção de uma lavoura (GREENE, 2008). Essa é a ideia que caracteriza o modelo de fronteira estocástica  $y_i = f(x_i)ET_i e^{v_i}$ , em que  $ET_i$  é a eficiência técnica e  $v_i$  é um termo

irrestrito e envolve a mensuração dos erros, qualquer outro ruído estatístico, e variação aleatória da fronteira entre as unidades de produção. Esse modelo pode ser reescrito como  $\ln y_i = \alpha + \beta^T x_i + v_i - u_i = \alpha + \beta^T x_i + \varepsilon_i$ . Nessa composição,  $u_i > 0$  mas pode assumir qualquer valor. A distribuição simétrica, tal como a distribuição normal, é geralmente assumida para  $v_i$ . Desse modo, a fronteira estocástica é  $\alpha + \beta^T x_i + v_i$ , e  $u_i$  representa a ineficiência.

O objetivo final no modelo de fronteiras estocásticas é construir uma estimativa de  $u_i$  ou pelo menos de  $u_i - \min_j u_j$ . Para tanto, precede ao cálculo da ineficiência computar os parâmetros de tecnologia,  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\sigma_u$  e  $\sigma_v$  (e quaisquer outros parâmetros). Essa etapa é fundamental e qualquer inconsistência nessas estimativas pode implicar em graves problemas para o componente de ineficiência de  $\varepsilon_i$ , que é  $u_i$ . A estimação dos parâmetros tecnológicos e a modelagem econométrica de  $u_i$  podem ser realizadas a partir da técnica de máximo verossimilhança (GREENE, 2008).

Tendo em vista o objetivo principal desse trabalho, a função de produção a ser analisada será composta de uma variável que mensura a qualidade ou o status da saúde (S) da população, medida aqui pelo subíndice de saúde da Firjan (variável dependente) que é regredida contra um grupo de variáveis explicativas dentre as quais se destacam a variável que mede o volume de gastos com saúde (DS) executado pelos municípios e uma variável que mede a qualidade da educação (Educ) da população desse mesmo município. A base de dados utilizada comporta informações dos 417 municípios do estado da Bahia, analisados no período de 2005 a 2010. Os principais dados foram extraídos do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (Siops) e da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan). No trabalho também constam dados do Atlas do Desenvolvimento Humano (ADH) do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do World Health Organization (WHO) e da Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI).

As variáveis Saúde (S) e Educação (Educ) foram retiradas da base de dados do Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal. As variáveis Despesas com Saúde (DS), Despesas com saúde *per capita* (DSpc) e população foram extraídas da base de dados do Siops. A variável *dummy* clima (Cli-

ma), a variável *dummy* que indica se o município faz ou não parte da Região Metropolitana de Salvador (RMS), e as variáveis Produto Interno Bruto (PIB) e PIB *per capita* foram retiradas da base de dados da Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI). A variável que indica o Índice de Desigualdade de Gini (Gini) foi extraída do Atlas de Desenvolvimento Humano (Pnud).

A variável Gini para os municípios brasileiros só está disponível para os anos em que é realizado o censo da população. Por esta razão, e tendo em vista o modelo teórico mencionado na seção anterior, os valores utilizados são referentes apenas ao ano de 2010. O mesmo é válido para a variável PIB, que apesar de estar disponível para todos os anos avaliados, neste trabalho considerou-se somente o ano de 2010, devido ao fato de o modelo em que essas variáveis serão utilizadas, assumir que os efeitos de heterogeneidade observável não variam ao longo do tempo.

As variáveis financeiras Produto Interno Bruto (PIB), Produto Interno Bruto *per capita* (PIBpc), Despesa Pública Total com Saúde (DS) e Despesa Pública *per capita* (DSpc) foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna<sup>1</sup> (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV). A amostra consta de dados anuais dos 417 municípios observados ao longo de um painel de dados (desbalanceado) de 6 anos (2005-2010). Como nem todos os municípios dispunham de todas as variáveis em todos os anos analisados, as observações que não apresentaram dados foram excluídas e as utilizadas efetivamente totalizaram 2.488 observações. Sobre as variáveis de interesse foram aplicadas transformações logarítmicas, construídas variáveis multiplicativas e variáveis *dummy* com o intuito de avaliar fatores ambientais e qualitativos. Para viabilizar a estimação dos modelos Cobb-Douglas e translog as variáveis Saúde e Educação foram modificadas. Dado que ambas são indicadores que variam entre 0 e 1, optou-se por adicionar uma unidade (+1) a cada uma delas a fim de evitar logaritmos negativos. As variáveis de Despesa com Saúde (DS e DSpC) e População (POP e Denpop) também foram utilizadas em forma logarítmica. As primeiras pela exigência dos modelos estimados, as segunda (variáveis de controle) pelo fato de a forma logarítmica se adequar melhor à grandeza das demais variáveis. Finalmente, foi utilizada a variável Ano para captar a tendência.

<sup>1</sup> Base agosto 1994 = 100.

### 3.1 Modelo empírico

Considere que o processo de provisão de serviços de saúde a nível municipal seja dado pela seguinte função:

$$Saúde_{it} = f(\text{despesas saúde}_{it}, \text{educação}_{it}, \text{população}_{it}, \text{clima}_{it}, \text{ano}) \quad (1)$$

A suposição de que um processo de otimização em que os agentes maximizam a produção de saúde utilize apenas dois insumos é discutível. No entanto, dado que não existe nenhum consenso teórico acerca da especificação da fronteira de produção para saúde agregada, a função de produção a ser estimada está pautada nos trabalhos de Evans et al., (2000) e Greene (2004) para se ter uma base de comparação na literatura. Desse modo, serão testadas e comparadas duas especificações funcionais: a Cobb-Douglas e a translog. Esses modelos são os mais utilizados na literatura de aplicações em fronteira estocástica e estimação da ineficiência econométrica. Com base nessas especificações, as funções a serem estimadas neste trabalho serão:

$$\ln S_{it} = \alpha + \beta_1 \ln DS_{it} + \beta_2 \ln EDUC_{it} + \ln POP_i + CLIMA_i + ANO + v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

Função Cobb Douglas

$$\ln S_{it} = \alpha + \beta_1 \ln DS_{it} + \beta_2 \ln EDUC_{it} + \beta_3 \ln^2 DS_{it} + \beta_4 \ln^2 EDUC_{it} + \beta_5 (\ln DS_{it} * \ln EDUC_{it}) + CLIMA_i + ANO + v_{it} - u_{it} \quad (3)$$

Função Translog

Considere agora os seguintes vetores

$$x_{it} = \ln DS_{it}, \ln EDUC_{it} \quad (4.a)$$

$$z_{ip} = CLIMA_i, \ln POP_i, ANO \quad (4.b)$$

$$z_{ie} = GINI_i, \ln PIBpc_i, RMS_i \quad (4.c)$$

Os vetores (4.b) e (4.c) são invariantes no tempo. Isso significa que somente o produto e os insumos, ou seja o vetor 4.a, são mensurados em todos os anos. Logo, assumindo que a produção está condicionada apenas a  $z_{ip}$ , o outro vetor de co-variáveis entrará apenas no modelo de eficiência.

O tipo de clima (Clima) do município e o tamanho da população (POP) são variáveis menos relacionadas à produção de saúde do que as outras variáveis. Desse modo, podem ser interpretadas naturalmente como parâmetros de mudança na função de produção. Nesse contexto, serão estimados os seguintes modelos:

Modelo *pooled*

$$\ln S_{it} = \alpha + \beta^T x_{it} + \alpha^T_p z_{ip} + v_{it} - u_{it} \quad (5)$$

$$v_{it} \sim iid N(0, \sigma^2_v)$$

$$u_{it} \sim iid(0, \sigma^2_u)$$

Modelo de Tempo Variante de Battese e Coelli (1992)

$$\ln S_{it} = \alpha + \beta^T x_{it} + \alpha^T_p z_{ip} + v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

$$v_{it} \sim iid N(0, \sigma^2_v)$$

$$u_{it} \sim iid(\mu, \sigma^2_u)$$

Modelo de Fronteira de Ineficiência de Battese e Coelli (1993)

$$\ln S_{it} = \alpha_i + \beta^T x_{it} + \alpha^T_p z_{ip} + v_{it} - u_{it} \quad (7)$$

$$v_{it} \sim iid N(0, \sigma^2_v)$$

$$u_{it} \sim iid(z_{ie} \delta, \sigma^2)$$

Uma vez estimados estes modelos serão avaliadas as significâncias dos parâmetros das variáveis de interesse, bem como dos parâmetros da função de verossimilhança para avaliar a adequação dos dados aos modelos testados. Em seguida, será realizado o teste da razão de verossimilhança para verificar qual é a melhor especificação funcional dentre as testadas. Tendo em vista o objetivo deste estudo, o ranking com os resultados da ineficiência será elaborado com os resultados do modelo conforme especificado em (7), para que seja possível testar o impacto e a significância da variável de interesse Gini sobre a ineficiência do processo de produção. A próxima seção apresenta os resultados dessas estimações, bem como os resultados do ranking da (in)eficiência das unidades de produção.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O software estatístico utilizado para na maioria das estimações e gráficos foi o Stata 12. O mo-

delo de Battese e Coelli (1993), especificamente, foi estimado no software Frontier 4.0. A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva de todas as variáveis da amostra. Essa tabela demonstra a magnitude de cada uma das variáveis utilizadas além de mostrar o panorama geral dos municípios do estado da Bahia. O município mediano da amostra tem 17.095 habitantes, PIB *per capita* real de R\$ 957,10 e a uma despesa média anual com saúde de R\$904.250,04, o que resulta em um dispêndio médio anual com saúde de R\$ 54,66 por habitante.

Entretanto, devido à heterogeneidade existente entre esses municípios a amostra contém alguns valores extremos. O menor município em termos populacionais possui 2.959 habitantes, enquanto o maior abriga cerca de 3 milhões de habitantes. As despesas *per capita* com saúde também possuem uma variabilidade muito grande. O município que gasta menos com saúde por habitante tem um dispêndio de R\$18,94 por habitante, no outro extremo esse valor é 24 vezes maior, igual a R\$ 468,92.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas nas estimações

Variável	Observações (n)	Média	Mediana	Desvio-Padrão	Máximo	Mínimo
S	2.488	0,59	0,61	0,14	0,98	0,08
DS	2.488	1.978.873	904.250,40	8.105.784	1.94e+08	160.428,3
DSpc	2.488	57,82	54,66	26,32	468,92	18,94
EDUC	2.488	0,53	0,53	0,09	0,94	0,27
POP	2.488	34.319,10	17.095	145.645,2	2.998.058	2.959
DENPOP	2.488	59,03	23,04	245,84	4.324,33	0,93
CLIMA	2.488	-	-	-	-	-
RMS	2.488	-	-	-	-	-
GINI	413	0,53	0,53	0,05	0,71	0,39
PIB	2.488	7,58e+07	1,58e+07	4,30e+08	8,70e+09	2,91e+09
PIBpc	2.488	1446,59	957,1	3350,27	70.303,22	360,72

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

A Tabela 2 apresenta as correlações simples entre as variáveis. Na primeira coluna, destacam-se a correlação entre saúde (*s*) e a variável *dummy* Região Metropolitana de Salvador (*rms*), seguida pela correlação entre *s* e *pib*. Essas correlações expressam a relação positiva existente entre a saúde e a renda da população, que ganha destaque nos municípios da RMS. Embora na literatura não haja consenso sobre a direção da causalidade entre *pib* e *s*, essa relação positiva é esperada uma vez que indivíduos que dispõem de mais recursos financeiros

tendem a ter mais facilidade de acesso a cuidados médicos via setor privado. Igualmente, a variável *s* se relaciona positivamente tanto com suas despesas públicas totais (*ds*) como com suas despesas *per capita* (*dspc*). Isso pode indicar que o investimento de recursos financeiros no sistema de saúde contribui para a melhoria dos respectivos indicadores populacionais de saúde. Como esperado, a variável *educ* também se relaciona positivamente com a saúde (*s*) indicando que populações mais educadas desfrutam de uma melhor condição de saúde.

Tabela 2 – Coeficientes de correlação simples entre as variáveis, (2005-2010)

	s	educ	ds	dspc	pop	denpop	clima	rms	pib	pibpc
s	1.00									
educ	0.11	1.00								
ds	0.12	0.11	1.00							
dspc	0.07	0.26	0.10	1.00						
pop	0.11	0.08	0.96	0.00	1.00					
denpop	0.12	0.10	0.81	0.05	0.84	1.00				
clima	-0.09	-0.02	-0.06	-0.10	-0.05	-0.15	1.00			
rms	0.15	0.13	0.35	0.38	0.31	0.48	-0.19	1.00		
pib	0.13	0.09	0.93	0.18	0.92	0.80	-0.10	0.47	1.00	
pibpc	0.11	0.12	0.13	0.62	0.05	0.09	-0.14	0.44	0.34	1.00

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

A correlação entre a variável clima e a saúde da população ( $s$ ) também reportou o sinal esperado. O clima se relaciona negativamente com a saúde, dado que as regiões mais áridas são mais vulneráveis às doenças infectocontagiosas, o que pode vir a prejudicar a qualidade de vida das pessoas que habitam essas regiões. Há também uma forte correlação positiva entre despesas totais com saúde ( $ds$ ) e o tamanho da população ( $pop$ ). Aparentemente, os municípios mais populosos possuem orçamentos maiores, e como o percentual mínimo exigido por lei é aplicado em cima das receitas é natural que os municípios mais populosos gastem mais com saúde. Os municípios mais populosos também estão correlacionados com a grandeza do PIB. Conforme pode ser observado na Tabela 2 a correlação entre  $pop$  e  $pib$  foi positiva, igual a 0,92. Por outro lado, a relação entre o tamanho da população e o PIB *per capita* apesar de positiva é muito fraca (0,05) destacando a heterogeneidade de renda existente entre os municípios do estado da Bahia.

#### 4.1 Análise descritiva dos modelos de fronteira estocástica estimados

Os resultados das estimações dos modelos *pooled*, tempo variante, e de fronteira de ineficiência, especificados na forma funcional Cobb-Douglas e translog são apresentados na Tabela 3. De forma geral, o parâmetro estimado da variável  $logDS$  foi positivo e estatisticamente significativo a 1% de significância nos três modelos especificados como uma função de produção Cobb-Douglas, o que indica que aqueles municípios que investem mais em saúde conseguem atingir níveis mais elevados nos indicadores de qualidade da saúde da população. Vale a pena ressaltar que este resultado não condiz com o esperado na análise gráfica realizada na seção 2, no entanto é corroborado pelos resultados de Evans et al., (2000) que indicaram que a eficiência estava positivamente relacionada com o nível das despesas *per capita* com saúde.

A variável  $logEduc$  também reportou sinal positivo e estatisticamente significativo mesmo a 1% de significância nos três modelos estimados na forma funcional Cobb-Douglas. Isso indica que quanto mais educada é a população dos municípios, melhores serão seus indicadores de saúde. Essa conclusão está de acordo com a vertente da economia da saúde que se concentra sobre a

relação entre *status* de saúde e escolaridade da população. Segundo essa vertente, o *status* de saúde é estatisticamente correlacionado com a escolaridade (AUSTER et al., 1969; GROSSMAN, 1972). Vale a pena ressaltar que essa foi a variável que reportou o maior impacto sobre a variável dependente nos três modelos estimados. Segundo a teoria da demanda de Grossman (1972) indivíduos mais educados tendem a ser produtores economicamente mais eficientes do *status* de saúde porque têm o know-how para permanecerem saudáveis. Assim, as evidências empíricas encontradas em diversos trabalhos que utilizaram a variável educação como um insumo para a produção de saúde, indicam que essa variável é importante na definição da função de produção de saúde, seja essa uma função de produção de um indivíduo, de um município ou de um país.

O modelo *pooled* foi estimado para servir de *benchmark* para os demais. Nesse modelo, o parâmetro da variável de interesse  $logDS$  é positivo e estatisticamente significativo mesmo a 1% de significância. O parâmetro estimado da variável  $logEduc$ , *proxy* da qualidade da educação, também foi positivo e estatisticamente significativo a 1%, indicando que a educação também impacta positivamente na qualidade da saúde da população dos municípios analisados. Os parâmetros estimados das variáveis de controle  $logpop$ ,  $clima$  e  $ano$  foram negativos, mas o parâmetro estimado da variável binária  $clima$  não foi estatisticamente significativo nem mesmo a 10% de significância. O coeficiente estimado da variável de tendência  $ano$  apresentou sinal negativo, o que pode indicar que no período examinado ocorreu uma tendência de diminuição do *status* de saúde. O sinal negativo da variável  $logpop$  pode indicar que a quantidade da população impacta negativamente na qualidade da saúde coletiva. Isso pode ser explicado pelo fato de que em cidades mais populosas é maior a incidências de fatores difíceis de serem mensurados, mas que impactam negativamente a qualidade da saúde, como a poluição, o nível de estresse da população, o nível de desemprego, dentre outros fatores.

O modelo Battese e Coelli (1992), doravante BC92, reportou estimativas dos parâmetros  $\beta$  de acordo com o esperado, exceto pelo intercepto que foi negativo em ambas as especificações funcionais. Em uma função de produção de saúde, o sinal do intercepto deve ser observado uma vez que se espera

que exista, mesmo na ausência de todos os insumos necessários para a “produção” de saúde, um nível mínimo de saúde. Portanto, teoricamente é esperado um sinal positivo do intercepto sempre que a qualidade ou quantidade de saúde seja utilizada como uma variável dependente. O parâmetro estimado  $k$ , que indica como a ineficiência do município se comporta ao longo do tempo resultou negativo, indicando que a ineficiência aumenta com o aumento de  $t$ , o que está de acordo com os resultados obtidos. Na forma funcional Cobb-Douglas todas as estimativas foram estatisticamente significantes a 1%. Já na forma funcional translog o parâmetro estimado da variável  $\text{Log}2(DS)$  foi estatisticamente significativo a 10%, o da variável  $\text{Log}(DS) * \text{Log}(Educ)$  não foi estatisticamente significativo. Todas as demais estimativas foram estatisticamente significantes a 1% de significância.

O modelo de Battese e Coelli (1993), doravante BC93, em sua especificação Cobb-Douglas, reportou estimativas dos parâmetros  $\beta$  estatisticamente significantes a 1%. O parâmetro estimado da covariável *clima* não foi estatisticamente significativo nem mesmo a 10% de significância, o que pode indicar que o fato de o município estar localizado em uma região de clima árido ou semiárido não influencia, estatisticamente, o status de saúde da população. Com relação às covariáveis de heterogeneidade, cabe ressaltar que a variável de interesse *gini* não foi estatisticamente significativa em nenhuma das especificações do modelo BC93. No entanto, reportou sinal positivo, conforme esperado. Uma explicação para isso pode estar no fato da baixa variabilidade da desigualdade de renda entre os municípios do estado da Bahia. Diferentemente dos resultados encontrados nos estudos que envolvem países, como no de Greene (2004), essa variável pode não ser a mais adequada para caracterizar um fator de heterogeneidade específica no caso dos municípios do estado da Bahia.

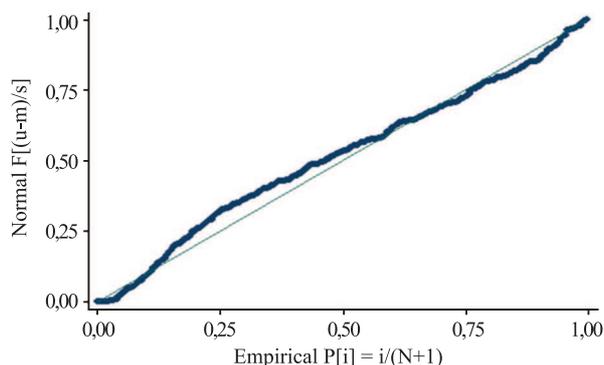
No caso dos 20 municípios mais eficientes, por exemplo, observou-se que a média do índice de desigualdade de gini era superior a 0,5. A mesma situação se verifica entre os 20 municípios que resultaram menos eficientes. Diversos estudos empíricos aplicados a países na literatura sobre economia da saúde constataram que a saúde das nações pode depender, em parte, de outros fatores além da riqueza. A cultura, a organização social e políticas governamentais também ajudam a determinar a saúde da

população, e as variações nesses fatores pode explicar muitas das diferenças nos resultados de saúde entre as nações. Por esta razão, os coeficientes das covariáveis de heterogeneidade da função de ineficiência, especificada no modelo BC93, são de interesse particular nesse estudo.

Como o sinal positivo da variável gini não foi estatisticamente significativo nesse modelo, não é possível inferir qualquer relação a respeito do impacto da desigualdade de renda sobre a eficiência da saúde. Na literatura sobre economia da saúde, não existe consenso sobre a natureza do impacto que a desigualdade de renda exerce sobre o estado de saúde da população. Entretanto, a grande maioria dos estudos indica a existência de uma relação estatisticamente significativa entre desigualdade de renda e saúde. O problema que persiste é determinar a contribuição relativa dos diferentes canais de transmissão da desigualdade de renda sobre a saúde (PODER, 2011). A não significância do parâmetro estimado da variável gini também pode estar relacionada ao fato da amostra conter elementos bastante diferentes entre si. Evans et al., (2000) sugeriram que, neste caso, a amostra pode ser dividida em grupos formados por elementos com características semelhantes.

A renda *per capita* média da população dos municípios, medida pela variável  $\text{Log}(PIBpc)$  foi estatisticamente significativo a 1% de significância, e como esperado seu sinal foi negativo, indicando que a renda da população impacta negativamente a ineficiência técnica da produção de saúde, ou seja, quanto maior a renda da população mais eficiente tecnicamente deve ser a produção de saúde desse município o que está de acordo com a análise de correlação realizada anteriormente. O sinal negativo da variável binária *RMS* indica que a ineficiência técnica é menor nos municípios que fazem parte da Região Metropolitana de Salvador. Isso por ser explicado, em parte, à maior oferta de serviços de saúde nessa região que facilita o acesso da população à serviços de prevenção e tratamento.

Nesse modelo o termo de erro  $u_{it}$  é assumido como sendo uma variável aleatória não negativa independentemente distribuída tal que  $u_{it}$  é obtido pela truncagem (no ponto zero) da distribuição normal com média  $z_{it}\delta$  e variância  $\sigma^2$ . A Figura 3, a seguir, apresenta a distribuição dos resíduos  $\hat{u}_{it}$ , que corrobora as suposições iniciais do modelo teórico de que a distribuição do termo de erro se aproxima da distribuição normal.

Figura 3 – Distribuição da estimativa do termo de erro,  $\hat{u}_{it}$ 

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

Após a estimação dos modelos, foi realizado o teste da razão de verossimilhança (RV) para verificar se a melhor forma funcional é a Cobb-Douglas ou a Translog. O modelo *pooled* e o modelo BC92 se ajustaram melhor aos dados com a especificação *translog* com 1% de nível de significância e 3 graus de liberdade (Valor crítico à direita da distribuição quiquadrado). Já o modelo BC93 se ajustou melhor à especificação Cobb Douglas com 1% de nível de significância. Portanto, tendo em vista que o objetivo desse trabalho que é analisar o impacto das variáveis de heterogeneidade específica dos municípios sobre o nível de ineficiência técnica, o modelo que será considerado para a análise dos índices de eficiência e composição do ranking será o BC93. (Tabela 3)

Tabela 3 – Estimativas de máximo verossimilhança para os parâmetros das funções de fronteira estocástica de produção dos modelos selecionados para municípios do Estado da Bahia

Variável dependente: log (s)							
Variáveis Independentes	Parâmetro	Pooled_CD	Pooled_TL	BC92_CD	BC92_TL	BC93_CD	BC93_TL
Constante	$\beta_0$	24,7537*	22,4882*	-22,4750*	-22,6206*	0,2837*	- 0,1232
Log (ds)	$\beta_2$	0,0264*	0,0410	0,0261*	0,0574*	0,1296*	0,6481
Log(educ)	$\beta_3$	0,4681*	0,0902	0,3449*	-0,6555*	0,4423*	0,3638
Log2(ds)	$\beta_4$	-	-0,0000	-	-0,0011***	-	- 0,7959
Log2(educ)	$\beta_5$	-	0,8841*	-	1,0155*	-	0,8098
Log(DS)*Log(educ)	$\beta_6$	-	-0,0299	-	0,0091	-	- 0,4330
Log(pop)	$\alpha_1$	-0,0171*	-0,0171*	-0,0135*	-0,0137*	-0,8963**	- 0,8684
Clima	$\alpha_2$	-0,0040	-0,0038	-0,0117*	-0,0116*	-0,1465	0,7803
Ano	$\alpha_3$	-0,0122*	-0,0111*	0,0112*	0,0113*	-0,5203*	- 0,1241
Constante	$\delta_0$	-	-	-	-	0,1585*	0,2060
Gini	$\delta_1$	-	-	-	-	0,1312	0,8776
Log(pibpc)	$\delta_2$	-	-	-	-	-0,2833*	- 0,8742
Rms	$\delta_3$	-	-	-	-	-0,2982*	- 0,2721
	$\sigma^2$	0,0180	0,0179	0,0068	0,0068	0,5270*	0,1764
	$\gamma$	3,8824	3,8959	0,7353	0,7442	0,9793*	0,9262
	$\sigma_u$	0,1300	0,1297	-	-	-	-
	$\sigma_v$	0,0334	0,0332	-	-	-	-
	$\mu$	-	-	0,2484*	0,2480*	-	-
	$\eta$	-	-	-3,1474*	-3,2987*	-	-
	$\sigma_u^2$	-	-	0,0050	0,0051	-	-
	$\sigma_v^2$	-	-	0,0018	0,0017	-	-
	Log (likelihood)	2755,56*	2763,87*	4050,80*	4083,52*	2869,40*	2777,25*

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

Nota: \*Significativa a 1%; \*\*Significativa a 5%; \*\*\*Significativa a 10%.

Legenda: *S*: Indicador de Saúde Firjan (Subindicador do Índice de Desenvolvimento Municipal); *DS*: Despesas totais com saúde; *EDUC*: indicador de oferta e qualidade da educação; *POP*: População residente; *CLIMA*: Tipos climáticos dos municípios analisados (variável *dummy* sendo árido e semiárido = 1 e demais = 0); *GINI*: Índice de Gini; *PIBpc*: PIB (em R\$) *per capita*; *RMS*: Região Metropolitana de Salvador.

Outro parâmetro relevante para esta análise é o indicador de ineficiência,  $\gamma$ , que no modelo BC93 apresentou o valor de 0,9793. Portanto, pode-se dizer que 98% da variância total do erro composto da estimativa do modelo BC93, especificado na forma de uma função de produção Cobb-Douglas, é explicada pela variância da ineficiência técnica. A magnitude desse parâmetro indica a relevância da incorporação da ineficiência técnica ao modelo. Esse parâmetro corrobora a hipótese de que a produção de saúde nos municípios do estado da Bahia não é eficiente, portanto, um componente de ineficiência deve ser especificado no modelo de produção. Ao mesmo tempo, essa é uma conclusão importante na medida em que fornece embasamento científico para a hipótese de que o indicador de saúde pode ser melhorado a partir da melhor utilização de seus fatores de produção.

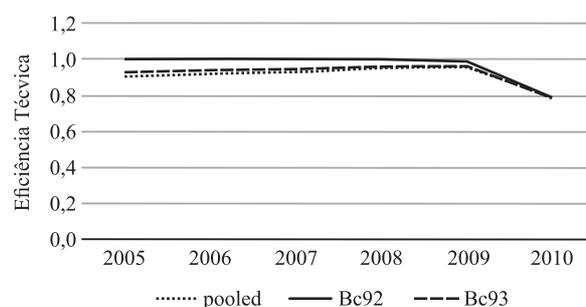
Nas diferentes formas funcionais do modelo de produção de saúde, a variável *despesa total com saúde* foi significativa, o que sustenta a hipótese de que o sistema público de saúde desempenha um papel importante na melhoria da saúde da população residente nos municípios do estado da Bahia. O fato de a variável *proxy* para a educação também ter sido significativa em todos os modelos também sugere que as variáveis socioeconômicas são determinantes para a produção eficiente de saúde e podem ser até mais importantes que as próprias despesas com saúde, conclusão esta que reforça a importância do papel do Estado no provimento de serviços públicos de qualidade, como educação, que podem gerar externalidades positivas em vários outros indicadores sociais como no caso dos indicadores de saúde.

#### 4.2 Resultados da estimativa da eficiência técnica

Uma característica comum observada em todos os modelos estimados foi a queda contraintuitiva da eficiência técnica (ET) no último ano da amostra. A Figura 4 mostra a evolução temporal da eficiência técnica média para os municípios da amostra. Essa situação pôde ser observada em alguns trabalhos da literatura de fronteiras estocásticas aplicadas a dados em painel, como, por exemplo, no trabalho de Cuesta (2000) que não questionou esse comportamento. Wheat e Smith (2012) identificaram esse problema e sugeriram uma parametrização

mais geral, baseados na formulação da ineficiência técnica variante no tempo dos modelos de Battese e Coelli (1992) e Cuesta (2000). Tendo em vista o baixo índice de variação da eficiência técnica entre os municípios nos anos de 2005 a 2009, optou-se por analisar os resultados da eficiência técnica apenas do ano de 2010.

Figura 4 – Modelos de fronteira estocástica estimados



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

No que concerne às estatísticas básicas da eficiência técnica estimada para 413 municípios do estado da Bahia<sup>2</sup> os três modelos estimados reportaram resultados bem aproximados, o que faz das estimativas do modelo escolhido (BC93) ainda mais consistentes. A correlação entre os três modelos é bastante elevada, principalmente entre o modelo *pooled* e BC93 que é igual a 0,9957. No modelo escolhido, BC93, a eficiência técnica média dos municípios do estado da Bahia em 2010 foi de 0,79, indicando que, na média, os municípios do estado da Bahia poderiam alcançar um status de saúde 21% superior ao atual, mantendo-se o mesmo nível de insumos. Os municípios mais populosos estão entre aqueles que reportaram os maiores indicadores de eficiência técnica, dentre eles a capital do estado, Salvador (0,99), Feira de Santana (0,98) e Vitória da Conquista (0,97). Entre estes municípios também estão aqueles que apresentaram os maiores índices de status de saúde como Salvador, Maragogipe, São Francisco do Conde e Pojuca. De um modo geral, os municípios que estão entre os 20 que obtiveram os maiores índices de eficiência também foram os que mais investiram em saúde (Tabela 4).

2 Os municípios Antônio Gonçalves, Caraíbas, Seabra e Presidente Dutra foram excluídos por não apresentarem dados suficientes para a estimação no relativo ano.

Tabela 4 – Vinte melhores e vinte piores resultados da estimativa da eficiência técnica

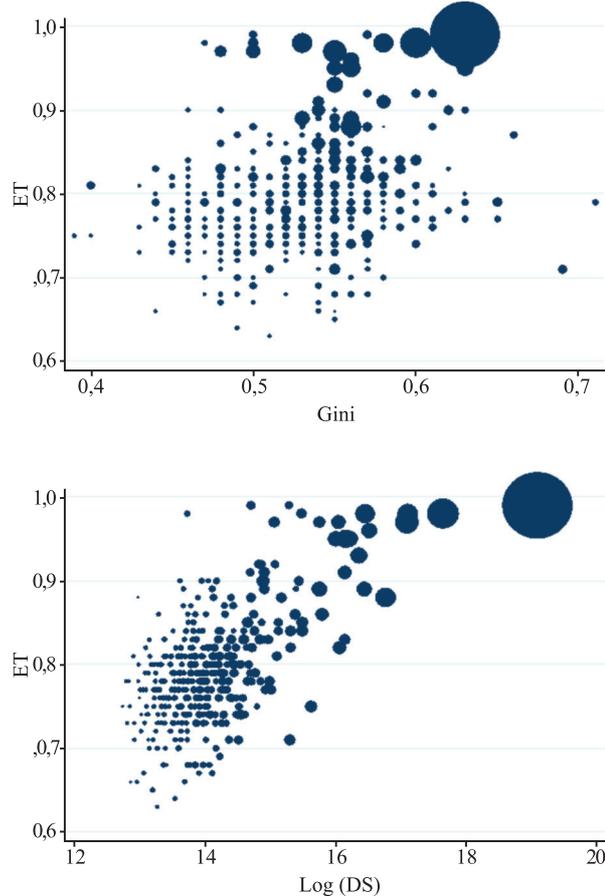
20 melhores	Município	ET	20 piores	Município	ET
1	Maragogipe	0,99	1	Jussari	0,63
2	Salvador	0,99	2	Érico Cardoso	0,64
3	Pojuca	0,99	3	Mansidão	0,65
4	Camaçari	0,98	4	Aiquara	0,66
5	São Francisco do Conde	0,98	5	Dom Macedo Costa	0,66
6	Dias d'Ávila	0,98	6	Tabocas do Brejo Velho	0,66
7	Feira de Santana	0,98	7	Nova Redenção	0,67
8	Itagibá	0,98	8	Itaeté	0,67
9	Ilhéus	0,98	9	Tremedal	0,67
10	Itapetinga	0,97	10	Saubara	0,68
11	Vitória da Conquista	0,97	11	Teofilândia	0,68
12	Candeias	0,97	12	Boa Vista do Tupim	0,68
13	Simões Filho	0,97	13	Buritirama	0,68
14	Barreiras	0,96	14	Santa Inês	0,68
15	Alagoinhas	0,95	15	Oliveira dos Brejinhos	0,68
16	Itabuna	0,95	16	Itagimirim	0,68
17	Lauro de Freitas	0,95	17	Gongogi	0,68
18	Jequié	0,93	18	Coaraci	0,69
19	Entre Rios	0,92	19	Irará	0,69
20	Mucuri	0,92	20	Elísio Medrado	0,70

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

Entre os municípios que apresentaram os piores índices de eficiência técnica estão Jussari (0,63), Érico Cardoso (0,64) e Mansidão (0,65), os três municípios que apresentaram os menores índices de status de saúde. Observou-se também que 11 dos 20 municípios que reportaram os piores índices de eficiência possuem população inferior a 20 mil habitantes. Os municípios mais populosos foram os que alcançaram os maiores índices de eficiência técnica. A correlação entre a eficiência técnica (ET) e o índice de desigualdade de renda (Gini) não parece muito clara, o que corrobora os resultados encontrados na análise descritiva dos dados, descrita anteriormente (Figura 5).

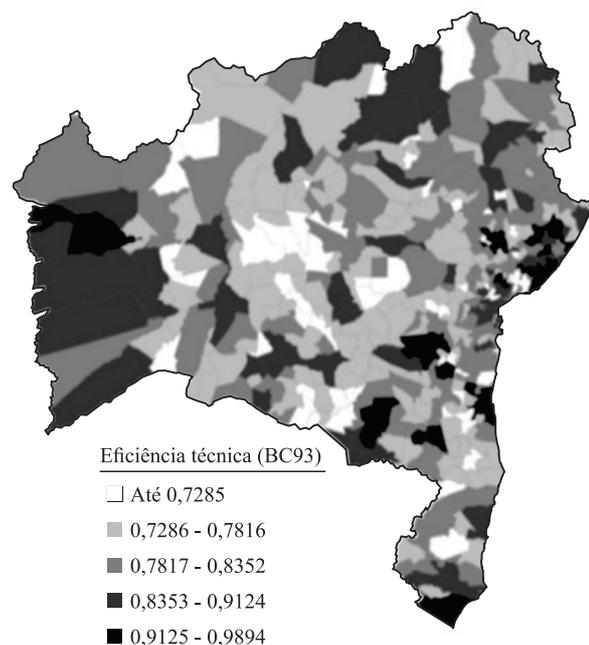
Tanto os municípios que obtiveram um elevado índice de eficiência técnica, como os que não obtiveram, podem estar localizados na mesma faixa de desigualdade, como pode ser observado na Figura 6 abaixo. Também é possível observar que os municípios com maiores índices de eficiência técnica também foram caracterizados pelo elevado índice de desigualdade de renda.

Figura 5 – Relação entre a eficiência técnica, gini e gasto público com saúde (2010)



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.  
Nota: O tamanho dos círculos é ponderado pelo tamanho da população.

Figura 6 – Eficiência técnica da produção de saúde, municípios do estado da Bahia – 2010



Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa realizada.

A Figura 6 mostra a distribuição espacial da eficiência técnica para os municípios do estado da Bahia. Em 2010, a eficiência técnica entre os municípios do estado da Bahia variou entre 0,6296 (Jussari) e 0,9894 (Maragogipe). Os maiores índices foram apresentados pelos municípios que fazem parte da Região Metropolitana de Salvador e aqueles que estão localizados no entorno da RMS. A maior densidade populacional atrai investimentos de infraestrutura em saúde que contribuem para a ampliação da oferta de serviços de saúde que acabam beneficiando o status de saúde coletivo. Nesse ponto se verifica que as economias de escala também representam um fator que impacta os resultados. Cabe destacar também os municípios da microrregião de Barreiras (0,836). Na média essa microrregião foi a segunda mais eficiente, ficando atrás apenas da RMS (0,93).

Diante desses resultados, verifica-se que tanto no que concerne à distribuição dos indicadores de saúde entre os municípios do estado da Bahia como no que se refere aos índices de eficiência da oferta de serviços de saúde existe uma desigualdade muito grande entre as unidades de produção. As desigualdades sociais e econômicas presente nesses municípios refletem-se também no setor de saúde, seja na oferta, no acesso ou nos resultados de saúde. Daniels, Kennedy e Kawachi (1992) já haviam discutido a influência da justiça social sobre a saúde dos indivíduos. Segundo eles a saúde individual é afetada não apenas pela facilidade com que um indivíduo vê um médico, mas também pela sua posição social e de sua sociedade.

Assim, os resultados encontrados nesse trabalho evidenciam que essa relação também pode se estender ao coletivo. A desigualdade social presente nos municípios, ainda que não esteja diretamente relacionada à saúde coletiva, pode implicar em desigualdade na saúde. Conforme defendeu Marmot (1992) é lógico que se a saúde reflete as mais amplas influências sociais, então as desigualdades na saúde são também um reflexo das desigualdades na sociedade. Por outro lado, quando a grande maioria das observações estudadas tem em comum o fato de possuírem um índice de desigualdade de renda elevado, tal variável deixa de ser considerada como um bom indicador de heterogeneidade, o qual seria capaz de explicar parte da variação nos indicadores de eficiência técnica de saúde.

## 5 CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi estimar a eficiência técnica da produção de saúde nos municípios do estado da Bahia, e analisar sua respectiva relação com o nível de desigualdade de renda presente nesses municípios. No Brasil, são inúmeros os trabalhos que se propuseram a estimar a eficiência no setor de saúde. No entanto, verifica-se que a maioria deles utilizaram técnicas não paramétricas, como DEA e FDH para realizar a estimação. A aplicação da metodologia de fronteira estocástica aplicada ao setor de saúde no Brasil ainda é bastante insipiente. O interesse do presente trabalho foi conhecer os diferentes tratamentos possíveis de serem aplicados ao termo de ineficiência técnica, que são capazes de tornar essas estimações mais condizentes com a realidade, ao relaxar hipóteses normalmente muito restritivas para este termo. Atenção especial foi dada aos modelos que permitem que o termo de ineficiência possa variar ao longo do tempo e também àqueles que assumem que a ineficiência técnica pode ser uma função linear de variáveis de heterogeneidade específica que podem impactar o nível de eficiência.

A hipótese levantada foi que a desigualdade de renda aumenta a ineficiência da saúde nos municípios do estado da Bahia. Para atingir os objetivos propostos, realizou-se uma análise da situação da saúde pública no estado da Bahia. Foi possível observar um cenário bastante heterogêneo no qual municípios com características sociodemográficas semelhantes apresentaram resultados totalmente controversos no que concerne à expectativa de vida, ao status de saúde e ao nível de gastos. Ademais, através da análise gráfica foi possível verificar que a relação esperada entre gastos públicos com saúde e expectativa de vida é inversa para o caso dos municípios do estado da Bahia. Estes fatores levaram à hipótese de que havia heterogeneidade latente nos dados e que esta deveria ser considerada na estimação dos indicadores de eficiência. Além disso, observou-se uma elevada desigualdade de renda nos municípios do estado da Bahia, o que de acordo com a literatura apontava que a produção de saúde nesses municípios não seria eficiente.

A abordagem econométrica utilizada para mensurar a eficiência técnica foi pautada na estimação de modelos estocásticos de produção. A função de

produção teórica desenvolvida neste estudo foi baseada na função utilizada no trabalho seminal da Organização Mundial de Saúde (OMS), lançado no ano 2000, no qual foram analisadas a eficiência da produção de saúde para 200 países do mundo no período de 1993-1997. O trabalho de Greene (2004) o qual utilizou os mesmos dados, também serviu de base para este trabalho, sobretudo para embasar a especificação do modelo de heterogeneidade. As estimações foram realizadas a partir da especificação dos modelos desenvolvidos por Battese e Coelli (1992) e Battese e Coelli (1993) que consideram a variação da ineficiência ao longo do tempo e a modelagem da ineficiência como uma função linear de algumas variáveis de heterogeneidade, respectivamente.

A cultura, a organização social e políticas governamentais podem determinar a saúde da população, e as variações nesses fatores pode explicar muitas das diferenças nos resultados de saúde entre as nações. Por esta razão, os coeficientes das covariáveis de heterogeneidade da função de ineficiência, especificada no modelo BC93, foram de interesse particular nesse estudo. O sinal positivo da variável de interesse gini não foi estatisticamente significativa nesse modelo, indicando que para o caso dos municípios do estado da Bahia a desigualdade de renda, nos moldes em que foi analisada, não pode ser interpretada como um fator que afeta estatisticamente a qualidade ou quantidade de saúde que será ofertada à população. Em termos dos indicadores de (in)eficiência produtiva, o estudo mostrou a existência de um hiato de eficiência na alocação de recursos, o que indica a necessidade de revisão das práticas de gestão nos municípios do estado da Bahia, no intuito de aperfeiçoar os métodos adotados para que haja melhor aproveitamento dos recursos e, com isso, propiciar à população melhores condições de saúde.

A conclusão mais importante deste trabalho é que é possível medir e comparar a eficiência dos sistemas de saúde em todos os municípios ao longo do tempo, isto é particularmente importante para os municípios da região do Nordeste, uma vez que ainda há muito espaço para se melhorar os indicadores e a qualidade da saúde da população e estudos como este podem servir como base para a elaboração de políticas públicas direcionadas à situação de cada município. A partir da identificação daqueles municípios e regiões mais ineficientes, este trabalho pode servir como base para a elabo-

ração de políticas econômicas e fiscais adequadas que sejam capazes de minimizar as desigualdades inter-regionais.

Estudos como este, que classificam os municípios quanto à sua eficiência produtiva, e o ponto de partida para identificar quais os gargalos, estão distanciando da linha de eficiência os municípios classificados como ineficientes. Assim, espera-se que este trabalho estimule a ação que busca melhorar o desempenho dos serviços de saúde e assim, contribua para melhorar o bem-estar das pessoas residentes nos municípios do estado da Bahia. Espera-se também que este estudo sirva de motivação para a elaboração de outros trabalhos, nesta área e em outras áreas da economia que compartilham dos mesmos problemas de ineficiência na oferta de serviços.

Fica como sugestão para futuros trabalhos a realização da análise desenvolvida neste trabalho, testando e comparando novos modelos que permitam que a ineficiência varie ao longo do tempo. Um benefício significativo do debate que possa acompanhar este trabalho será o desenvolvimento de fontes de dados melhoradas e métodos de estimação mais adequados à análise de sistemas de saúde. Outra sugestão para pesquisas futuras é a comparação desses resultados com os resultados de outros modelos que assumem hipóteses distintas sobre a distribuição do termo de ineficiência, como no caso dos modelos efeitos aleatórios (*true random effects*) e de outros modelos de parâmetros de heterogeneidade tal como proposto por Greene (2004). Finalmente, a implementação do modelo de Wheat e Smith (2012) e a replicação dos modelos utilizados nesse trabalho a subamostras, agrupando as unidades observacionais segundo seus elementos e características semelhantes, pode ajudar a revelar padrões de heterogeneidade além e de esclarecer o padrão da variação da ineficiência ao longo do tempo.

## REFERÊNCIAS

AFONSO, A.; SCHUKNECHT, L.; TANZI, V. P. **Public sector efficiency: an international comparison**. Frankfurt: European Central Bank, Working paper series, n. 242, jul. 2003.

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

AUSTER, R. D.; LEVESON, I.; SARACHEK, D. Production of health, an exploratory study. **Journal of Human Resources**, n. 4, p. 411-436, 1969.

BATTESE, G.; COELLI, T. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production model for a panel data. **Empirical Economics**, n. 20, p. 325-332, 1992.

BATTESE, G.; COELLI, T. **A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects**. Arundale: Department of Econometrics. University of New England, Working papers in econometrics and applied statistics, n. 69, 1993.

BRASIL. Ministério da Saúde. Banco de dados do Sistema Único de Saúde - *Datasus*. Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS). **Indicadores municipais**. 2012. Disponível em: <<http://siopsasp.datasus.gov.br>>. Acesso em: 07 out. 2012.

CUESTA, R.A. A production model with firm-specific temporal variation in technical inefficiency: with application to spanish dairy farms. **Journal of Productivity Analysis**, v.13, n. 2, p. 139-152, 2000.

DANIELS, N.; KENNEDY, B.; KAWACHI, I. Justice is good for health. In: DANIELS, N.; KENNEDY, B.; KAWACHI, I. **Is inequality bad for our health?** Boston: Beacon Press Boston, 1992. p. 3-33.

EVANS, D.; TANDON, A.; MURRAY, C.; LAUER, J. **The comparative efficiency of national health systems in producing health: an analysis of 191 countries**. Geneva: World Health Organization, GPE discussion paper, n. 29, 2000. FIRJAN. FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **Índice Firjan de desenvolvimento municipal (IFDM)**. Disponível em: <<http://www.firjan.org.br/ifdm/>>. Acesso em: 20 ago. 2012.

GREENE, W. The econometric approach to efficiency analysis. In: FRIED, H.; LOVELL, C. A.; SCHMIDT, S. S. (Ed. ).

**The measurement of productive efficiency and productivity growth**. New York: Oxford University Press, 2008. p. 92-250.

\_\_\_\_\_. Distinguishing between heterogeneity and inefficiency: stochastic frontier analysis of the World Health Organization's panel data on national health care systems. *Health Economics*, v. 13, n. 10, p. 959-980, 2004. Disponível em: <<http://people.stern.nyu.edu/wgreene/>>. Acesso em: 30 mar. 2012.

GROSSMAN, M. **The demand for health: a theoretical and empirical investigation**. Columbia: Columbia for the National Bureau of Economic Research, 1972.

GUPTA, S.; HONJO, K.; VERHOEVEN, M. **The efficiency of government expenditure: experiences from Africa**. Washington, Working paper, n. 97/153, DC: IMF, 1997.

MARINHO, A. Avaliação da eficiência técnica nos serviços de saúde nos municípios do Rio de Janeiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, p. 515-534, jul./set. 2003.

MARMOT, M. Do inequalities matter? In: DANIELS, N.; KENNEDY, B.; KAWACHI, I. **Is inequality bad for our health?** Boston: Beacon Press Boston, 1992. p. 38-42.

MEEUSEN, W.; DEN BROECK, J. V. Efficiency estimation from cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, v. 18, p. 435-444, 1977.

MENDES, M. Ineficiência do gasto público no Brasil. In: IPEA. **Boletim de Desenvolvimento Fiscal**. Boletim de Desenvolvimento Fiscal, n. 3, Brasília: IPEA, 2006. p. 20-31. MURRAY, C. J. L.; FRENK, J. **A WHO framework for health system performance assessment**. Discussion paper, n.6, Geneva, Switzerland: World Health Organization, 1999.

PIOLA, M. G. S. O. **“Efeito Zoo” na análise de eficiência dos gastos municipais com saúde no Brasil: uma abordagem de fronteiras estocásticas**. 2006. 99 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de Brasília, Brasília, 2006.

PNUD. PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil 2013**. 2013. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>>. Acesso em: 29 jul. 2013.

PODER, T. G. Inégalité de revenu et état de santé: une relation ambiguë. **Revue interrogations?** n. 12, jan., 2011. Disponível em: <[www.revenue-interrogations.org/inegalite-de-revenu-et-etat-de](http://www.revenue-interrogations.org/inegalite-de-revenu-et-etat-de)>. Acesso em: 03 nov. 2013.

RAVALLION, M. On measuring aggregate “social efficiency”. Working paper, n. 3.166, Washington DC: World Bank, 2003.

SANTOS, E. G. F. **Uma avaliação comparativa da eficiência dos gastos públicos com saúde nos municípios brasileiros**. 2008. 77 f.

Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2008.

SEI. SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA. Banco de dados. Disponível em: <<http://www.sei.ba.gov.br/>>. Acesso em: 18 mar. 2013.

VARELA, P. S. ; MARTINS, G. A.; FAVERO, L. P. L. I. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS. 4, 2010, Natal, RN. **Anais...** Natal: Anpcont, 2010, p. 1-17.

WHEAT, P.; SMITH, A. Is the choice of  $(t - T)$  in Battese and Coelli (1992) type stochastic frontier models innocuous? Observations and generalisations. **Economics Letters**, n. 116, p. 291-294, 2012.



## O IMPACTO DA VIOLÊNCIA NAS ESCOLAS SOBRE A PROFICIÊNCIA ESTUDANTIL: UMA ANÁLISE PARA AS CAPITAIS NORDESTINAS

### The impact of school violence on student proficiency: an analysis for the northeastern capitals

**Stélio Coêlho Lombardi Filho**

Economista. Doutorando em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional - Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). Professor Assistente da Universidade Federal de Roraima (UFRR). stelio.filho@hotmail.com

**Ana Maria Hermeto Camilo de Oliveira**

Economista. Doutora em Demografia (Cedeplar/UFMG). Professora Associada do Cedeplar-UFMG. ahermeto@cedeplar.ufmg.br

---

**Resumo:** Este artigo busca investigar como a violência nas escolas afeta o desempenho em português e matemática dos alunos do 9º ano da rede pública das capitais nordestinas. Conforme apontado no último relatório da Organização Não Governamental mexicana *Consejo Ciudadano para la Seguridad Pública y la Justicia Penal*, todas as capitais da região Nordeste aparecem na lista das 50 cidades mais violentas do mundo, seguindo o critério de homicídios por 100 mil habitantes. Tendo isso em vista, utilizou-se os microdados da Prova Brasil (2011) e métodos econométricos, mais especificamente modelos hierárquicos lineares e regressões quantílicas, para estimar o impacto da violência sobre a proficiência estudantil. Os resultados encontrados sugerem a ocorrência de efeitos negativos da violência em ambas as proficiências, mesmo após o controle por características do aluno e da escola. Além disso, também se observou que estes efeitos se mantêm ao longo da distribuição de notas, e que os mais afetados são os alunos situados nos quantis inferiores.

**Palavras-chave:** Violência nas escolas; Região Nordeste; Prova Brasil.

**Abstract:** This paper aims to investigate how school violence affects the performance in portuguese and mathematics of the students of 9th grade students from public schools in the northeastern capitals. As pointed out in the last report of the Mexican Non-Governmental Organization *Consejo Ciudadano para la Seguridad Pública y la Justicia Penal*, all the capitals of the Northeast region appear in the list of the 50 most violent cities in the world, following the criterion of homicides per 100,000 inhabitants. In light of this, we used the microdata of Prova Brasil (2011) and applied econometric methods, more specifically linear hierarchical models and quantile regressions, to estimate the impact of violence on student proficiency. The results suggest the occurrence of negative effects of violence in both proficiencies, even after controlling for student and school characteristics. Moreover, it was also observed that these effects are maintained along the distribution of grades and the most affected are the students located in the lower quantiles.

**Keywords:** School violence; Northeast Region; Prova Brasil.

## 1 INTRODUÇÃO

A importância da educação como forma de impulsionar o desenvolvimento econômico e reduzir desigualdades tem sido consenso na literatura econômica (LANGONI, 1973; ACEMOGLU, 1996; BARROS et al., 2001). É sobretudo por meio da educação que os indivíduos conseguem ascender socialmente e mudar os rumos de suas vidas, uma vez que níveis mais elevados de capital humano tornam os indivíduos trabalhadores mais produtivos e capazes de obter maiores retornos no mercado de trabalho (MENEZES FILHO, 2001). A educação desempenha ainda um papel central na qualidade de vida, ao transformar os cidadãos em eleitores mais conscientes e informados, aprimorando a qualidade do processo democrático, e ao reduzir a probabilidade de que o indivíduo recorra a uma vida de crimes.

Inicialmente, o foco dos estudos em economia da educação visava compreender os ganhos de produtividade oriundos do fator capital humano na produção. Em outras palavras, de que modo uma mão de obra mais qualificada impactaria nas atividades produtivas e seria capaz de explicar os diferenciais de crescimento e desenvolvimento econômico entre as nações. Schultz (1963) considerava a educação como o investimento básico em capital humano e cuja contribuição seria multidimensional, servindo a fins sociais, políticos etc. O autor faz uma intensa análise sobre os retornos e custos da educação e conclui que este é o maior investimento que o agente pode proporcionar a si mesmo.

A partir de meados da década de 1960, em especial graças ao *Coleman Report* de 1966, a agenda de pesquisa relacionada à área da economia da educação passou a se dedicar a compreender os determinantes do desempenho escolar. Para tanto, características observáveis do aluno, seu *background* familiar, a estrutura física e a gestão escolar, bem como aspectos econômicos e demográficos de professores e diretores, passaram a ser levados em conta (HANUSHEK, 1970). Aliado a isto, também se observou um crescente interesse na avaliação do desempenho estudantil com base nos resultados de testes e exames padronizados.

À medida que os estudos foram avançando, uma série de outros fatores passaram a receber atenção nas pesquisas empíricas. Carneiro, Cunha e Heckman (2003) e Heckman (2005), por exemplo, atentaram para os efeitos positivos da pré-es-

cola sobre o desempenho estudantil. Já Heckman, Stixrud e Urzua (2006) ressaltaram a importância de habilidades socioemocionais sobre o aprendizado. Ademais, várias pesquisas têm encontrado evidências de relação direta entre o ambiente escolar e a performance dos alunos (PITTMAN; HAUGHWOUT, 1987; FOWLER; WALBERG, 1991; HALLER, 1992; COON et al., 1993; SOARES, 2003; RIANI; RIOS-NETO, 2004; ALVES; SOARES, 2008; SEVERNINI; FIRPO, 2009; KORIR; KIPKEMBOI, 2014). Nesse sentido, uma questão ainda pouco explorada na literatura, mas que afeta profundamente o ambiente educacional, diz respeito às consequências da violência nas escolas.

Um estudo pioneiro que se propôs a analisar como a violência local afeta os resultados educacionais foi o de Grogger (1997). Por meio dos dados do *High School and Beyond* (HSB) e da *Administrator and Teacher Survey* (ATS), o autor mostra que níveis moderados de violência local podem reduzir em 5,1% e em 6,9%, respectivamente, a probabilidade de um aluno se formar no ensino médio e cursar a faculdade. Em síntese, seus resultados indicam que a violência nas escolas, combinada com a violência no bairro, tem efeitos significativos sobre aspectos educacionais.

Outros estudos precursores nesta linha foram os de Coleman (1998) e Bowen e Bowen (1999). Coleman (1998) encontrou evidências de associação negativa entre a incidência de violência nas escolas e o desempenho estudantil em leitura e matemática. Já Bowen e Bowen (1999) testaram a hipótese de que os perigos do bairro e das escolas impactam negativamente nos resultados escolares. Usando regressões hierárquicas, os autores realizaram estimativas para comparar a contribuição relativa de três blocos de variáveis (demográficas, medidas de perigo no bairro e medidas de perigo na escola) sobre três variáveis de resultado escolar (assiduidade, evasão e notas). Segundo os autores, a exposição ao crime e à violência no bairro têm impacto maior sobre os resultados escolares do que o perigo no ambiente escolar em si, embora com pouca relevância sobre as notas.

Ainda na literatura internacional, Miller e Chandler (2005) realizaram uma análise das ocorrências de violência nas escolas públicas dos Estados Unidos, no período 1999-2000. Com dados da *School Survey on Crime and Safety* (SSOCS), os autores observaram empiricamente a relação

entre as características da escola e a prevalência de violência nas mesmas, identificando uma maior propensão de ocorrência de pelo menos um incidente de violência em escolas públicas onde mais de 15% dos estudantes estão abaixo do 15º percentil em testes padronizados.

Já Carroll (2006) examinou os efeitos de atos criminosos e violentos nas escolas da Carolina do Norte sobre a performance dos alunos da oitava série. Os resultados encontrados indicaram efeitos marginais médios de pequena magnitude: um ato criminoso ou violento adicional reduziria as notas de matemática e leitura em, respectivamente, 0,138 e 0,143. Ammermüller (2007), por sua vez, analisou o problema da violência nas escolas em onze países europeus, buscando identificar os fatores associados à vitimização e seus efeitos sobre o desempenho dos discentes. Seus resultados apontaram que ser vítima tende a reduzir os resultados educacionais e os ganhos futuros. O autor conclui que, dada a importância desse fenômeno, a violência não deve deixar de ser incluída nas funções de produção educacional.

Na literatura nacional, Candian (2009) investigou o impacto da violência nas escolas sobre o desempenho escolar, utilizando os microdados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) de 2003. Fazendo uso de modelos multinível, a autora encontrou que as práticas de violência verbal contra os professores têm efeito negativo sobre a proficiência em matemática dos alunos. Utilizando a mesma base de dados, Severnini e Firpo (2009) identificaram que alunos de escolas mais violentas têm, em média, desempenho inferior. Indo mais além, os autores também observaram que os alunos cujas notas estão situadas na cauda inferior da distribuição são os mais afetados, e que a violência também afeta diretamente a rotatividade dos professores entre escolas.

Suliano e Oliveira (2011), por meio dos microdados da Prova Brasil (2007), buscaram averiguar como a criminalidade tem contribuído para a piora do desempenho dos alunos do 9º ano da rede pública de ensino do Ceará. Apesar do indicador de violência empregado não ter sido estatisticamente significativo, os autores ressaltam que esse resultado não contradiz os argumentos sobre os efeitos negativos da violência sobre a proficiência dos discentes. O que estaria ocorrendo é que, nas escolas do estado do Ceará, a violência ainda não atingiu proporções capazes de afetar o desempenho dos alunos.

Em um estudo direcionado para São Paulo, Teixeira e Kassouf (2011) buscaram mensurar o impacto da violência sobre o desempenho escolar, fazendo uso dos microdados do Sistema de Avaliação de Rendimento Escolar de São Paulo (Saresp) de 2007. Por meio de um modelo *logit* multinível, os autores identificaram que a violência nas escolas diminui em 0,54 pontos percentuais a probabilidade de os alunos do 3º ano do Ensino Médio apresentarem um desempenho satisfatório em matemática.

Por fim, mais recentemente, Oliveira e Ferreira (2013) empregaram os microdados do Saeb (2011) para investigar a relação entre diferentes indicadores de violência e a proficiência dos alunos do 5º e 9º ano do Ensino Fundamental e do 3º ano do Ensino médio. Os resultados encontrados indicaram efeitos heterogêneos da violência em escolas privadas, enquanto que nas escolas públicas estes foram mais homogêneos. Além disso, os autores também destacaram as ocorrências de furto e de consumo e tráfico de drogas como sendo os principais redutores do desempenho escolar.

Dessa forma, tendo em vista a importância de se considerar os efeitos da violência nas escolas sobre a performance dos alunos, constatada por vários estudos empíricos nacionais e internacionais, o objetivo do presente artigo é verificar como a ocorrência desse fenômeno afeta o desempenho em português e matemática dos alunos do 9º ano das escolas públicas de Ensino Fundamental. Ressalta-se que, no Brasil, a violência é particularmente elevada na região Nordeste, que atualmente concentra cidades listadas entre as mais violentas do mundo. Conforme apontado no último relatório da Organização Não Governamental mexicana *Consejo Ciudadano para la Seguridad Pública y la Justicia Penal*, todas as capitais da referida região aparecem na lista das 50 cidades mais violentas do mundo, seguindo o critério de homicídios por 100 mil habitantes<sup>1</sup>.

Entretanto, apesar dessa situação alarmante vivenciada no Nordeste, a maioria dos estudos nacionais têm dado destaque apenas para São Paulo, ou têm realizado análises agregadas para o país. Sendo assim, optou-se por preencher uma lacuna na literatura brasileira ao considerar no estudo apenas os alunos que estudam em escolas situadas nas áreas urbanas das capitais nordestinas. Esta delimitação geográfica fornece uma amostra mais

1 Mais informações podem ser consultadas em: <<http://www.seguridadjusticiaypaz.org.mx/biblioteca/prensa/category/6-prensa>>.

homogênea, permitindo tirar conclusões mais precisas e auxiliando na compreensão dos efeitos da violência sobre o desempenho estudantil.

Além desta introdução, este artigo é composto por mais quatro seções. A próxima seção detalha a estratégia empírica adotada pelo estudo. A seção subsequente descreve a fonte e o tratamento dos dados, apresentando uma descrição das variáveis selecionadas e algumas estatísticas descritivas. Em seguida, os resultados encontrados são apresentados e discutidos. Finalmente, a quinta e última seção tece as considerações finais.

## 2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para a consecução dos objetivos delineados, foram empregadas duas metodologias econométricas. Primeiramente, adotou-se a abordagem de Modelos Hierárquicos Lineares, também conhecidos como Modelos Multinível, para identificar o efeito da violência nas escolas sobre a proficiência em português e matemática dos alunos do 9º ano. A escolha por esta abordagem deu-se em função da principal vantagem que tal método apresenta, isto é, a consideração da estrutura aninhada (hierárquica) dos dados. Em seguida, foi utilizado Regressões Quantílicas para averiguar o efeito do referido fenômeno ao longo da distribuição de notas dos alunos.

A seção que discute os Modelos Hierárquicos Lineares está baseada, sobretudo, em Raudenbush e Bryk (2002). Já a discussão sobre Regressões Quantílicas parte de Koenker e Basset (1978) e fundamenta-se em Cameron e Trivedi (2009).

### 2.1 Modelos Hierárquicos Lineares

Conforme apontado por Raudenbush e Bryk (2002) grande parte dos estudos acerca de fenômenos sociais envolve uma estrutura de dados hierarquizada. Indivíduos usualmente situam-se dentro de unidades organizacionais (grupos), como escolas ou firmas, por exemplo. Estas unidades, por sua vez, encontram-se localizadas em uma cidade, região ou país. Os modelos multiníveis permitem a modelagem conjunta de diferentes níveis de observação, tornando possível especificar como as variáveis medidas em um nível influenciam as relações em um outro nível. A variável dependente é sempre medida no menor nível de agregação, enquanto que as variáveis explicativas podem ser medidas

em todos os níveis. Outro importante ganho fornecido por esta abordagem é a possibilidade de particionar a variância entre os níveis de análise (RAUDENBUSH; BRYK, 2002; FONTES, 2006).

A opção pela utilização de modelos hierárquicos deve-se à provável existência de variabilidade de notas relacionada à escola, mesmo após o controle pelas características dos alunos. Assim, estudantes com características semelhantes, mas situados em escolas distintas, possivelmente apresentam resultados distintos em decorrência de atributos locais.

Tendo isto em mente, aplicou-se um modelo hierárquico em dois níveis. A variável dependente, o log da proficiência em português/matемática dos alunos do 9º ano, é mensurada no primeiro nível, já que se refere à unidade básica de análise, os estudantes. No segundo nível, encontra-se a escola na qual o aluno está inserido. As variáveis explicativas, reportadas mais à frente nos quadros 1 e 2, contemplam características de ambos os níveis.

O primeiro modelo a ser estimado nesta etapa é conhecido como modelo nulo. Ele consiste no modelo hierárquico linear mais simples possível, sendo especificado da seguinte forma:

$$\log \text{profic}_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = Y_{00} + u_{0j} \quad (2)$$

Em que:  $\log \text{profic}_{ij}$  é o logaritmo natural da proficiência em português/matемática do aluno  $i$  na escola  $j$ ;  $r_{ij}$  é o termo de erro da equação do primeiro nível, assumido como sendo normalmente distribuído com média zero e variância constante ( $\sigma^2$ );  $\beta_{0j}$  é a média do log da proficiência em português/matемática da  $j$ -ésima escola;  $Y_{00}$  representa a média global da variável dependente; e  $u_{0j}$  é o efeito aleatório associado a  $j$ -ésima escola, assumido como tendo média zero e variância  $\tau_{00}$ . Combinando as equações (1) e (2), obtém-se a forma completa deste modelo:

$$\log \text{profic}_{ij} = Y_{00} + u_{0j} + r_{ij} \quad (3)$$

O modelo nulo é útil como análise preliminar, pois decompõe a variância em dois componentes independentes:  $\sigma^2$ , que corresponde à variância do primeiro nível e capta a variabilidade intragrupos

(entre alunos de uma mesma escola), e  $\tau_{00}$ , referente à variância do segundo nível que capta a variabilidade entre grupos (entre escolas). Estas duas medidas tornam possível computar o coeficiente de correlação intraclasse (*ICC*), dado por:

$$\rho = \frac{\tau_{00}}{(\tau_{00} + \sigma^2)} \quad (4)$$

Tal medida indica a proporção da variabilidade das notas dos discentes entre o segundo nível e o total da amostra. Ou seja, em quanto a variação total do modelo se deve à variação de notas entre escolas. Assim, através do coeficiente de correlação intraclasse do modelo nulo pode-se observar se a inclusão do segundo nível ajuda a explicar a variabilidade dos dados do modelo (HOX, 2002).

Como pôde ser visto, no modelo nulo não é incluída variável explicativa em nenhum dos níveis. Uma extensão deste modelo é a inclusão de regressores referentes apenas ao primeiro nível,  $X_{ij}$ , dando origem ao chamado modelo não condicional. Este modelo pode ser expresso como:

$$\log profic_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{kj} X_{kij} + r_{ij} \quad (5)$$

$$\beta_{0j} = Y_{00} + u_{0j} \quad (6)$$

$$\beta_{kj} = Y_{k0} \quad (7)$$

Onde  $X_{ij}$  engloba apenas características em nível do aluno. Pela equação (7) pode-se verificar que este modelo é especificado de tal forma que o efeito de  $X_{kij}$ , captado pelo coeficiente de inclinação,  $Y_{k0}$  é constante entre as escolas. Os interceptos, por sua vez, podem variar entre as escolas.

Por fim, o próximo passo é permitir a inclusão de variáveis contextuais, ou seja, em nível da escola. Este consiste no principal e mais complexo modelo hierárquico estimado nesta pesquisa:

$$\log profic_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{kj} X_{kij} + r_{ij} \quad (8)$$

$$\beta_{0j} = Y_{00} + Y_{0m} W_{mj} + u_{0j} \quad (9)$$

$$\beta_{kj} = Y_{k0} \quad (10)$$

Em que  $W_{mj}$  corresponde aos  $m$  regressores referentes a  $j$ -ésima escola (vide Quadros 1 e 2).

Combinando-se as equações (8), (9) e (10), chega-se a uma única complexa equação:

$$\log profic_{ij} = Y_{00} + Y_{0m} W_{mj} + Y_{k0} X_{kij} + u_{0j} + r_{ij} \quad (11)$$

É importante salientar que as variáveis contextuais, correspondente ao segundo nível, são incluídas gradativamente. Desse modo, é possível verificar o quanto as variáveis em nível da escola contribuem para a redução da variabilidade não condicional associada ao intercepto estimado do nível 1. Este cálculo é feito por meio do índice de redução proporcional da variância, que representa o percentual da variância do intercepto do modelo não condicional que é explicada pela inclusão das variáveis no segundo nível.

## 2.2 Regressões quantílicas

O método das Regressões Quantílicas (RQ) foi introduzido por Koenker e Basset (1978) e consiste em um arcabouço conveniente para analisar como os quantis de uma variável dependente,  $Y$ , mudam em resposta a um conjunto de variáveis independentes,  $X$ . Ou seja, é um instrumental adequado para captar os efeitos de ao longo da distribuição de  $Y$ .

Enquanto o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) modela a relação entre as variáveis independentes e a média condicional de  $Y$ , RQ está interessada em estimar funções quantílicas lineares condicionais, isto é, em modelar a relação entre  $X$  e os quantis condicionais de  $Y$ , e não apenas a sua média. Dessa forma, obtém-se um “retrato” mais completo da relação entre as variáveis explicativas e a dependente. Além disso, esse método tem a vantagem de ser menos sensível a *outliers* e sua abordagem é semiparamétrica no sentido de evitar fazer hipóteses acerca da distribuição do termo de erro (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

O modelo a ser estimado por RQ pode ser expresso por:

$$\log profic_i = X_i' \beta_\theta + u_i \quad (12)$$

Sendo:  $\log profic_i$  a proficiência do aluno  $i$ ;  $X_i$  as variáveis explicativas referentes às características do aluno e de sua escola;  $\beta_\theta$  o vetor de parâme-

tros associados ao  $\theta$ -ésimo quantil; e  $u_i$  o termo de erro aleatório correspondente.

Como se sabe, a estimação por MQO consiste em minimizar a soma dos quadrados dos resíduos, ou seja, minimizar  $\sum_{i=1}^N u_i^2$ . Já a estimação por RQ, por sua vez, minimiza a soma ponderada dos valores absolutos dos resíduos, dada por:

$$\hat{\mu}_\theta = \min_{\beta} \left\{ \sum_{i: y_i \geq X_i' \beta_\theta} \theta |Y_i - X_i' \beta_\theta| + \sum_{i: y_i < X_i' \beta_\theta} (1 - \theta) |Y_i - X_i' \beta_\theta| \right\} \quad (13)$$

O interesse ao aplicar esta abordagem é identificar se a violência tem impactos diferenciados ao longo da distribuição de notas dos discentes. Será que os melhores alunos são os mais afetados? Ou será que são aqueles localizados na cauda inferior da distribuição os mais prejudicados? Este método permite responder a essas questões.

### 3 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E ESTADÍSTICAS DESCRITIVAS

As informações utilizadas nesta pesquisa são oriundas dos microdados da Prova Brasil de 2011<sup>2</sup>, disponíveis no portal do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). A Prova Brasil, oficialmente denominada Avaliação Nacional do Rendimento Escolar (Anresc), é uma das três modalidades que compõe o Saeb e consiste em uma avaliação censitária de alunos do 5º e 9º anos do Ensino Fundamental das escolas públicas das redes municipais, estaduais e federal. São consideradas todas as escolas com pelo menos 20 alunos matriculados, nas áreas rurais e urbanas do país (BRASIL, 2012).

Conforme vem sendo ressaltado pela literatura acerca dos determinantes do desempenho estudantil (HANUSHEK, 1970; BARROS et al., 2001; CARNEIRO; CUNHA; HECKMAN, 2003; HECKMAN, 2005; FELÍCIO; FERNANDES, 2005; MENEZES-FILHO, 2007; MACHADO et al., 2008; GLEWWE et al., 2011; SOARES et al., 2012; ALMEIDA, 2014), a performance do aluno pode ser afetada por características individuais e familiares, bem como por características do ambiente escolar.

2 Apesar de os dados referentes à Prova Brasil (2013) e Prova Brasil (2015) já estarem disponíveis, estas bases não contemplam informações acerca da violência no entorno das escolas. Assim, optou-se por utilizar os dados de 2011 para poder captar esta dimensão do fenômeno em questão.

Sendo assim, a escolha das variáveis a serem incluídas na análise buscou considerar os mais variados aspectos dessas dimensões, de modo a captar o efeito isolado da violência sobre a proficiência dos alunos. O Quadro 1 descreve em detalhes tais variáveis.

O primeiro conjunto de regressores contemplados relacionam-se a aspectos individuais do aluno e seu *background* familiar. Sendo assim, incluiu-se *dummies* de gênero e raça, questões de motivação e esforço, e informações domiciliares. As variáveis referentes à leitura de livros e resposta da tarefa de casa são utilizadas como *proxies* para medir esforço e interesse pelo estudo. A expectativa é que alunos mais comprometidos e esforçados tenham, em média, um desempenho superior. Já a variável de incentivo dos pais ao estudo visa identificar o diferencial de resultados que alunos mais motivados podem vir a apresentar. Nessa mesma linha, o fato do aluno já ter sido reprovado previamente também pode ter um forte efeito motivacional sobre o mesmo, o que justifica a inclusão da referida variável.

Outro fator que merece atenção é a condição socioeconômica do aluno. Discentes em condições de vulnerabilidade são levados a desde cedo arrumar algum tipo de trabalho remunerado para ajudar com as despesas domésticas. Aquele aluno que frequenta a escola em um turno, enquanto que no outro precisa trabalhar, acaba não tendo tempo e nem disposição para se dedicar às suas obrigações escolares. Além disso, quando o jovem começa a trabalhar e nota que a remuneração por ele recebida tem efeitos imediatos na melhoria da sua condição de vida, a escola perde sentido e se torna menos atrativa. Quando isso ocorre, as chances de abandono ou evasão tornam-se elevadas. Por estas razões, uma variável *dummy* de se o aluno trabalha ou não fora de casa foi incorporada ao estudo.

Uma questão interessante e que tem recebido destaque na literatura de economia da educação se refere à educação pré-primária. Segundo Heckman (2005), a inserção escolar precoce, isto é, o início dos estudos na creche ou pré-escola contribui positivamente para o desenvolvimento de habilidades cognitivas e não cognitivas, sendo determinantes para o sucesso futuro. Carneiro, Cunha e Heckman (2003) encontraram evidências de que o retorno do investimento em educação nos Estados Unidos é consideravelmente maior na infância. No Brasil, Curi e Menezes-Filho (2009) observaram que os alunos que frequentaram a pré-escola apresentam

um desempenho escolar superior, além de maiores chances de concluir os ciclos escolares. Sendo assim, optou-se por incluir como variável explicativa

uma *dummy* que assume valor 1 caso o aluno tenha iniciado seus estudos na creche ou pré-escola e 0 caso contrário.

Quadro 1 - Descrição das variáveis da pesquisa

Variável	Descrição e Codificação
<b>Variável Dependente</b>	
<i>log</i> (Português)	Logaritmo natural da proficiência média de português calculada na escala única do SAEB.
<i>log</i> (Matemática)	Logaritmo natural da proficiência média de matemática calculada na escala única do SAEB.
<b>Características do Aluno</b>	
<b>Gênero</b>	
Masculino	1 se o aluno é do sexo masculino; 0 caso contrário.
Feminino (categoria omitida)	1 se o aluno é do sexo feminino; 0 caso contrário.
<b>Raça</b>	
Branca (categoria omitida)	1 se o aluno se declarou de cor branca; 0 caso contrário.
Parda	1 se o aluno se declarou de cor parda; 0 caso contrário.
Preta	1 se o aluno se declarou de cor preta; 0 caso contrário.
Indígena	1 se o aluno se declarou indígena; 0 caso contrário.
<b>Trabalho fora de casa</b>	1 se o aluno trabalha fora de casa; 0 caso contrário.
<b>Incentivo ao estudo</b>	1 se os pais do aluno o incentivam a estudar; 0 caso contrário.
<b>Faz a tarefa de casa</b>	
Faz a tarefa de casa de português	1 se o aluno faz a tarefa de casa sempre ou quase sempre; 0 caso contrário.
Faz a tarefa de casa de matemática	1 se o aluno faz a tarefa de casa sempre ou quase sempre; 0 caso contrário.
<b>Leitura de livros</b>	1 se o aluno costuma ler livros sempre ou quase sempre; 0 caso contrário.
<b>Reprovação</b>	1 se o aluno já foi reprovado; 0 caso contrário.
<b>Reside com a mãe</b>	1 se o aluno reside com a mãe; 0 caso contrário.
<b>Creche ou Pré-escola</b>	1 se o aluno iniciou os estudos na creche ou pré-escola; 0 caso contrário.
<b>Escolaridade da mãe</b>	
Mãe nunca estudou (categoria omitida)	1 se a mãe do aluno nunca estudou; 0 caso contrário
Mãe não completou a 4ª série	1 se a mãe do aluno não completou a 4ª série; 0 caso contrário
Mãe completou 1º ciclo do Fundamental	1 se a mãe do aluno completou apenas a 4ª série, mas não completou a 8ª série; 0 caso contrário
Mãe completou o Ensino Fundamental	1 se a mãe do aluno completou a 8ª série, mas não completou o Ensino Médio; 0 caso contrário.
Mãe completou o Ensino Médio	1 se a mãe do aluno completou o Ensino Médio, mas não completou o Ensino Superior; 0 caso contrário.
Mãe completou o Ensino Superior	1 se a mãe do aluno completou o Ensino Superior; 0 caso contrário.
<b>Computador com internet</b>	1 se na casa do aluno tem computador com internet; 0 caso contrário.
<b>Status Socioeconômico</b>	Indicador do nível econômico familiar do aluno.
<b>Características da Escola</b>	
<b>Violência na escola</b>	Indicador de violência nas escolas.
<b>Estrutura da escola</b>	Indicador de infraestrutura escolar.
<b>Programa de redução das reprovações</b>	1 se na escola há algum programa de redução das taxas de reprovação; 0 caso contrário
<b>Programa de reforço escolar</b>	1 se na escola há algum programa de apoio ou reforço de aprendizagem para os alunos; 0 caso contrário.
<b>Diretor concluiu a pós-graduação</b>	1 se o diretor da escola concluiu algum curso de pós-graduação; 0 caso contrário.
<b>Experiência do diretor</b>	1 se o diretor trabalha em educação há mais de 20 anos; 0 caso contrário.
<b>Professor concluiu a pós-graduação</b>	% de professores na escola que concluíram a pós-graduação.
<b>Experiência do professor</b>	% de professores na escola que lecionam há pelo menos 10 anos.
<b>Salário do professor</b>	% de professores na escola que recebem ao menos 4 salários mínimos.
<b>Rotatividade de professores</b>	1 se houve problema sério de rotatividade do corpo docente na escola; 0 caso contrário.

Fonte: elaborado pelos autores com base nos Microdados da Prova Brasil (2011).

Em relação às variáveis domiciliares, busca-se aferir os efeitos do nível socioeconômico da família do aluno, da posse de computador com acesso à internet<sup>3</sup> e da presença e escolaridade da mãe. De acordo com a literatura, a escolaridade da mãe é um dos mais importantes determinantes dos resultados escolares. O indicador de nível socioeconômico, por sua vez, foi construído pelo método de Análise de Correspondência Múltipla (ACM), também conhecido como análise de homogeneidade (HOMALS – *Homogeneity Analysis by Means of Least Square*)<sup>4</sup>. Considerou-se na ACM, a presença e a quantidade dos seguintes itens e cômodos no domicílio do aluno: televisão, rádio, DVD, geladeira, máquina de lavar, *freezer*, carro, banheiro, quarto e empregada doméstica mensalista. O indicador, dessa forma, corresponde ao primeiro componente gerado, dado que este é o que apresenta maior poder de explicação.

Partindo agora para as variáveis do segundo grupo, essas têm por finalidade medir os efeitos da estrutura e gestão das escolas e do *background* dos professores e diretores sobre as notas dos alunos. Para captar os efeitos da estrutura, foi construído um índice<sup>5</sup> referente à presença e estado de conservação dos seguintes itens: equipamentos e cômodos da unidade: banheiros, cozinha, instalações hidráulicas, instalações elétricas, entrada, pátio, corredores, salas de aula, biblioteca, quadra, laboratório e computadores com acesso à internet para uso dos alunos. Já os efeitos da gestão tentarão ser identificados pela presença de programas de redução das taxas de abandono e reforço escolar e pela variável de rotatividade do corpo docente.

O *background* dos docentes e do diretor estão representados pelas variáveis de escolaridade e experiência dos mesmos. Incluiu-se, também, uma variável de salário dos professores para averiguar se o mesmo apresenta alguma influência no resultado dos alunos.

3 Optou-se por não incluir esta variável no indicador de nível socioeconômico familiar para poder verificar seu efeito direto sobre a proficiência dos alunos.

4 A ACM tem objetivos similares ao método de Análise de Componentes Principais, porém é empregado para variáveis categóricas. O objetivo é investigar a associação entre um conjunto de variáveis que são homogêneas no sentido de que tratam de um mesmo problema. Neste estudo, a ACM foi empregada por meio da chamada matriz de Burt (Burt matrix). Desse modo, o método é aplicado sobre uma matriz simétrica de dados que consiste no conjunto de todas as tabulações cruzadas bidirecionais do conjunto de variáveis categóricas analisadas. Para mais detalhes, ver Greenacre (2007).

5 Também pelo método de ACM.

Enfim, o principal objetivo desse estudo é captar a influência da violência dentro das escolas, bem como no seu entorno, sobre a nota dos discentes. Para tanto, construiu-se um indicador, considerando as variáveis apresentadas no Quadro 2. Tais variáveis foram selecionadas com base na literatura (COLEMAN, 1998; ABRAMOVAY; RUA, 2004; SEVERNINI; FIRPO, 2009; SULIANO; OLIVEIRA, 2011; TEIXEIRA; KASSOUF, 2011; OLIVEIRA; FERREIRA, 2013), com o propósito de incluir os vários aspectos associados a este fenômeno. O método empregado também foi o de ACM.

Espera-se que a violência esteja negativamente relacionada com o desempenho dos estudantes, em decorrência das várias consequências por ela gerada. Primeiramente, pode-se ressaltar seus impactos negativos em termos financeiros. Segundo Corrêa (2007), no Brasil, os prejuízos ocasionados por roubos e depredações escolares chegam a custar milhões de reais a cada ano. Em termos educacionais, Abramovay e Rua (2004) e Teixeira e Kassouf (2011) destacam a alta rotatividade de alunos, professores e funcionários entre escolas, perda de estímulo para trabalhar, sentimento de revolta e dificuldade dos alunos de se concentrar nas aulas. Lacoé (2013) ressalta ainda a importância de um ambiente seguro como prerequisite para o aprendizado, alegando que o sentimento de medo causado pela violência reduz o engajamento dos alunos e seus resultados potenciais.

Apresentada a fonte dos dados e a descrição das variáveis, a Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da amostra. Primeiramente, observa-se que as médias das variáveis de interesse (a proficiência em português e matemática) foi de, respectivamente, 240,7733 e 243,7853. Em relação à média de português, este valor se situa no nível 5 da escala de desempenho do Saeb, que varia de 0 a 9 para esta matéria. A média de matemática, por sua vez, também está situada no quinto nível. Porém, no caso dessa disciplina, a escala varia de 0 a 12.

Analisando-se as características dos alunos, têm-se que 43,15% são do sexo masculino e a maior parte declarou ser da raça parda (54,46%). Além disso, também se observa que cerca de 14% dos alunos declararam possuir algum tipo de trabalho fora de casa, o que muito provavelmente prejudica seu desempenho escolar, e a maior parte afirmou que seus pais o incentivam a estudar.

## Quadro 2 – Descrição das variáveis de violência

Depredação interna	1 se a escola apresenta sinais de depredação nas dependências internas; 0 caso contrário.
Depredação externa	1 se a escola apresenta sinais de depredação nas dependências externas e 0 caso contrário.
Agressão a professores e funcionários.	1 se na escola houve agressão física e/ou verbal por parte de alunos a professores e/ou funcionários; 0 caso contrário.
Agressão a alunos	1 se na escola houve agressão física e/ou verbal por parte de alunos a outros alunos; 0 caso contrário.
Roubo	1 se houve roubo (com uso de violência) a professores dentro da escola; 0 caso contrário.
Ameaça a professores	1 se na escola houve ameaça a professores por parte de alunos; 0 caso contrário.
Agressão à vida de professores	1 se na escola houve algum atentado à vida de professores; 0 caso contrário.
Alunos (bebidas alcoólicas)	1 se na escola alunos frequentaram aulas sob o efeito de bebidas alcoólicas; 0 caso contrário
Alunos (drogas ilícitas)	1 se na escola alunos frequentaram aulas sob o efeito de drogas ilícitas; 0 caso contrário
Alunos (armas brancas)	1 se na escola alunos frequentaram aulas portando armas brancas; 0 caso contrário
Alunos (armas de fogo)	1 se na escola alunos frequentaram aulas portando armas de fogo; 0 caso contrário
Tráfico de drogas	1 se há ocorrências de tráfico de drogas nas proximidades da escola; 0 caso contrário.
Gangues	1 se há ocorrências ação de gangues nas dependências externas da escola; 0 caso contrário.

Fonte: elaborado pelos autores com base nos Microdados da Prova Brasil (2011).

No que concerne às *proxies* de esforço e interesse, observa-se que pouco menos de 33% dos discentes possuem o hábito de leitura de livros, enquanto que mais de 55% afirmam fazer a tarefa de casa sempre ou quase sempre. Espera-se que esses alunos mais esforçados tenham, em média, um desempenho superior.

Em termos de ambiente familiar, quase 92% dos estudantes afirmaram residir com a mãe. No que se refere à escolaridade da mesma, tem-se que: 2,85% nunca estudou, 11,76% não completou sequer o primeiro ciclo do Ensino Fundamental, 21,58% concluiu a 4ª série (mas não o Fundamental completo), 23,23% completou o Ensino Fundamental (mas não completou o Ensino Médio), 34,16% completou o Ensino Médio (mas não completou o Ensino Superior), e apenas 6,42% completou o Ensino Superior.

Em relação às características das escolas, os indicadores de estrutura física e violência não possuem uma interpretação direta. Apenas pode-se afirmar que quanto maior seus valores, melhor a estrutura e maior o problema da violência na escola. Ademais, observa-se que mais de 70% das escolas contempladas pela amostra implementam algum programa de reforço e/ou redução das taxas de abandono, e que pouco mais de 10% sofre com alta rotatividade do corpo docente.

Acerca dos professores, constatou-se que aproximadamente 70% concluiu algum curso de pós-graduação. No quesito experiência, 66% leciona há mais de 10 anos. Já em termos salariais, 44% dos docentes afirmaram receber ao menos quatro salários mínimos. Sobre os diretores, tem-se que quase 90% concluiu a pós-graduação, enquanto que 59% trabalham com educação há mais de vinte anos.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da base de dados

	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<b>Variável de interesse</b>				
Proficiência em português	240,7733	45,0867	106,0994	378,1296
Proficiência em matemática	243,7853	45,4837	111,1706	398,2672
Log da proficiência (port.)	5,4653	0,1959	4,6644	5,9352
Log da proficiência (mat.)	5,4783	0,1921	4,71107	5,9871
<b>Nível do aluno</b>				
Gênero (Masculino)	0,4315	0,4953	0	1
Raça (Branca)	0,1862	0,3893	0	1
Raça (Parda)	0,5446	0,4980	0	1
Raça (Preta)	0,1650	0,3712	0	1
Raça (Amarela)	0,0635	0,2438	0	1
Raça (Indígena)	0,0408	0,1978	0	1
Trabalho fora de casa	0,1390	0,3459	0	1
Incentivo ao estudo	0,9865	0,1154	0	1
Faz a tarefa de casa (mat)	0,5560	0,4969	0	1
Faz a tarefa de casa (port)	0,6034	0,4892	0	1
Leitura de livros	0,3277	0,4694	0	1
Reprovação	0,3950	0,4889	0	1
Reside com a mãe	0,9167	0,2763	0	1
Creche ou Pré-escola	0,8716	0,3345	0	1
Mãe nunca estudou	0,0285	0,1664	0	1
Mãe (Não complet 4ª sér.)	0,1176	0,3221	0	1
Mãe (Fundament. incom.)	0,2158	0,4114	0	1
Mãe (Fundament. comp.)	0,2323	0,4223	0	1
Mãe (Ensino Médio)	0,3416	0,4742	0	1
Mãe (Ensino Superior)	0,0642	0,2450	0	1
Computador com internet	0,4507	0,4976	0	1
Status Socioeconômico	0,1419	0,1136	0,0000	0,8630
<b>Nível da escola</b>				
Violência na escola	0,0016	0,1477	-0,2683	0,6005
Estrutura da escola	-0,0149	0,3361	-0,6537	0,5491
Programa (reprovações)	0,7214	0,4483	0	1
Programa (reforço)	0,8013	0,3990	0	1
Diretor (pós-graduação)	0,8955	0,3059	0	1
Experiência do diretor	0,5868	0,4924	0	1
Professor (pós-graduação)	0,7072	0,2757	0	1
Experiência do professor	0,6604	0,3121	0	1
Salário do professor	0,4403	0,4253	0	1
Rotatividade (professor)	0,1118	0,3151	0	1
<b>Número de observações</b>	<b>40.182</b>			

Fonte: elaborada pelos autores com base nos Microdados da Prova Brasil (2011).

## 4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Esta seção apresenta a análise e discussão dos resultados da pesquisa, tendo como objetivo identificar os efeitos da violência nas escolas sobre a proficiência em português e matemática dos alunos do 9º ano das escolas públicas situadas nas capitais nordestinas. Para tanto, inicialmente, são reportados os resultados dos modelos multiníveis, visando identificar os fatores determinantes do desempenho dos alunos e se a violência de fato apresenta algum impacto. Em seguida, a análise se concentra nos resultados das RQ, com o intuito de aferir se o fenômeno em questão tem efeitos diferenciados sobre os quantis de notas dos discentes.

### 4.1 Estimação dos modelos hierárquicos

A Tabela 2 apresenta os coeficientes estimados das regressões hierárquicas para a proficiência em português. O modelo 1, conhecido como modelo nulo, é estimado objetivando testar a aleatoriedade dos coeficientes. Por meio do cálculo do ICC deste modelo é possível observar a variação nas notas dos alunos atrelada às características das escolas. Como o valor do ICC calculado foi 0,1073, isto indica que 10,73% da variação da proficiência em português dos alunos decorre de diferenças entre as escolas. Além disso, como em todos os modelos estimados os coeficientes das variâncias contextuais são estatisticamente diferentes de zero, conclui-se que o desempenho na referida matéria difere de acordo com a escola. Este resultado ressalta a importância da abordagem hierárquica para este tipo de análise.

O modelo não condicional (modelo 2), como dito anteriormente, considera apenas as variáveis explicativas associadas às características dos discentes, possibilitando a mensuração da variabilidade não condicional de segundo nível. Já os demais modelos, condicionais às características das escolas, nos quais são incluídas de maneira gradativa as variáveis de segundo nível, permitem verificar o quanto tais fatores contribuem para a redução da variabilidade não condicional do intercepto estimado no modelo 2. A proporção da variância explicada, desse modo, sugere que no modelo 3 apenas o indicador de violência na escola explica a variabilidade do intercepto em 5,96%. Contudo, ao adicionarmos as demais variáveis contextuais, estas, em conjunto, são responsáveis por explicar a variabilidade do intercepto em cerca de 11,5%.

Analisando inicialmente os regressores ao nível do aluno, tem-se que, à exceção dos coeficientes associados às variáveis de raça indígena, residir com a mãe, primeiro nível da escolaridade da mãe e status socioeconômico, todos os demais parâmetros estimados foram estatisticamente significativos a pelo menos 10% em todos os modelos. Sendo assim, em conformidade com o que já vinha sendo ressaltado na literatura, os resultados indicam que alunos do sexo masculino têm tendência a apresentar um desempenho médio inferior em português, quando comparados aos alunos do sexo feminino. Em relação à variável de raça, alunos que declararam a cor da pele como parda ou preta apresentam performance inferior em relação aos da raça branca, sendo o contrário verificado para os alunos da raça amarela.

Conforme esperado, o fato do aluno realizar algum tipo de trabalho fora de casa apresenta relação negativa com seu desempenho. O coeficiente dessa variável sugere uma redução média de 3,77% na proficiência em português<sup>6</sup>. Por outro lado, o efeito positivo do incentivo aos estudos por parte dos pais é reconhecidamente importante na literatura, pois estimula os alunos a darem maior importância às suas obrigações escolares.

As *proxies* de esforço e incentivo apresentaram sinais esperados. Os hábitos de leitura e de resolução das tarefas de casa estão positivamente relacionados com o desempenho em português. Muito provavelmente, ao exercer tais atividades os alunos ganham maior familiaridade e domínio da língua portuguesa, além de aumentar sua capacidade de interpretação. Fazer

a tarefa de casa está associado a um aumento médio de 1,1% na nota, enquanto que o hábito de leitura tem um efeito positivo da ordem de 2,36%. Ademais, ter iniciado os estudos na creche ou pré-escola também tem relação positiva com a nota em português.

Um efeito expressivo foi encontrado pela variável de reprovação. Alunos que já foram reprovados uma ou mais vezes tendem a apresentar uma redução de 6,64% em sua nota. É possível que a reprovação tenha efeitos negativos sobre a motivação dos discentes, o que gera efeitos perversos sobre seus resultados educacionais em anos posteriores.

As variáveis referentes à escolaridade da mãe apresentaram efeitos positivos, com destaque para a conclusão do Ensino Médio. Para os alunos cujas mães concluíram esta modalidade, a nota aumenta em mais de 4%, em relação aos alunos cujas mães nunca estudaram. Além disso, os alunos que possuem computador com acesso à internet em seu domicílio apresentam, em média, proficiência superior. Possivelmente, a presença de um computador em casa estimula os alunos a ler mais e a desenvolver habilidades de compreensão e interpretação, tornando-os mais familiarizados com a norma culta da língua portuguesa.

Partindo agora para a análise dos efeitos das variáveis de segundo nível, nota-se que a estrutura da escola impacta positivamente no desempenho em português, revelando a importância dos itens e equipamento da mesma. É provável que escolas mais bem equipadas e em melhores condições sejam capazes de estimular seus alunos, além de fazer com que estes sintam-se mais valorizados.

Uma constatação interessante diz respeito aos efeitos positivos encontrados nas variáveis de escolaridade do diretor e experiência dos professores. Tais resultados, também encontrados por Menezes-Filho e Ribeiro (2009), ressaltam os impactos positivos do *background* dos professores e do diretor sobre o desempenho estudantil.

Finalmente, o parâmetro estimado do indicador de violência se mostrou significativo e negativamente relacionado com a proficiência em português. Tem-se, então, que o fato de estudar em uma escola com alta incidência de violência reduz a performance do aluno em língua portuguesa. Este resultado torna evidente a necessidade de se levar em conta essa questão nos estudos acerca dos determinantes do desempenho estudantil. Uma vez que a violência gera um ambiente de insegurança e medo, é de se esperar que hajam consequências negativas sobre os resultados educacionais.

<sup>6</sup> O efeito dos regressores sobre a variável dependente pode ser calculada pelo antilog, dado por .

Tabela 2 – Resultados das regressões hierárquicas para a proficiência em português

Componente Fixo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10	Modelo 11	Modelo 12
Intercepto	5,4536***	5,4063***	5,4063***	5,4077***	5,4044***	5,4035***	5,3906***	5,3874***	5,3824***	5,3763***	5,3758***	5,3750***
<b>Nível do aluno</b>												
Gênero (Masculino)	-0,0339***	-0,0340***	-0,0340***	-0,0340***	-0,0340***	-0,0340***	-0,0340***	-0,0340***	-0,0340***	-0,0340***	-0,0340***	-0,0340***
Raça (Parda)	-0,0072***	-0,0072***	-0,0072***	-0,0072***	-0,0072***	-0,0072***	-0,0073***	-0,0073***	-0,0073***	-0,0073***	-0,0073***	-0,0073***
Raça (Preta)	-0,0208***	-0,0208***	-0,0208***	-0,0207***	-0,0207***	-0,0207***	-0,0207***	-0,0207***	-0,0208***	-0,0208***	-0,0209***	-0,0209***
Raça (Amarela)	0,0080*	0,0080*	0,0081*	0,0080*	0,0080*	0,0080*	0,0080*	0,0080*	0,0079*	0,0079*	0,0079*	0,0079*
Raça (Indígena)	-0,0037	-0,0037	-0,0037	-0,0037	-0,0037	-0,0038	-0,0038	-0,0038	-0,0038	-0,0039	-0,0039	-0,0039
Trabalho fora de casa	-0,0387***	-0,0385***	-0,0385***	-0,0385***	-0,0385***	-0,0385***	-0,0384***	-0,0384***	-0,0384***	-0,0384***	-0,0384***	-0,0384***
Incentivo ao estudo	0,0338***	0,0336***	0,0336***	0,0336***	0,0336***	0,0336***	0,0336***	0,0336***	0,0335***	0,0336***	0,0336***	0,0336***
Faz a tarefa de casa (port)	0,0108***	0,0108***	0,0108***	0,0108***	0,0108***	0,0108***	0,0108***	0,0108***	0,0108***	0,0108***	0,0108***	0,0108***
Leitura de livros	0,0233***	0,0232***	0,0232***	0,0233***	0,0233***	0,0233***	0,0233***	0,0233***	0,0233***	0,0233***	0,0233***	0,0233***
Reprovação	-0,0689***	-0,0687***	-0,0687***	-0,0687***	-0,0687***	-0,0687***	-0,0686***	-0,0686***	-0,0687***	-0,0687***	-0,0687***	-0,0687***
Reside com a mãe	0,0017	0,0016	0,0016	0,0016	0,0016	0,0016	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015	0,0015
Creche ou Pré-escola	0,0282***	0,0283***	0,0283***	0,0282***	0,0282***	0,0282***	0,0282***	0,0282***	0,0282***	0,0282***	0,0283***	0,0282***
Mãe (Não complet 4º sér.)	0,0003	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002	0,0002
Mãe (Fundament. incom.)	0,0304***	0,0303***	0,0303***	0,0303***	0,0303***	0,0303***	0,0303***	0,0303***	0,0303***	0,0303***	0,0303***	0,0303***
Mãe (Fundament. comp.)	0,0271***	0,0268***	0,0268***	0,0269***	0,0269***	0,0269***	0,0269***	0,0269***	0,0269***	0,0269***	0,0269***	0,0269***
Mãe (Ensino Médio)	0,0439***	0,0435***	0,0435***	0,0437***	0,0437***	0,0437***	0,0437***	0,0437***	0,0437***	0,0436***	0,0437***	0,0436***
Mãe (Ensino Superior)	0,0248***	0,0244***	0,0244***	0,0245***	0,0245***	0,0245***	0,0245***	0,0245***	0,0245***	0,0245***	0,0245***	0,0245***
Computador com internet	0,0107***	0,0109***	0,0109***	0,0109***	0,0109***	0,0109***	0,0109***	0,0109***	0,0109***	0,0109***	0,0109***	0,0109***
Status Socioeconômico	-0,0116	-0,0117	-0,0117	-0,0118	-0,0118	-0,0118	-0,0119	-0,0119	-0,0119	-0,0119	-0,0119***	-0,0119***
<b>Nível da escola</b>												
Violação na escola	-0,0950***	-0,0860***	-0,0860***	-0,0860***	-0,0846***	-0,0847***	-0,0870***	-0,0865***	-0,0875***	-0,0859***	-0,0854***	-0,0859***
Estrutura da escola	0,0330***	0,0330***	0,0326***	0,0326***	0,0326***	0,0325***	0,0306***	0,0304***	0,0304***	0,0311***	0,0312***	0,0312***
Programa (reprovações)			0,0044	0,0044	0,0044	0,0041	0,0031	0,0030	0,0033	0,0032	0,0032	0,0033
Programa (reforço)						0,0015	0,0009	0,0012	0,0010	0,0016	0,0016	0,0016
Diretor (pós-graduação)							0,0160***	0,0163***	0,0162***	0,0162***	0,0163***	0,0163***
Experiência do diretor								0,0047	0,0047	0,0045	0,0044	0,0045
Professor (pós-graduação)									0,0071	0,0038	0,0031	0,0032
Experiência do professor										0,0125***	0,0114*	0,0116*
Salário do professor											0,0038	0,0040
Rotatividade (professor)												0,0036
<b>Componente Aleatório</b>												
Coefficiente	0,0041850	0,0033297	0,0031311	0,0030078	0,0030032	0,0030029	0,0029783	0,0029727	0,0029701	0,0029519	0,0029481	0,0029459
% da Variância Explicada			5,9645	9,6675	9,8057	9,8147	10,5535	10,7217	10,7998	11,3464	11,4605	11,5266
<b>Observações</b>												
Nível do Aluno	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182
Nível da Escola	920	920	920	920	920	920	920	920	920	920	920	920

Fonte: elaborada pelos autores com base nos Microdados da Prova Brasil (2011).

Notas: (a) valores expandidos pelo peso amostral; (b) \*\*\*significante a 1%, \*\*significante a 5%, \*significante a 10%.

A Tabela 3, por seu turno, apresenta os resultados dos modelos para a proficiência em matemática. O valor do *ICC* para o modelo nulo agora é de 0,1224, indicando que 12,24% da variação da proficiência em matemática é causada por diferenças entre as escolas. Novamente, os coeficientes das variâncias contextuais são estatisticamente diferentes de zero, permitindo concluir que o desempenho nesta matéria também difere de acordo com a escola. Nota-se, ainda, que a proporção da variância explicada no modelo 3 sugere que a inclusão do indicador de violência explica a variabilidade do intercepto em 5,04%. A inclusão das demais variáveis contextuais, em conjunto, é responsável por explicar a variabilidade do intercepto em 9,8%.

As variáveis de raça parda e indígena, hábito de leitura de livros e status socioeconômico não apresentaram coeficientes estatisticamente significativos. No que se refere aos regressores de segundo nível, apenas os coeficientes das variáveis de estrutura da escola, escolaridade do diretor e do indicador de violência foram significativos.

Conforme esperado, o fato do aluno ser do sexo masculino está positivamente relacionado com o desempenho em matemática<sup>7</sup>. Em média, tal variável tem um efeito de quase 6%. Da mesma forma que pôde ser observado nos modelos da Tabela 2, trabalhar fora de casa e já ter sido reprovado são fatores negativamente relacionados ao desempenho em matemática, com efeitos de -2,66% e -7,14%, respectivamente.

Uma variável que merece destaque é o hábito de responder a tarefa de casa. Tal regressor apresentou um elevado efeito sobre o desempenho em matemática (4,67%), sendo bem mais elevado que o observado para português. Assim, responder a tarefa de casa de matemática com uma certa frequência tem um retorno elevado sobre a proficiência nesta matéria.

A escolaridade da mãe novamente foi uma das principais variáveis. Todas os coeficientes apresentaram sinais positivos, sendo o maior efeito observado referente à conclusão do Ensino Médio (5,60%). Os impactos positivos do *background* familiar já foram amplamente discutidos na literatura. Pais mais escolarizados geralmente incentivam e cobram melhores resultados educacionais de seus filhos. Além disso, eles costumam ler livros e jornais com maior frequência, servindo de exemplo.

Em relação às variáveis de segundo nível, a estrutura da escola novamente se mostrou positivamente relacionada com o desempenho dos discentes. A escolaridade do diretor também se mostrou significativa. Enfim, se observa que a violência tem efeito negativo sobre a proficiência em matemática. Dessa forma, os resultados fornecem evidências dos impactos negativos ocasionados por esse fenômeno que, conforme apontado por Abramovay e Rua (2004), afeta a qualidade do ensino e a capacidade de aprendizagem dos alunos.

7 Segundo Menezes-Filho e Ribeiro (2009), essa tendência de meninos apresentarem desempenho médio superior em matemática, enquanto que as meninas se destacam em língua portuguesa, reflete diferenças culturais de criação pelas famílias.

Tabela 3 – Resultados das regressões hierárquicas para a proficiência em matemática

Componente Fixo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10	Modelo 11	Modelo 12
Intercepto	5,4648***	5,3450***	5,3449***	5,3461***	5,3434***	5,3397***	5,3295***	5,3284***	5,3183***	5,3133***	5,3124***	5,3107***
Nível do aluno												
Gênero (Masculino)	0,0579***	0,0579***	0,0579**	0,0579***	0,0579***	0,0579***	0,0579***	0,0579***	0,0579***	0,0579***	0,0579***	0,0579***
Raça (Parda)	0,0020	0,0019	0,0019	0,0020	0,0019	0,0019	0,0019	0,0019	0,0019	0,0019	0,0019	0,0019
Raça (Preta)	-0,0139***	-0,0140***	-0,0138***	-0,0138***	-0,0138***	-0,0138***	-0,0139***	-0,0139***	-0,0139***	-0,0140***	-0,0140***	-0,0140***
Raça (Amarela)	0,0098**	0,0098**	0,0098**	0,0098**	0,0098**	0,0097**	0,0098**	0,0098**	0,0097**	0,0097**	0,0097**	0,0097**
Raça (Indígena)	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0004	-0,0004
Trabalho fora de casa	-0,0272***	-0,0271***	-0,0270***	-0,0270***	-0,0270***	-0,0270***	-0,0270***	-0,0270***	-0,0270***	-0,0270***	-0,0270***	-0,0270***
Incentivo ao estudo	0,0299***	0,0297***	0,0297***	0,0297***	0,0297***	0,0297***	0,0297***	0,0297***	0,0297***	0,0297***	0,0298***	0,0298***
Faz a tarefa de casa (mat)	0,0456***	0,0456***	0,0456***	0,0456***	0,0456***	0,0456***	0,0456***	0,0456***	0,0457***	0,0456***	0,0456***	0,0456***
Leitura de livros	0,0026	0,0026	0,0026	0,0026	0,0026	0,0026	0,0026	0,0026	0,0026	0,0026	0,0026	0,0026
Reprovação	-0,0743***	-0,0741***	-0,0741***	-0,0741***	-0,0741***	-0,0741***	-0,0741***	-0,0741***	-0,0741***	-0,0741***	-0,0741***	-0,0741***
Reside com a mãe	0,0075**	0,0075**	0,0075**	0,0074**	0,0074**	0,0074**	0,0074**	0,0074**	0,0074**	0,0074**	0,0074**	0,0074**
Creche ou Pré-escola	0,0287***	0,0287***	0,0287***	0,0287***	0,0287***	0,0287***	0,0287***	0,0287***	0,0287***	0,0287***	0,0287***	0,0287***
Mãe (Não complet 4º sér.)	0,0112*	0,0112*	0,0112*	0,0112*	0,0112*	0,0111*	0,0111*	0,0111*	0,0111*	0,0111*	0,0112*	0,0111*
Mãe (Fundament. incom.)	0,0439***	0,0438***	0,0438***	0,0438***	0,0438***	0,0438***	0,0438***	0,0438***	0,0438***	0,0438***	0,0438***	0,0438***
Mãe (Fundament. comp.)	0,0406***	0,0404***	0,0404***	0,0405***	0,0405***	0,0405***	0,0404***	0,0404***	0,0404***	0,0404***	0,0404***	0,0404***
Mãe (Ensino Médio)	0,0547***	0,0544***	0,0544***	0,0545***	0,0546***	0,0545***	0,0545***	0,0545***	0,0545***	0,0545***	0,0545***	0,0545***
Mãe (Ensino Superior)	0,0371***	0,0367***	0,0367***	0,0368***	0,0368***	0,0368***	0,0368***	0,0368***	0,0368***	0,0368***	0,0368***	0,0368***
Computador com internet	0,0073***	0,0074***	0,0074***	0,0074***	0,0074***	0,0074***	0,0074***	0,0074***	0,0074***	0,0074***	0,0074***	0,0074***
Status Socioeconômico	0,0072	0,0070	0,0070	0,0070	0,0070	0,0070	0,0069	0,0069	0,0069	0,0069	0,0069	0,0069
Nível da escola												
Violência na escola	-0,0907***	-0,0827***	-0,0827***	-0,0827***	-0,0815***	-0,0819***	-0,0837***	-0,0835***	-0,0855***	-0,0842***	-0,0834***	-0,0845***
Estrutura da escola	0,0294***	0,0294***	0,0291***	0,0294***	0,0291***	0,0287***	0,0272**	0,0271***	0,0272***	0,0277***	0,0278***	0,0279***
Programa (reprovações)				0,0037	0,0037	0,0023	0,0015	0,0015	0,0020	0,0020	0,0019	0,0021
Programa (reforço)				0,0060	0,0060	0,0055	0,0055	0,0056	0,0053	0,0057	0,0058	0,0058
Diretor (pós-graduação)				0,0126**	0,0126**	0,0127**	0,0127**	0,0127**	0,0127**	0,0127**	0,0128**	0,0128**
Experiência do diretor				0,0016	0,0016	0,0016	0,0016	0,0016	0,0016	0,0014	0,0013	0,0016
Professor (pós-graduação)				0,0141*	0,0141*	0,0141*	0,0141*	0,0141*	0,0141*	0,0114	0,0102	0,0102
Experiência do professor				0,0103	0,0103	0,0103	0,0103	0,0103	0,0103	0,0103	0,0084	0,0088
Salário do professor				0,0067	0,0067	0,0067	0,0067	0,0067	0,0067	0,0067	0,0067	0,0072
Rotatividade (professor)				0,0076	0,0076	0,0076	0,0076	0,0076	0,0076	0,0076	0,0076	0,0076
Componente Aleatório												
Coefficiente	0,0045035	0,0036268	0,0034439	0,0033429	0,0033397	0,0033347	0,0033185	0,0033176	0,0033042	0,0032905	0,0032799	0,0032721
% da Variância Explicada	5,0430	7,8278	7,9161	8,0539	8,0539	8,5006	8,5254	8,8949	9,2726	9,5649	9,7800	9,7800
Observações												
Nível do Aluno	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182	40,182
Nível da Escola	920	920	920	920	920	920	920	920	920	920	920	920

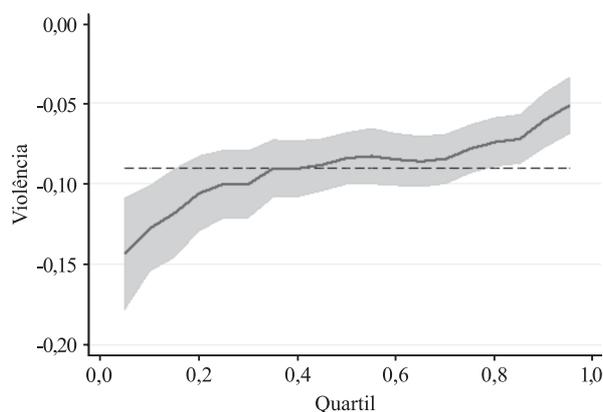
Fonte: elaborada pelos autores com base nos Microdados da Prova Brasil (2011).

Notas: (a) valores expandidos pelo peso amostral; (b) \*\*\*significante a 1%, \*\*significante a 5%, \*significante a 10%.

## 4.2 Efeitos da violência nos quantis

Uma vez identificado que a violência nas escolas impacta negativamente o desempenho em português e matemática, o passo seguinte é averiguar quem são os alunos mais prejudicados. A Figura 1 apresenta os efeitos da violência ao longo da distribuição de notas de português. Como pode ser observado, os alunos mais afetados são aqueles situados na cauda inferior da distribuição. Resultado similar foi encontrado por Severini e Firpo (2009).

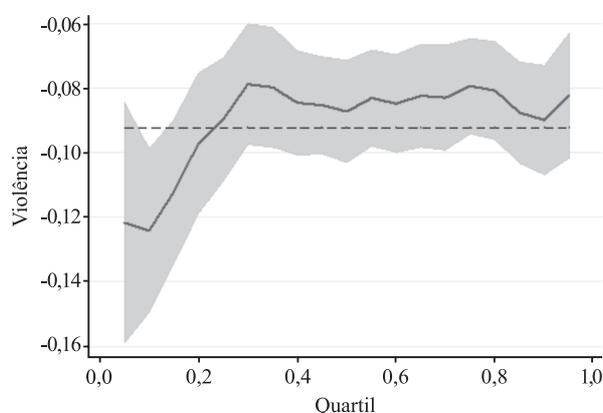
Figura 1 - Efeito da violência nas escolas sobre os quantis da proficiência em português



Fonte: elaborada pelos autores com base nos Microdados da Prova Brasil (2011).

Já a Figura 2 apresenta graficamente o efeito da violência sobre a proficiência em matemática. Novamente, observa-se que são os alunos situados nos quantis inferiores da distribuição de notas os mais afetados por esse problema.

Figura 2 - Efeito da violência nas escolas sobre os quantis da proficiência em matemática



Fonte: elaborada pelos autores com base nos Microdados da Prova Brasil (2011).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo se propôs a estudar os efeitos da violência nas escolas sobre a proficiência em português e matemática dos alunos do 9º ano da rede pública. Devido aos altos níveis de violência apresentados pela região Nordeste, e pelo fato dos estudos até o momento terem dado pouca importância a esta região neste tipo de análise, apenas os alunos que estudam em escolas urbanas das capitais nordestinas fizeram parte da amostra considerada.

Para atender aos objetivos do estudo, duas metodologias foram empregadas. Primeiramente, estimou-se o impacto da violência nas escolas por meio de modelos hierárquicos. Tal procedimento identificou impactos negativos tanto sobre a proficiência em português quanto em matemática, mesmo após o controle pelo efeito de características do aluno e da escola. Em seguida, empregou-se regressões quantílicas para aferir o efeito da violência ao longo da distribuição de nota dos alunos. Os resultados não apenas apontaram para a existência de efeitos negativos que se mantêm ao longo da distribuição, como também revelou que os mais afetados são os alunos na cauda inferior da distribuição de notas.

São inúmeros os problemas que a violência traz sobre a educação. Desde prejuízos financeiros causados por roubos e atos de vandalismo, até a sensação de insegurança e medo que impede professores e funcionários de desempenharem as suas funções de maneira adequada. Mais grave ainda, certamente, é o seu efeito perverso sobre o aluno, pois cria um ambiente hostil e impeditivo ao pleno desenvolvimento do seu potencial, além de incentivar fortemente o abandono escolar.

A região Nordeste apresenta alguns dos piores indicadores socioeconômicos do país. Para que a mesma possa se desenvolver, é essencial que as barreiras e dificuldades à melhoria da educação sejam vencidas. Nesse quesito, a questão da violência não deve ser negligenciada. É preciso que haja um esforço para a elaboração de políticas públicas eficazes para combater este problema e promover um ambiente mais propício ao aprendizado e ao acúmulo de capital humano.

## REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D. A microfundation for social increasing returns in human capital. **Quarterly Journal of Economics**, v. 111, n. 3, p. 779-804, 1996.
- ABRAMOVAY, M.; RUA, M. G. **Violências nas escolas**. 4. ed. Brasília: UNESCO, 2004.400 p.
- ALMEIDA, A. T. C. Determinantes dos piores e melhores resultados educacionais dos alunos da rede pública de Ensino Fundamental no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 42, p. 147-188, 2014.
- ALVES, M. T. G.; SOARES, J. F. O efeito das escolas no aprendizado dos alunos: um estudo com dados longitudinais no Ensino Fundamental. **Educação e Pesquisa (USP. Impresso)**, v. 34, p. 527-544, 2008.
- AMMERMÜLLER, A. **Violence in european schools: victimization and consequences**. Discussion Paper 07-004, Centre for European Economic Research (ZEW), 2007.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; SANTOS, D. D.; QUINTAES, G. Determinantes do desempenho educacional no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 1, p. 1-42, abr. 2001.
- BOWEN, N.K.; BOWEN, G. L. Effects of crime and violence in neighborhoods and schools on the school behavior and performance of adolescents. **Journal of Adolescent Research**, v. 14, n. 3, p. 319-342, 1999.
- BRASIL. Ministério da Educação e Cultura / Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. **Microdados Prova Brasil 2011: manual do usuário**. Brasília- DF: Inep, 2012.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconomics using Stata**. Texas: Stata Press, 2009.
- CANDIAN, J. F. Violência escolar e desempenho: as evidências do Saeb 2003. **Revista Contemporânea de Educação**, v. 4, p. 275-295, 2009.
- CARNEIRO, P.; CUNHA, F.; HECKMAN J. J. **Interpreting the evidence of family influence on child development**. Economics of Early Childhood Conference, Minneapolis Fed, 2003.
- CARROLL, B. R. **The effects of school violence and crime on academic achievement**. Davidson College, 2006.
- COLEMAN, B. E. **School violence and student achievement in reading and mathematics among eighth graders**. 1998. 150 p. Thesis (Doctor of Philosophy in Education) - University of Illinois, Urbana – Champaign, 1998.
- COON, H.; CAREY, G.; FULKER, D. W.; DEFRIES, J. C. Influences of school environment on the academic achievement scores of adopted and non adopted children. **Intelligence**, v. 17, p. 79-04, 1993.
- CORRÊA, D. M. **Avaliação de políticas públicas para a redução da violência escolar em Minas Gerais: o caso do projeto Escola Viva, Comunidade Ativa**. 2007. 166 f. Dissertação (Mestrado em Educação) - Programa de Pós-Graduação em Educação da Universidade Federal de Minas Gerais. Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.
- CURI, A. Z.; MENEZES FILHO, N. A. Os efeitos da pré-escola sobre os salários, a escolaridade e a proficiência escolar. In: XXXIV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2006, Salvador. **Anais...**, São Paulo: Anpec, 2006.
- FELÍCIO, F.; FERNANDES, R. O efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo. In: XXXIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 2005, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...**, Natal: Anpec, 2005.
- FONTES, G. G. Atributos urbanos e diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000. 2006. 113 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.
- FOWLER Jr., W. J.; WALBERG, H. J. School size, characteristics, and outcomes. **Educational Evaluation and Policy Analysis**, v. 13, n. 2, p. 189-202, 1991.

- GLEWWE, P. W. HANUSHEK, E. A.; HUMPAGE, S. D.; RAVINA, R. **School resources and educational outcomes in developing countries: a review of the literature from 1990 to 2010.** Working Paper, n. 17.554. Cambridge: NBER, 2011.
- GREENACRE, M. **Correspondence Analysis in Practice.** New York: Chapman & Hall/CRC, 2007.
- GROGGER, J. Local violence and educational attainment. **Journal of Human Resources**, v. 32, n. 4, p. 659-682, 1997.
- HALLER, E. J. High school size and student indiscipline: another aspect of the school consolidation issue? **Educational Evaluation and Policy Analysis**, v. 14, n.2, p. 145-156, 1992.
- HANUSHEK, E. The production of education, teacher quality, and efficiency. In: U.S. Office of Education. **Do teachers make a difference?** Washington, D.C.: Government Printing Office, 1970. p. 79-99.
- HECKMAN, J. J. **Lessons from the technology of skill formation.** Working Paper, 11.142. NBER, 2005.
- HECKMAN, J. J.; STIXRUD, J.; URZUA, S. The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. **Journal of Labor Economics**, University of Chicago Press, v. 24. n. 3, p. 411-482, 2006.
- HOX, J. J. **Multilevel analysis: techniques and applications.** New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc., 2002.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- KORIR, D.; KIPKEMBOI, F. The impact of school environment and peer influences on students' academic performance in Vihiga Vounty, Kenya. **International Journal of Humanities and Social Science**, v. 4, n. 5(1), 2014.
- LACOE, J. Too scared to learn? The academic consequences of feeling unsafe at school. Working Paper n. 02-13. **IESP**, 2013.
- LANGONI, C. **Distribuição de renda e desenvolvimento no Brasil.** Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.
- MACHADO, A. F.; MORO, S.; RODRIGUES, L.; RIOS, J. Qualidade do ensino em matemática: determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas estaduais mineiras. **Revista Anpec**, v. 9, p. 23-46, 2008.
- MENEZES FILHO, N. Os determinantes do desempenho escolar no Brasil. Instituto Futuro Brasil, São Paulo, Ibmecc, 2007.
- MENEZES FILHO, N.; RIBEIRO, F. P. Os determinantes da melhoria do rendimento escolar. In: VELOSO, F.; PESSÔA, S.; HENRIQUES, R.; GIAMBIAGI, F. (ORG). **Educação básica no Brasil.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.
- MENEZES-FILHO, N. A. Educação e desigualdade. In: LISBOA, M., MENEZES-FILHO, N. A. (Orgs.). **Microeconomia e sociedade no Brasil.** Rio de Janeiro: EPGE, 2001.
- MILLER, A.; CHANDLER, K. **Violence in U.S. public schools: 2000 school survey on crime and safety.** National Center for Education Statistics, Statistical Analysis Report, p. 1-114, 2005.
- OLIVEIRA, V. R.; FERREIRA, D. violência e desempenho dos alunos nas escolas brasileiras: uma análise a partir do Saeb 2011. **Revista Econômica**, Niterói, v.15, n. 1, p. 84-114, 2013.
- PITTMAN, R. B.; HAUGHWOUT, P. Influence of high school size on dropout rate. **Educational Evaluation and Policy Analysis**, v. 9, n. 4, p. 337-343, 1987.
- RAUDENBUSH, S.W.; BRYK, A.S. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods.** 2.ed. London: Sage, 2002. 485 p.
- RIANI; RIOS-NETO, 2004
- SCHULTZ, T. W. **The economic value of education.** New York: Columbia University Press, 1963.
- SEVERNINI, E.; FIRPO, S. **The relationship between school violence and student proficiency.** Texto para discussão n. 236. FGV-EESP, 2009.

SOARES, T. M. Influência do professor e do ambiente em sala de aula sobre a proficiência alcançada pelos alunos avaliados no simave-2002. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 28, p. 103-123, 2003.

SOARES, J. F.; FONSECA, I. C.; ÁLVARES, R. P.; GUIMARÃES, R. R. M. Exclusão intraescolar nas escolas públicas brasileiras: um estudo com dados da Prova Brasil 2005, 2007 e 2009. **Debates ED**, v. 4, p. 1-77, 2012.

SULIANO, D. C.; OLIVEIRA, J. L. **Desempenho escolar, violência e background familiar nas escolas públicas do estado do Ceará**. Texto para Discussão n. 95. Ipece, 2011.

TEIXEIRA, E. C.; KASSOUF, A. L. **A relação entre violência nas escolas e desempenho escolar no estado de São Paulo em 2007**: uma análise multinível. Working Paper 009. Reap, 2011.

## MODELAGEM DA DEMANDA DE COMBUSTÍVEL NO BRASIL: A IMPORTÂNCIA DOS VEÍCULOS FLEX

### Modeling fuel demand in Brazil: the importance of the flex-fuel vehicle

#### Cynthia Cabral da Costa

Engenheira Agrônoma. Doutorado em Economia Aplicada. Pesquisadora da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa Instrumentação). [cynthia.costa@embrapa.br](mailto:cynthia.costa@embrapa.br)

#### Heloisa Lee Burnquist

Engenheira Agrônoma. Doutora em Economia Aplicada. Professora titular da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo - Esalq/USP. [h1burnqu@usp.br](mailto:h1burnqu@usp.br)

#### Maurício Jorge Pinto de Souza

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Professor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto - FEA/USP.

*In memoriam*

#### Constanza Valdes

Economista. Mestrado em Economia. Economista agrícola da Economic Research Service - United States Department of Agriculture - ERS/USDA. [cvaldes@ers.usda.gov](mailto:cvaldes@ers.usda.gov)

**Resumo:** Este estudo avalia os efeitos da expansão dos veículos flex na frota brasileira de veículos leves sobre a demanda por etanol hidratado e gasolina no país. O estudo inclui uma análise crítica das estimativas anteriores de demanda de combustíveis no Brasil para explicar a importância de novas estimativas, que incluem dados após a introdução da tecnologia dos motores automotivos flex-fuel. Os resultados indicam que a demanda por etanol hidratado é elástica em relação aos preços, tanto do próprio combustível quanto preço cruzado da gasolina; que a demanda preço da gasolina é inelástica a ambos os preços; o preço da gasolina foi mais importante do que o preço do etanol para a decisão do consumidor entre os combustíveis alternativos; e, que a renda tem um efeito positivo e significativo sobre a demanda de gasolina, mas tem efeito negativo sobre a demanda de etanol hidratado. Estes resultados podem ser úteis para orientar a formulação de políticas que impulsionem o consumo de biocombustíveis no Brasil, considerando que, nos últimos anos, o mercado de etanol hidratado apresentou estagnação devido a distorções introduzidas pelas políticas do governo brasileiro.

**Palavras-chave:** Biocombustível; Demanda de combustível; Veículos flex.

**Abstract:** The study assesses the effects of an expansion of the share of flex-fuel vehicles in the Brazilian fleet on the demand for hydrated ethanol and gasoline fuel in the country. The study includes a critical analysis of previous estimates of Brazilian fuel demand in order to explain the importance of new estimates after the flex-fuel technological breakthrough. The results indicate that hydrated ethanol demand is elastic with respect to price (both own and cross gasoline prices); that gasoline demand is inelastic to both prices (own and cross ethanol prices); that the gasoline price was more important than ethanol price for consumer decision in choosing between alternative fuels; and that income has a positive and significant effect on gasoline demand, but a negative effect on hydrated ethanol demand. These results are useful to guide policymaking towards boosting biofuel consumption in Brazil, considering that in recent years the hydrated ethanol fuel market has stagnated due to distortions introduced by the Brazilian government policies.

**Keywords:** Ethanol biofuel; Fuel demand; Flex-fuel vehicle.

## 1 INTRODUCTION

Contrary to what has been observed in various economies, where changes in the nature of the automotive fuel used have been driven mainly by subsidies and mandates, in Brazil, these changes were stirred by the introduction of an innovation in automotive engines. The flex-fuel car, introduced in 2003, allowed for 100 percent flexibility in the type of fuel used. This experience should be an outstanding example of induced changes in fuel consumption from more expensive and pollutant fuels - such as gasoline - to ethanol biofuel, resulting from consumer response to lower relative prices. Bioethanol production from sugarcane in Brazil, where soil and water is abundant and a strong and booming ethanol industry should supply ethanol at a relatively lower price than gasoline. However, after an intense expansion in bioethanol demand as the flex fuel share in the countries' fleet increased, this recipe of success was reversed by the Brazilian government policies that stimulated gasoline consumption at the expense of bioethanol.

In fact, after twenty years of continuous reduction, the Brazilian ethanol market entered a "new era" with the introduction of automobiles with flexible engines that can use a mixture of alternative fuels, such as hydrated ethanol and gasoline (E-27), in proportions to be defined by consumers. This enabled the alternative fuel demand to be determined by its relative price in the market, and ethanol consumption soared, even taking into account that the energy derived by burning ethanol is, on average, 70% of that obtained from the same volume of gasoline. Consumers regarded this as an important advantage provided by flex-fuel cars and their share in the Brazilian fleet increased very fast.

In view of this adjustment in the fuel market, it is interesting to estimate fuel demand elasticities in this market to understand and foresee possible changes as fuel consumption profile is determined by market forces. This should be useful for implementing government policy to encourage renewable fuel consumption opposed to mineral fuel, or even to reduce total fuel consumption, for both environmental and economic purposes. The environmental benefit is achieved by two major strategies to decrease the greenhouse gas emissions that cause global warming: reduction of fuel consumption by light vehicles, by promoting more efficient pu-

blic transport; and increasing the use of alternative fuels containing less or no carbon originated from fossil fuels. The economic benefit results from the importance that fossil fuel demand has in the Brazilian economy, given that gasoline imports are responsible for a considerable deficit in Brazilian trade balance. In 2012, 2013, 2014 and 2015 the trade balance deficit for gasoline was approximately US\$ 3 billion, US\$ 2 billion, US\$ 1.3 billion, and US\$ 0.7 billion, respectively (Brazil, 2016). In order to determine policies and predict future fuel demand, it is relevant to know how the consumption of each fuel changes as their prices vary, and what is the response of total fuel consumption in face of price and income changes. This study sought to analyze these responses. Also, understanding the Brazilian market for this renewable fuel could be important in planning the introduction of flex-fuel vehicles into other countries.

In addition to estimations of more recent elasticities, this study reviews other studies with similar objectives (section 2). The subsequent section explains the methods and data utilized. Section 4 describes and analyzes the results, comparing them with those reviewed in section 2. Conclusions are presented in section 5.

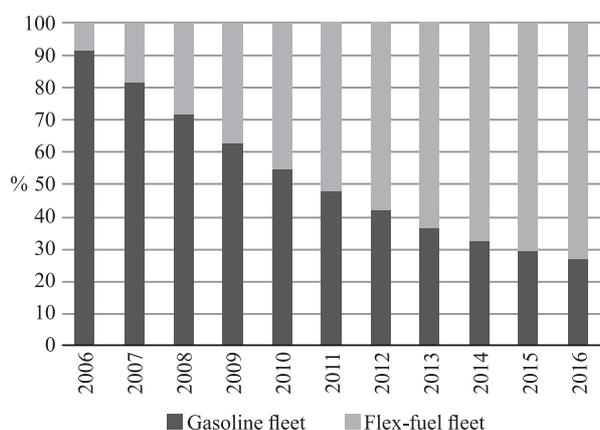
## 2 LITERATURE REVIEW

The use of ethanol as fuel in Brazil started in the 1930s, when anhydrous ethanol was first added to gasoline. In the 1970s, an independent fuel (hydrated ethanol) was introduced as a strategic response to the oil crises. When global oil prices escalated in 1973, Brazil was importing 78 percent of all oil (37.9 million tons) consumed by the country. The search for an alternative became a priority for the Brazilian government as it began to deal with inflation, combined with a growing need for foreign loans, and therefore a growing debt in foreign financial markets. In 1975, an ethanol program (entitled PROALCOOL) was launched by the Brazilian government, becoming a successful initiative as the country's fleet of vehicles that ran only on hydrated ethanol (E100) increased substantially. However, when oil prices were reduced and the sugar price rose in global markets, that proportion dropped. When global oil prices fell in the first years of the 1990s, Brazilians went back to buying gasoline cars. Later, during the 1997-2003

period, new policies and technological innovations provided a new perspective for ethanol consumption in Brazil (FREITAS; KANEKO, 2011). The major technological evolution was the launch of the first flex-fuel car in Brazil, in 2003.

Figure 1 presents the shares of the light vehicle fleet running on the main fuel types in Brazil after the flexible vehicle breakthrough. The fleets of vehicles consuming solely ethanol or gasoline are contracting, giving way to the new fleet of flex-fuel vehicles. With this change, new standards in fuel consumption have been emerging, and the econometric estimates created to represent the activity of Brazilian hydrated ethanol and gasoline demands should be reviewed.

Figure 1 - Brazilian automotive fleet, by fuel type; 2006 - 2016



Source: Unica (2017b).

Econometric estimates of hydrous ethanol and gasoline in Brazil are described in many studies. Most of them (summarized in Table 1A and 2A in the Annex, hydrated ethanol and gasoline, respectively) used time-series models. Souza (2010), Cardoso and Bittencourt (2012) and Santos (2013) used panel data, incorporating datasets from the 27 Brazilian state economies. Even within similar studies we observe some inconsistencies. In Von Randow et al. (2010), the authors found much greater price elasticities (-11.3 for hydrated ethanol and 12.8 for gasoline) than others who used the same or similar time-series and an analogous economic model, such as Serigati et al. (2010), Pontes (2009), Farina et al. (2010), Bacchi (2009) and Santos (2013). In those studies, the authors found own-price elasticity close to unity and a somewhat greater cross-price elasticity, between 1 and 1.5. However, the long-run price elasticities

found by Santos (2013) are also higher. Melo and Sampaio (2014) analyzed the hydrous and anhydrous ethanol demand in Brazil. For hydrous ethanol demand, the price elasticity estimated was -0.95, and cross-price elasticity was 0.8 for gasoline price. Cesca and Bottrel (2016) estimated the demand elasticities for gasoline and hydrous ethanol demand in Brazil using the more recent periods of 2004 and 2014. The authors found elastic price and income elasticities for both fuels. In the hydrous ethanol demand they found 0.69, -1.03, and 2.19 for income, own price and cross-price elasticities, respectively. Apart from these differences in results, none of these studies considered the flex-fuel fleet as an explanatory variable, even though the hydrous ethanol demand in Brazil increased very fast in the 2000s.

Thus, to address this shortcoming, Souza (2010), Freitas and Kaneko (2011), Caroprezo (2011), Cardoso and Bittencourt (2012) and He (2013) included this fleet in the ethanol demand model. This change made price elasticities higher. The own-price elasticity found in these studies was between -1.2 and -3.3, and the cross-price elasticity, between 0.5 and 2.8. This shows how elasticities in a well-specified model can be quite different from the elasticities in a model where important variables are omitted. Another problem detected by Costa and Guilhoto (2011) was the absence of the assumption that, as the flex-fuel fleet grows, the own-price elasticity of demand for hydrated ethanol is expected to increase. Thus, the price elasticity for demand found by Azevedo (2007), Oliveira et al. (2008) and Iooty et al. (2009) does not reflect the behavior of consumers with flex-fuel vehicles nowadays, because the period analyzed included more years without these new vehicles. Other studies reviewed (described in Table 1A in Annex) used a time-series, combining periods with and without the flex-fuel vehicle, which could mask the current elasticity values observed with the new fleet.

Only Souza (2010) and He (2013) estimated a complete model that distinguished the periods before and after flex-fuel vehicles were introduced. In Souza (2010), there are ranges of price elasticity values in that study that appear because the author separated the price data into three different series, depending on the relation between hydrated ethanol and gasoline prices. In general, the author found that in Brazilian states where the hydrated ethanol price was less than 65% of the price of gasoline, the price was more inelastic than in those

states where it was higher than 65%. The elasticity values (-1.41, 0.92, -2.35 and 1.91, respectively, to hydrous ethanol price and gasoline price for the period 2001-2006, and hydrous ethanol price and gasoline price for the period 2006-2009) correspond to those in Brazilian states where the hydrated ethanol price was 65-75% of the gasoline price, which was true for the majority of states. However, as we can see in Figure 1, the fleet of flex-fuel vehicles in the period analyzed (2006 to 2009) was still very small, a deficiency which this study attempts to eliminate. In He (2013), the author also estimated a complete model, as Souza (2010), but using a 3-stage least squares simultaneous equations system with three equations: on the demand side of hydrous ethanol; on the demand side of anhydrous ethanol and on the supply ethanol. This author verify that the price elasticities (own and cross) of demand for hydrated ethanol became elastic after the introduction of flex-fuel vehicles, as expected. However, the gasoline demand was not considered by this author, as well the differences in the Brazilian states, as was done in this study.

Regarding the studies that analyzed gasoline demand in Brazil, we can use the same considerations from the hydrated ethanol demand estimates, namely those after the introduction of flex-fuel vehicles, where the own-price and cross-price demand elasticities changed. Thus, taking into account the elasticities estimated in more recent periods by Pinto Junior et al. (2006), Silva et al. (2009), Bacchi (2009), Gomez (2010), Vilela and Pinto Junior (2010), Farina et al. (2010), Souza (2010) and Santos (2013), the own-price elasticity ranged between -0.1 and -1, and the cross-price elasticity for hydrated ethanol, with exception to the negative values observed in two cases, ranged between 0.1 and 0.2. However, Iooty et al. (2009) found much greater elasticities. Income elasticity was mostly stable within the studies, except in Gomez (2010), where it was negative, and in Iooty et al. (2009), where it was more than 1.0. Income elasticity ranged between 0.1 and 0.7 regardless of the period analyzed. From the results reported by Silva et al. (2009) and Souza (2010), we can conclude that, during the post-flex vehicle period, the gasoline demand changed, becoming more elastic.

However, unlike the ethanol demand, within the gasoline demand analysis the fleet was not generally used as an explanatory variable. Only Souza (2010) included this variable. Other features of the

studies reviewed are: (i) Santos (2013) used a different explanatory variable, *per capita* consumption, for both ethanol and gasoline; (ii) some studies included additional explanatory variables other than fuel prices, income and fleet; and (iii) other studies analyzed the demand behavior separately for each Brazilian state. The use of *per capita* consumption by Santos (2013) would be justified if the fuel for light vehicles (ethanol or gasoline) was consumed by all individuals. However, while population growth reached 1% per year in recent years, the light vehicle fleet growth was 7% per annum<sup>1</sup>. Therefore, the use of *per capita* consumption in that analysis cannot be the best approach. The extra variables included in some studies, as mentioned in item (ii), were diesel, in Azevedo (2007); natural gas and diesel, in Iooty et al. (2009); and natural gas, in Pinto Junior et al. (2006), Freitas and Kaneko (2011), and Santos (2013). However, except for Freitas and Kaneko (2011), the results for these other fuels were not satisfactory.

Concerning item (iii), the only reason to consider demand separately by region is that the average income is very different among the Brazilian regions. However, when the income variable is incorporated into the model, such separation is no longer required. Differently from the supply model – where ethanol production shows varied behavior among the regions in Brazil, as described by Costa et al. (2006) –, there is no motive for consumers to modify their consumption behavior among different Brazilian regions.

Rodrigues and Bacchi (2014) estimated the total demand for these fuels (gasoline, hydrous ethanol and vehicular natural gas) in Brazil, from April 2003 to March 2013. The authors focus on the importance of the fleet on fuel demand, and do not discriminate fuel type, as was performed in this study. Hence, considering fuel prices as a whole, the authors found that the demand for these fuels presented lower impact due to changes in their prices, with elasticities -0.09 in the short run and -0.163 in the long run. In regard to income, the elasticities found were 0.4 and 0.659 in the short and long run, respectively.

In summary, among the studies that have analyzed the fuel demand in Brazil, as described in this section, many did not use the following: panel data, important explanatory variables such as in-

<sup>1</sup> Percentages deduced by the authors based on data supplied by Unica (2017b) and IBGE (2017c).

come and fleet, or the more recent period when flex-fuel vehicles appeared in increasing numbers in the light vehicles fleet. Furthermore, out of more than 20 studies analyzed, only five considered both hydrated ethanol and gasoline (Iootty et al.; 2009, Bacchi; 2009, Farina et al.; 2010, Souza; 2010 and Santos; 2013). Among these, only Souza (2010) used the flex-fuel fleet as an endogenous variable. Finally, only Rodrigues and Bacchi (2014) described the fuel consumption of the whole light vehicle fleet with dedicated ethanol, dedicated gasoline, and flex-fuel vehicles. Nonetheless, since they did not discriminate gasoline and ethanol prices, we can analyze the different impacts from these two different fuel prices. This is important given they are not perfect substitutes, and total fuel consumption demand is key because the ethanol or gasoline demand only demonstrates the changes between the fuels chosen by consumers, but it does not show fuel demand behavior as a whole. With regard to the estimates published by Souza (2010), while the model was a better estimate of the fleet's current situation, the author used monthly data, whereas annual data is more suitable to identify the long-term consumption profile, as described by Iootty et al. (2009). Also, income and fleet data is available in annual information. Costa and Burnquist (2016) also used a hydrous ethanol demand model considering the hydrous ethanol and gasoline prices, income and the fleet of the flex-fuel vehicles, but these authors did not estimate the demand equation. This model was used to derive the impact of gasoline price on hydrous ethanol price. These authors also used panel data with Brazilian states and a period from 2006 to 2015.

Taking the fragilities mentioned above into account, this study elaborated and estimated a new economic model for fuel demand (hydrated ethanol and gasoline) in Brazil in recent years, and simulated some changes in the fuel market by employing recent data to test the model. In order to validate the results obtained in this study, the values reported by the other authors described in this section are considered and discussed. The next section presents our model, data and method.

### 3 MATERIAL AND METHODS

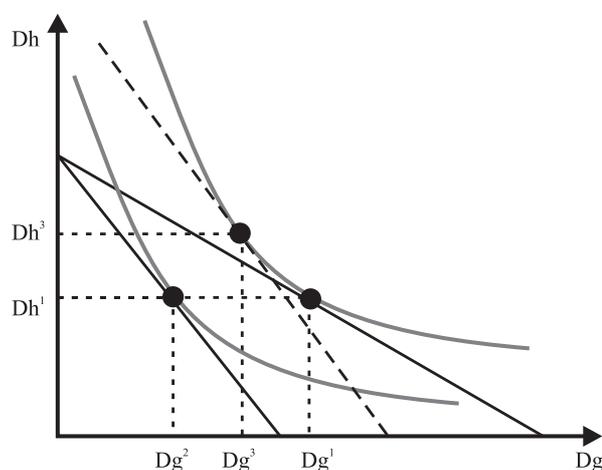
This section presents an economic model to describe the Brazilian fuel market in recent years.

Subsequently, the econometric techniques employed to obtain coefficient estimators are presented and discussed. The procedure takes the data's panel specification into account, aggregating the Brazilian states over a period.

#### 3.1 Theoretical and empirical specification

This study analyzes consumer behavior by considering two substitute goods: hydrated ethanol and gasoline. The consumer demand theory derives the demand for each of these goods not only as dependent on their price and consumer income, as has been usually done, but also as dependent of the other product's price. This is the substitution effect (Ferguson, 1988) described in Figure 2, which presents consumer utility as the indifference curve, and defines the demand of both fuels by the interception of the income restriction in this curve. Initially, the gasoline demand is  $Dg^1$  and hydrous ethanol demand is  $Dh^1$ . The final effect of the increase in gasoline price (in  $Dg^2$  and  $Dh^1$ ) contains not only the effect of the increase in this price, but also the impact on consumer income, since the income restriction retreated and changed its inclination. If we disregard the change in the income inclination, we can only see the substitution effect in hydrous ethanol demand due to gasoline price increase, i.e. the increase in demand from  $Dh^1$  to  $Dh^3$ . In gasoline demand, the impact due to price alone is from  $Dg^1$  to  $Dg^3$ .

Figure 2 – Price and Substitution effect and income effect on the demand of the two substitute fuels, hydrous ethanol ( $Dh$ ) and gasoline ( $Dg$ ), in order to obtain an increase in gasoline price



Source: Ferguson (1988).

Additionally, consumers require an instrument to consume fuels, i.e. vehicles. Hence, the number of vehicles is also a dependent variable to explain fuel demand, as described in several studies mentioned in the previous section.

Considering such theory, this study described three models of fuel demand in Brazil: hydrated ethanol demand, gasoline demand and gasoline plus hydrated ethanol demand. For this last model, referred to as total fuel demand, since these two fuels are by far the most commonly consumed by light vehicles in Brazil, the volume consumed was expressed in terms of equivalent gasoline volume consumption. To obtain this value, the hydrated ethanol volume was multiplied by a technical coefficient to convert it into gasoline consumption. This coefficient is 0.7 (Unica, 2017a). This study includes three models that are based on the same theoretical demand specification (demand for gasoline, demand for hydrated ethanol and automotive demand for fuel) which considers consumption as function of the own and cross product price—where prices are hydrated ethanol price ( $Ph$ ), the gasoline price ( $Pg$ ), of the income ( $Y$ ) and of the fleet of vehicles ( $Fleet$ )<sup>2</sup> that consume the fuel specified by the model. Equation (1) describes the theoretical model used:

$$D = f(Ph, Pg, Y, Fleet) \quad (1)$$

However, in order to estimate the influence of each variable on consumer demand in the form of elasticities, equation (1) is described in the logarithm form, as show in equation (2).

$$D = \alpha_0 + \alpha_1 Ph + \alpha_2 Pg + \alpha_3 Y + \alpha_4 Fleet \quad (2)$$

For gasoline demand ( $Dg$ ), we expect a positive coefficient for  $\alpha_1$  because, as described in economic theory, an increase in hydrated ethanol price spurs the demand for this product. For coefficients  $\alpha_2$ ,  $\alpha_3$  and  $\alpha_4$ , we expect positive signs because, if either gasoline price, income, or the fleet grows, the theory indicates that  $Dg$  rises. Conversely, for hydrated ethanol demand ( $Dh$ ),  $\alpha_1$  is expected to be negative and  $\alpha_2$ , positive. For total fuel demand ( $Dt$ ),  $\alpha_1$  and  $\alpha_2$  would both be negative. The model

described in equations (1) and (2) was the same employed for only four of the more than twenty studies described in the review above, but not with the same econometric treatment, i.e. considering the differences between Brazilian states. In addition, the time series used was the most recent within the studies reviewed, which is important for a new market analysis.

Thus, in this study, we used equation (2) to estimate hydrated ethanol demand and gasoline demand. Some impacts due to changes in Brazilian taxes on these fuels were estimated considering the results found in this study. These impacts could be interpreted as previsions in fuel demand behavior due to changes in fuel policies.

### 3.2 Econometric technique

According to Hsiao (1986), a model for panel data has several advantages over cross-sectional or time-series models. This is particularly so when there is heterogeneity among the units included in the study, such as the states in this case, which can be controlled by this type of modeling procedure.

It is believed that there are several state features that affect the variable (fuel demand) explained in this study, but which cannot be observed and, therefore, are not included in the model as explanatory variables. The quality of public transports, cultural aspects, and the size of cities are good examples to illustrate the issue. While they are not easy to measure and represent, omitting these variables from the model can lead to biased results. The panel data model is recommended for this type of estimation, since the model considers the differences between individual units (such as the states, in this case). Hsiao (1986) also pointed out another advantage of panel data: additional observations that can be used within the panel model procedure enable the number of degrees of freedom to be increased, in such a way that collinearity between the explanatory variables is reduced and the quality of parameter estimates are improved.

Panel data estimation relies on the hypothesis that in the estimation procedure, the heterogeneity among cross-sectional units is taken into account. The one-way random effects (RE) and fixed effects (FE) models are those most frequently used with panel data.

2 This analysis focuses on light vehicles in Brazil, since they are the ones equipped with flexible motors. According to Anfavea (2017), only about 5% of the new light vehicles registered in Brazil per year run on diesel.

The fixed effects model assumes that the intercept ( $\alpha_0$ ) varies from one state to another, but is constant through time. The parameters of the explanatory variables are constant for all individuals and at all times (Griffiths et al., 1993). Since these response parameters do not vary among states or through time, all the behavioral differences among them will be captured by the constant term. Therefore, the estimated constant term in the fixed effects model can be interpreted as the effect of the variables omitted in the model. A basic characteristic of these models is that they rely on the assumption that differences among cross-sectional units can be captured by means of an intercept term, specific to each cross-sectional unit. The random effects (RE) models assume, with regard to the fixed effects, that the intercept varies between states but not through time, while the explanatory variable coefficient is constant for all individuals and at all times. The difference between the models is how the intercept is interpreted. In the FE model, the intercept is considered a constant (fixed value) correlated with the explanatory variables in any period of time, while in the RE model the constant coefficient ( $\alpha_0$ ) is treated as a random variable. This means the RE model assumes that the set of individuals for which there is information is a random sample from the population within a larger number of individuals. The FE model is thus appropriate when the observations are available for the whole population.

The Hausman test can be used to identify whether the model should be treated as FE or RE when it is unclear which one is preferable. In the case under analysis, the FE is more appropriate since there is no reason to believe that constant characteristics of the states are randomly related to fuel prices in any period of time. However,

this test should confirm this. Another form of estimation that can be used with panel data is the dynamic model. This is employed when it is important to consider some lagged variables in the model, especially the dependent variable (RABE-HESKETH; SKRONDAL, 2012). This type of model should be used for the fuel demand, as was performed by Santos (2013). However, unlike the present study, Santos (2013) neither considered the fleet as an independent variable, nor used a database created after the introduction of flex-fuel vehicles, nor used annual data.

For the dynamic econometric model, Arellano and Bond (1991) proposed an efficient estimation procedure, employing an extension of instrumental-variables estimation called generalized method of moments (GMM), which was also used in this study to estimate demand models.

In both econometric models we test the absence of autocorrelation in residues. For such, the Woodridge test and Arellano-Bond test were used to verify the autocorrelation, respectively, for FE or RE models and for the dynamic econometric model.

This study estimates fuel demand elasticities separately for hydrated ethanol and gasoline. In addition, we carried out estimation by two methods for panel data, as previously described: either the fixed or random effects model (depending on the Hausman test result) and the dynamic model. For all these estimates, the data used, with sources and units, are listed in Table 1. The monetary variables, income ( $Y$ ), and gasoline and ethanol prices were deflated by the National Consumer Price Index - INPC (IBGE, 2017b). All data used included all 27 Brazilian states and annual data for the period from 2006 to 2016.

Table 1 – Data used and sources

Code	Description	Unit	Source
<i>Dg</i>	Gasoline consumption	m <sup>3</sup> of gasoline volume	ANP (2017)
<i>Dh</i>	Hydrated ethanol consumption	m <sup>3</sup> of hydrated ethanol volume	ANP (2017)
<i>Y</i>	From GDP deflated	million Brazilian reals (R\$)	IBGE (2017a)
<i>Fleet</i>	Gasoline and flex-fuel vehicles fleet	thousand units	UNICA (2017b)
<i>FleetFlex</i>	Flex-fuel vehicle fleet	thousand units	UNICA (2017b)
<i>Pg</i>	Consumer gasoline price deflated	R\$ per liter	ANP (2017)
<i>Ph</i>	Consumer hydrated ethanol price deflated	R\$ per liter	ANP (2017)

Note: \*for this data, the volume of gasoline consumed was added to 70% of the hydrated ethanol volume consumed (Unica, 2017a).

## 4 EMPIRICAL RESULTS AND DISCUSSION

The elasticities estimated for the hydrated ethanol demand ( $Dh$ ) and gasoline demand ( $Dg$ ) estimated for Brazil through the 2006 to 2016 period are shown in Table 2. The independent variables are shown in the first column, where  $D_{t-1}$  is the lag-dependent variable used only in the dynamic econometric model. The hydrated ethanol price ( $Ph$ ), gasoline price ( $Pg$ ), and income ( $Y$ ) are used in all three demand models. However, while for the hydrated ethanol demand only the flex-fuel vehicle fleet ( $FleetFlex$ ) was used, for the gasoline fuel and total fuel demand, all the light vehicles running on ethanol or gasoline ( $Fleet$ ) were considered.

The results showed that the value of elasticities estimated by fixed or random effects models were higher than those estimated by the dynamic econometric model. For both hydrated ethanol and gasoline demand, the tests indicated that the fixed effects model was more appropriate than the random effect model. The econometric model's assumptions were satisfied since the Wooldridge test (for the FE model) and Arellano-Bond test (for the dynamic model) did not identify the presence of autocorrelation in both models at 1% of statistical level of significance.

For hydrous ethanol demand, the FE model presented adjustment coefficients equal to 0.3, 0.93 and 0.83, respectively, within, between and overall groups. For both FE and dynamic models, with exception to the income ( $Y$ ) variable, the signs of all coefficients were as expected, and their significance was at a 5% or 10% statistical level.

For gasoline demand, the FE model presented adjustment coefficients equal to 0.92, 0.98 and 0.98, respectively, within, between and overall groups. For both the FE and dynamic models, the signs of all coefficients were as expected, and their significance levels were at 5% or 10%.

Both the fixed effect and dynamic models provided similar and robust results. Taking these results into account, we verified that:

i) The estimated hydrous ethanol demand shows that consumers respond to fuel prices relatively more intensive way than in the estimated gasoline demand.

- ii) The gasoline demand is responsive to income changes, while the hydrous ethanol demand is not.
- iii) The cross-price elasticity for hydrous ethanol demand was higher than the relative response to its own price elasticity; the contrary occurred for gasoline price elasticities.
- iv) Hydrated ethanol and gasoline demand react the fleet changes in a similar manner.

The results presented in (i) to (iii) seem to suggest that consumers will switch from gasoline, a fossil fuel, to ethanol biofuel in a more expressive manner when gasoline prices increase than when hydrous ethanol price are reduced which is an important aspect to be explored while defining policy to stimulate the consumption of less pollutant fuels in a country.

To explain the income elasticity in the hydrous ethanol and gasoline demand equations, we consider the two types of consumers: (a) those with gasoline dedicated vehicles; and (b) those with flex-fuel vehicle, which account for the majority of consumers.

Even being minority, the consumers classified in (a) are able to influence the elasticities of the gasoline demand and are expected to present a higher response to income changes, since they do not have an option to switch between fuels when there is a change in the relative prices of fuels. Hence, changes in income are important for them and could change their gasoline demand in a same trend. For the consumers characterized as (b) the behavior seems to be different; these represent the majority in the market and are the only consumers of hydrous ethanol. Therefore, they could not only choose consume more or less fuel due to changes in income, but, in the case of income reduction, they also could consume the cheaper fuel. Besides this, the negative income elasticity indicate that these consumers (once since they have vehicles, they are not the poorest), apparently, regardless of the fuel price relationships, prefer consume a higher-yielding fuel, which leads them to less refueling (gasoline), than to consider environmental issues and seek to consume a product that causes with less environmental impacts (hydrous ethanol). Thus, the results suggest a preference of the Brazilian consumers. Politically, this is an interesting result, showing that, in order to promote the biofuel use, a greater price incentives should be offered to consumers to promote biofuel use.

Table 2 - Elasticities estimated for gasoline and hydrated ethanol demands in Brazil, Period: 2006 to 2016

		Dh		Dg	
		Fixed effects model	Dynamic model	Fixed effects model	Dynamic model
Constant	$\alpha_0$	1.59 <sup>†</sup>		0.59*	
$D_{t-1}$		-	0.44*	-	0.29*
$P_g$	$\alpha_1$	5.28*	2.39*	-0.66*	-0.42*
Confidence interval (95% probability)		3.45 to 7.12	0.13 to 4.64	-1.04 to 0.29	-0.82 to -0.025
$P_h$	$\alpha_2$	-2.51*	-1.98*	0.37*	0.27*
Confidence interval (95% probability)		-3.18 to -1.84	-2.86 to -1.10	0.21 to 0.52	0.16 to 0.39
$Y$	$\alpha_3$	-0.17 <sup>†</sup>	-0.81*	0.40*	0.43*
Confidence interval (95% probability)		-0.97 to 0.62	-1.58 to -0.03	0.23 to 0.57	0.25 to 0.61
FlexFleet	$\alpha_4$	0.60*	0.29**	-	-
Confidence interval (95% probability)		0.41 to 0.79	-0.02 to 0.62		
Fleet		-	-	0.66*	0.38*
Confidence interval (95% probability)				0.54 to 0.78	0.21 to 0.56
Test F or $\chi^2$ of model		27*	363*	734*	1080*

\* Denotes statistical significance at 5% level.

\*\* Denotes statistical significance at 10% level.

<sup>†</sup> Statistically non-significant.

Source: Author's calculations

Tables 1A and 2A in the Annex show the value of the elasticities obtained in the studies discussed in the section 2. While comparing the results found in this study with those from the other studies, the behavior of the hydrous ethanol demand described in Table 2 is only similar to those described by Caroprezo (2010), where gasoline price elasticity is higher than hydrous ethanol price elasticity and income did not influence the demand, only the fleet. About the absence of income influence, several other studies obtained the same result, as in He (2013), Freitas and Kaneko (2011), for Center-South region, and other studies that not included the fleet in their models (AZEVEDO, 2007; OLIVEIRA et al., 2008).

In regard to the gasoline demand model, in comparison with the other studies (Table 2A in Annex), the elasticities found in this study are more similar to those found by Souza (2010).

The third and last model, similarly to the model estimated by Rodrigues and Bacchi (2014), attempted to adjust a model for total fuel demand (gasoline plus ethanol). Unlike that study, this paper did not include natural gas in the empirical model. We only considered hydrous ethanol and gasoline prices. Another important difference from that study was that we used gasoline and ethanol prices distinctly, while those authors used only one fuel price. Considering the results previously described, this is an important difference, for we ve-

rified that consumers presented different behaviors in face of price variations in both of these fuels.

For that model, we verified that the FE model proved to be better and it did not present autocorrelation in the 1% significance level. However, the dynamic model was not well adjusted, presenting symptoms of the autocorrelation problem. The FE model shows an adjustment coefficient equal to 0.94, 0.98, and 0.98, respectively, within, between and overall groups. With exception to the hydrous ethanol price ( $P_h$ ) variable, the signs of the all coefficients were as expected and significant at the 1% statistical level. Equation (3) shows the elasticities estimated, and the confidence intervals with 95% probability are presented below each significant elasticity.

$$\ln(D_t) = 2.22 - 0.57\ln(P_g) + 0.019^{\text{ns}}\ln(P_h) \quad (3)$$

(-0.88 to -0.26)

$$+ 0.28 \ln(Y) + 0.67\ln(\text{Fleet})$$

(0.14 to 0.42)      (0.57 to 0.76)

These elasticities corroborate the results described for the model estimated separately for hydrous ethanol and gasoline, i.e. gasoline price and fleet were more important for consumer behavior than income. Hydrous ethanol price has a low impact on fuel demand.

Table 3 shows a simulation of the volume consumed for both fuels in 2016 and the changes in

those volumes when their prices rise in 1%. This calculation was based on elasticity values given by

the dynamic econometric model. These elasticities are also show in Table 3.

Table 3 – Hydrated ethanol and gasoline consumption observed in 2016 and change in volume determined by a 1% increase in fuel prices, using the elasticities estimated in this study (unit of volume: 1000 m3)

	Elasticity	Observed Volume 2016	Change in volume for:		
			1% increase in $P_g$	1% increase in $P_h$	1% increase in both prices
Hydrated ethanol consumed ( $D_h$ )	-1.98 ( $P_h$ )	15,008	359	-297	62
	2.39 ( $P_g$ )				
Gasoline consumed ( $D_g$ )	-0.42 ( $P_g$ )	43,019	-181	116	-65
	0.27 ( $P_h$ )				

Source: Author's calculations.

The results estimated in this study show that, if the gasoline price increases by 1% (due to an increase in the CIDE tax, for example), we could expect a growth of more than 2% in hydrous ethanol demand. In the volume consumed in 2016, that means around 360 thousand m<sup>3</sup> in ethanol consumption. This shock in gasoline price could also promote a 0.42% reduction in gasoline demand, i.e. approximately 181 thousand m<sup>3</sup> in gasoline consumption during a year considering the 2016 volume as the base.

Considering the increase in PIS/Cofins determined in July 2017 by the federal government, we can predict that, for each 1% increase in the gasoline and hydrous ethanol prices for consumers in this year, ethanol consumption should grow approximately 60 thousand m<sup>3</sup>, and gasoline consumption should drop approximately 65 thousand m<sup>3</sup>. This means a total fuel reduction of 21.5 thousand m<sup>3</sup> in gasoline equivalent. By using the total fuel demand equation described in equation (3), this estimated reduction is 294 thousand m<sup>3</sup> in gasoline equivalent. The difference between these values (-21 and -294) disappears when we consider the range of elasticities described in the confidence interval. Once this rise in PIS/Cofins was higher for gasoline than for hydrous ethanol, the impact described would be even more positive to hydrous ethanol demand and more negative to gasoline demand. These results depend on the impact upon their prices, which is not known by the time this paper is finalized. However, the elasticities described can be used for this simulation. The impact will be lower depending on how much the consumers respond these changes in prices by replacing gasoline for hydrous ethanol. Therefore, in the years to come, after observing the impact

of this policy, more accurate elasticities should be reconsidered.

## 5 CONCLUSIONS

The evaluation of consumption behavior including the period of expansion of flex-fuel vehicles shows that there the gasoline cross-price elasticity with respect to hydrated ethanol is higher than the own price elasticity value in hydrous ethanol demand, and also that hydrous ethanol demand does not respond to income as expected. This information and more up-to-date data to estimate the elasticities are improvements provided by this study.

The results suggest that consumers would rather consume higher-yielding fuel, requiring less refuels (gasoline), than consider environmental issues and consume the renewable fuel. Based on this, we conclude that Brazilian consumers are more oriented to convenience than to environmental appeal.

The higher value of the cross-price elasticity for gasoline compared to that for own price elasticity in hydrous ethanol demand is an important conclusion for policymakers, given that tax increases for gasoline could be more efficient than tax cuts in hydrous ethanol to spur hydrous ethanol demand. In addition, for the purpose of discouraging gasoline demand, besides tax raise, the government should also discourage vehicle imports, since these consume exclusively gasoline.

A limitation for these estimations, since actual fuel prices in Brazil decreased in most of the period analyzed and the flex-fuel fleet is still on the rise, further estimations in future periods are recommended to complement the market behavior analysis as analysis of price asymmetry. Also, the

range of elasticities values for gasoline price is still very large, mainly in cross-price elasticity for hydrous ethanol demand.

## ACKNOWLEDGEMENT

The authors are grateful for financial support from Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) and Economic Research Service - United States Department of Agriculture (ERS/USDA).

## REFERENCES

- ALVES, D. C. O.; BUENO, R. L. S. Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil. **Energy Economics**, v. 25, n. 2, p. 191-199, 2003.
- ANFAVEA - Brazilian Automotive Industry Association. **Brazilian Automotive Industry Yearbook**. São Paulo: Anfavea Ed. 2016.
- ANFAVEA - Brazilian Automotive Industry Association. **Brazilian Automotive Industry Yearbook**. São Paulo: Anfavea Ed. 2017.
- ANP - National Agency of Oil and Biofuels. **Monthly Statistical Database**. 20162017. Available in: <http://www.anp.gov.br>.
- ARELLANO M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- AZEVEDO, B. S. **Analysis of price and income elasticities for Brazil and for geographic disaggregated regions**. Dissertation in Economics. Ibmec, Rio de Janeiro. 2007.
- BACCHI, M. R. P. Interdependence between gasoline C and fuel ethanol markets in Sao Paulo State. In: JORNADAS INTERDISCIPLINARIAS DE ESTUDOS AGRARIOS Y AGROINDUSTRIALES, Buenos Ayres, 2009.
- BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. Second edition. Chichester: John Wiley & Sons, Ltd. 2001.
- BRAZIL - Secretary of Development, Industry and Trade. Foreign Trade. Statistics. Aliceweb. Available in: <http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/>. 2016.
- BURNQUIST, H. L.; BACCHI, M. R. P. 2002. Gasoline demand in Brazil: an analysis using cointegration. In: XL Congress SOBER, Passo Fundo – RS, Brazil.
- CARDOSO, L. C. B.; BITTENCOURT, M. V. L. Short and long run price elasticity of demand for ethanol in Brazil for the period of 2001 to 2011: a study applying cointegrated panels. In: X Encontro Nacional da ABER, Recife - PE, Brazil. 2012.
- CAROPREZO, J. S. Estimativa das elasticidades preço e renda da demanda por etanol nos Estados Unidos e no Brasil. Dissertation in Economics. Ibmec, Rio de Janeiro. Brazil. 2011.
- CESCA, I. G.; BOTTREL, M. A. S. Análise da demanda de combustíveis veiculares no Brasil entre 2004 e 2014. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 14, n. 1,2 e 3. P.167-194. 2016.
- COSTA, C. C.; GUILHOTO, J. J. M. The role of taxes in economic development: differentiated ICMS state tax on ethanol and gasoline were helpful for the State of Sao Paulo. **Economia Aplicada**, v. 15, p. 369-390, 2011.
- COSTA, C. C.; BURNQUIST, H. L.; GUILHOTO, J. J. M. Relations of the regional Brazilian cane agro-industry with the national economy. **Applied Economics**, v. 38, p. 519-531, 2006.
- COSTA, C. C.; Burnquist, H. L. Impactos do controle do preço da gasolina sobre o etanol combustível no Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 46, n. 4, p.1003-1028. 2016.
- FARINA, E.; VIEGAS, C.; PEREDA, P.; GARCIA, C. Market and ethanol competitiveness. In: SOUZA, E. M. I. (Ed). Etanol e Bioeletricidade: a cana-de-açúcar no futuro da matriz energética. Ed. Luc: São Paulo, Brazil. 2010.
- FERGUSON, C. E. **Microeconomia**. 11ª edição. Ed. Forense-Universitária: Rio de Janeiro. 1988.
- FREITAS, L. C.; KANEKO, S. Ethanol demand in Brazil: Regional approach. **Energy Policy**, v. 39, n. 6, p. 2289-2298, 2011.

GOMEZ, J. M. A. Fuel demand by light vehicles and motorcycles in Brazil. In: IAEE's Rio 2010 International Conference. 2010.

GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; JUDGE, G. G. **Learning and practicing econometrics**, New York: John Wiley & Sons. 1993.

HE, Y. **Impact of flexible-fuel vehicles on Brazil's fuel markets**. Thesis submitted to the State University of New Jersey. 2013.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. New York: Cambridge University Press. 1996.

IBGE - BRAZILIAN INSTITUTE OF GEOGRAPHY AND STATISTICS. Website: <http://www.ibge.gov.br>. Economy. System of National Accounts. GDP. 20162017a.

IBGE - BRAZILIAN INSTITUTE OF GEOGRAPHY AND STATISTICS. Website: <http://www.ibge.gov.br>. Population. Population estimates. 20162017. IBGE - BRAZILIAN INSTITUTE OF GEOGRAPHY AND STATISTICS. Website: <http://www.ibge.gov.br>. IPCA - INPC. 2017b.

IBGE - BRAZILIAN INSTITUTE OF GEOGRAPHY AND STATISTICS. Website: <http://www.ibge.gov.br>. Population. Population estimates. 2017c.

IOOTTY, M.; PINTO JR, H.; EBELING, F. Automotive fuel consumption in Brazil: applying static and dynamic systems of demand equations. **Energy Policy**, v. 37, n. 12, p. 5326-5333, 2009.

IOOTTY, M.; PINTO JR.; ROPPA, B.; BIASI, G. **Uma análise da competitividade preço do CNG frente à gasolina: estimação das elasticidades da demanda por CNG no Brasil no período recente**. In: IE/UFRJ (Ed.) Rio Oil Gas Expo and Conference. UFRJ, Rio de Janeiro, Brazil. 2004.

MELO, A. S.; SAMPAIO, Y. S. B. Impactos dos preços da gasolina e do etanol sobre a demanda de etanol no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 18, n. 1, p.56-83. 2014.

NAPPO, M. **The Brazilian demand for gasoline: an evaluation of elasticities after the introduction of flex-fuel vehicles**. Dissertation in Economics, EESP/FGV, São Paulo, Brazil. 2007.

OLIVEIRA, M. P.; ALENCAR, J. R.; SOUZA, G. S. Renewable energy: an analysis of fuel ethanol supply and demand in Brazil. In: XLVI SOBER, Rio Branco – AC, Brazil. 2008.

PINTO JUNIOR, H. Q.; ALMEIDA, E. L. F.; BOMTEMPO, J. V.; IOOTTY, M.; BICALHO, R.; CARNEIRO, M. C.; ROPPA, B.; CARVALHO, J. Brazilian Fuel Matrix. Final Report. IE/UFRJ. 2006.

PONTES, A. P. **Elasticidades de curto e longo prazos da demanda por álcool hidratado no Brasil**. Dissertation in Economics. UFPE, Recife. Brazil. 2009.

RABE-HESKETH, S., SKRONDAL, A. **Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata**. Volume I: Continuous Responses. Third Edition. Stata Press. 2012.

RODRIGUES, L.; BACCHI, M. R. P. Políticas públicas e a demanda energética por combustíveis leves no Brasil, 2003 a 2013. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 42., Natal: ANPEC. 2014.

ROPPA, B. F. **Evolução do consumo de gasolina no Brasil e suas elasticidades: 1973 a 2003**. Dissertation in Economics, UFRJ, Rio de Janeiro, Brazil. 2005.

SAMOHYL, R. W.; DANTAS, A. B. Previsão com cointegração e modelo de correção de erro: aplicação empírica no consumo de gasolina do Brasil. In: Encontro Nacional de Engenharia de Produção – ENEGEP, Niterói – RJ, Brazil. 1998.

SANTOS, G. F. Fuel demand in Brazil in a dynamic panel data approach. **Energy Economics**, v. 36, p. 229-240, 2013.

SCHUNEMANN, L. A. 2007. **Demanda de gasolina automotiva no Brasil: o impacto nas elasticidades de curto e longo prazo da expansão do GNV e dos carros flex**. Dissertation in Economics, Ibmec, Rio de Janeiro, Brazil.

SERIGATI, F. C.; CORREIA, L. B.; PEROSA, B. B. O impacto dos veículos flex-fuel sobre o Mercado de combustíveis no Brasil. In: Congresso SOBER, 48., Campo Grande: SOBER, Brazil. 2010.

SILVA, G. F.; TIRYAKI, G. F.; PONTES, L. A. M. The impact of a growing ethanol market on the demand elasticity for gasoline in Brazil. In: Annual International Association for Energy Economics conference, 32., San Francisco. 2009.

SOUZA, A. N. **A study of ethanol and gasoline demand for Brazil through the period from 2001-2009**. Dissertation in Economics, EESP/FGV, São Paulo, Brazil. 2010.

UNICA – Sugarcane Industry Association. Unicadata. Available in: Website: <http://www.unica.com.br>. Preços e cotações. Mapa de preços dos combustíveis. Accessed: May 15, 2016a2017a.

UNICA - Sugarcane Industry Association. 2016b2017b. Unicadata. Motor Vehicles and Automobile Fleet.

VILELA, T. M.; PINTO JR., H. Q. Analysis of the sensitivity of gasoline C consumption between July, 2001 and December, 2008: State tax policy as an instrument for energy and environment. **Nova Economia**, v. 20, n. 3, p. 403-426, 2010.

VON RANDOW, B. M.; FONTES, R. M. O.; CARMINATI, J. G. O. Estimates of price and income elasticity of demand for fuel ethanol in Brazil. In: Congresso SOBER, 48., Campo Grande: SOBER, Brazil. 2010.

## ANNEX

Table 1A - Hydrated ethanol demand elasticities in Brazil, taken from the literature

Source	Period analyzed	Elasticities for each explanatory variable			
		Deflated hydrated ethanol price	Deflated gasoline price	Deflated income	Fleet
Azevedo (2007)	January 2002 to June 2006	SR: -0.459 <sup>†</sup> LR: -1.04 <sup>†</sup>	SR: -0.364 <sup>†</sup> LR: 1.3 <sup>†</sup>	0.13 <sup>†</sup>	-
Oliveira et al. (2008)	1995 to 2006	-0.058*	-0.598**	1.6 <sup>†</sup>	-
Iooty et al. (2009)	1970 to 2005	-3.58	8.09	0.077	-
Bacchi (2009)	July 2001 to August 2006	-0.934	1.25	-	-
Pontes (2009)	July 2001 to October 2008	-0.934	1.374	1.255	-
Farina et al. (2010)	January 2002 to August 2009	-1.23	1.45	-	-
Souza (2010)	July 2001 to August 2006	-1.41*	0.92*	0.4*	1.56*
	September 2006 to December 2009	-2.35*	1.91*	0.22**	3.7*
Serigati et al. (2010)	July 2001 to April 2009	-0.78*	1.03*	0.69*	-
Von Randow et al. (2010)	July 2001 to October 2009	-11.26	12.79	0.458	-
Freitas and Kaneko (2011) <sup>a</sup>	January 2003 to April 2010	-1.658*	2.32*	0.913 <sup>†</sup>	1.94*
		-1.40*	0.589*	0.80*	3.75*
Caroprezo (2011)	July 2001 to December 2010	-2.48	4.21	-2.05	1.92
Cardoso and Bittencourt (2012)	July 2001 to July 2011	-3.30	2.82	0.91	25.51
Santos (2013) <sup>b</sup>	July 2001 to December 2010	SR: -1.252* LR: -8.46*	SR: 1.182* LR: 7.99*	SR: 0.55* LR: 3.72*	-
	July 2001 to December 2002	-0.92*	0.87*	Non significant	1.93*
He (2013)	January 2003 to December 2011	-1.67	1.47		3.50*
Melo and Sampaio (2014)	July 2001 to March 2011	-0.95	0.8		
Cesca and Bottrel (2016)	January 2004 to December 2014	-1.03	0.69	2.19	

Notes: SR – short-run elasticity; LR – long-run elasticity.

\* Denotes statistical significance at 5% level.

\*\* Denotes statistical significance at 10% level.

<sup>†</sup> Implies statistically insignificant.

<sup>a</sup> These authors estimated demand elasticities only for regions. The upper row has the demand estimates for the Center-South region of Brazil and the lower row has the demand estimates for the North-Northeast region.

<sup>b</sup> The dependent variable for this study was per capita consumption and not total consumption as in the others.

Table 2A - Estimated gasoline demand elasticities for Brazil

Source	Period analyzed	Elasticities for each explanatory variable			
		Hydrated ethanol price	Gasoline price	Income	Fleet
t	1973 to 1998	-	-0.319	0.6	
Samohyl and Dantas (1998)	1955 to 1995	-	SR: -0.19* LR: -0.28	SR: 0.33* LR: 0.46	-
Alves and Bueno (2003)	1974 to 1999	SR: 0.229† LR: 0.48***	SR: -0.09† LR: -0.464***	SR: 0.12** LR: 0.12*	-
Roppa (2005)	1973 to 1995	SR: -0.19† LR: 0.4	SR: -0.07† LR: -0.63	SR: 0.47* LR: 0.16	-
Pinto Junior et al. (2006)	July 2001 to August 2006	SR: 0.16* LR: 0.18*	SR: -0.12** LR: -0.14**	SR: 0.26* LR: 0.30**	-
Nappo (2007)		-	-0.196*	0.69*	-
Schumemam (2007)	July 2001 to February 2007	-	SR: -0.38 LR: -0.3176	SR: 0.21 LR: 0.53	-
Silva et al. (2009)	2001 to 2006	0.049	-0.945*	0.154**	-
	2003 to 2006	0.611*	-1.5*	0.37*	-
Iooty et al. (2009)	1970 to 2005	1.503	-3.848	1.188	-
Bacchi (2009)	July 2001 to August 2006	-0.103	-0.101	0.412	-
Gomez (2010)	January 2000 to December 2008	0.20	-0.46	-0.21	-
Vilela and Pinto Júnior (2010)	July 2001 to December 2008	Nd	SR: -0.514** LR: -0.47	nd	
Farina et al. (2010)	January 2002 to August 2009	0.28	-0.63	-	-
Souza (2010)	July 2001 to August 2006	-0.20***	-0.29*	0.077**	1.14†
	September 2006 to December 2009	0.16*	-0.37†	0.327†	0.292†
Santos (2013) <sup>a</sup>	July 2001 to December 2010	SR: 0.1* LR: 0.293*	SR: -0.399* LR: -1.186*	SR: 0.176* LR: 0.523*	-

Notes: SR – Short Run elasticity; LR – Long Run elasticity.

\* Denotes statistical significance at 5% level.

\*\* Denotes statistical significance at 10% level.

\*\*\* Denotes statistical significance at 20% level.

† Implies statistically insignificant.

---

## INSERÇÃO INTERNACIONAL DO SETOR CALÇADISTA DAS REGIÕES NORDESTE E SUL DO BRASIL: DINÂMICA DAS EXPORTAÇÕES (2005-2015)

### International insertion of the footwear sector in Brazil's northeast and south regions: exportation dynamics (2005-2015)

**Francisco Laercio Pereira Braga**

Economista. Especialista em Economia e Gestão em Saúde pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e Mestre em Economia Rural (UFC). Professor da Universidade Estadual do Ceará (UECE) no Centro de Estudos Sociais Aplicados (Cesa). laercio.braga@uece.br

**Luciana Girão de Vilhena**

Economista. Mestre em Economia Rural (UFC). Professora da UECE/CESA. girao.luciana@gmail.com

**Brenno Buarque de Lima**

Graduando em Administração de Empresas (UECE). brenno\_buarque@hotmail.com

**Resumo:** O artigo analisa a inserção do setor de calçados das regiões Nordeste e Sul do Brasil no comércio exterior, notadamente dos estados do Ceará e do Rio Grande do Sul, no período entre 2005 e 2015. Para tanto, foram empregados indicadores de comércio exterior, tais como saldo da balança comercial, corrente de comércio, taxa de cobertura relativa das importações, *market-share*, coeficiente de especialização relativa, contribuição ao saldo da balança comercial e índice de competitividade revelada. Os resultados apontam ganho de competitividade no mercado externo dos calçados nordestinos em detrimento da região Sul do país. No entanto, as duas regiões apresentam participações expressivas no comércio brasileiro. Os setores calçadistas cearense e gaúcho contribuíram para o saldo total dos respectivos setores regionais e demonstraram possuir competitividade revelada na década observada, destaca-se que o setor cearense vem aumentando gradativamente, enquanto o setor gaúcho registrou queda a partir do ano de 2010. O desempenho registrado pelo setor analisado de ambas as regiões pode ser determinado pelo processo de relocação do parque calçadista e pelas políticas estaduais, principalmente dos estados nordestinos, de atração de empresas desse setor industrial.

**Palavras-chave:** Calçados; Comércio exterior; Competitividade revelada.

**Abstract:** The article analyzes the insertion on the foreign trade of the footwear sector of Northeast and Southern regions of Brazil, notably in Ceará and Rio Grande do Sul states, between 2005 and 2015. The foreign trade indicators used were trade balance, relative import coverage ratio, market share, relative specialization coefficient, contribution to the balance of trade balance and revealed competitiveness index. The results reveals increasing competitiveness in the external market of Northeastern footwear, contrasting with its detriment in the Southern region of the country. However, both regions have significant participation in the Brazilian trade. The footwear sector from both Ceará and Rio Grande do Sul states contributed to the total balance of its respective regional sectors, showing a competitiveness revealed in the observed decade, which is highlighted by its gradual increase in Ceará, in contrast with a fall recorded in the Rio Grande do Sul sector from 2010. The performance registered in the footwear sector from both regions occurred due to the relocation process of the footwear park, besides state policies adopted mainly in the Northeastern states, which attracted major companies of this industrial sector.

**Keywords:** Footwear; Foreign trade; Competitiveness revealed.

## 1 INTRODUÇÃO

As transformações ocorridas no cenário nacional a partir da década de 1990, como abertura comercial e financeira, submeteram as empresas brasileiras a um processo de reestruturação produtiva, as quais passaram a investir mais em pesquisa e desenvolvimento e a buscar regiões onde pudessem obter condições melhores para produção com custos mais baixos, principalmente aqueles relacionados à força de trabalho. Nesse contexto, iniciou-se um movimento de transferência regional do parque calçadista brasileiro, caracterizado pela migração de empresas produtoras de regiões até então tradicionais, notadamente Sudeste e Sul do Brasil, para regiões que oferecessem condições adequadas à produção dirigida ao mercado externo, no caso, a região Nordeste do Brasil, onde as empresas conseguiriam encontrar condições mais favoráveis de financiamento, incentivos fiscais e menores custos de trabalho (GARCIA, 2010).

Atualmente, o setor brasileiro de calçados é um dos segmentos mais tradicionais da indústria de bens de consumo e que ganhou maior representatividade na pauta exportadora do país a partir do final dos anos de 1990 e ao longo dos anos 2000, o qual empregou quantidade expressiva de trabalhadores nos principais estados produtores (SILVA FILHO, 2013). Dada a conjuntura econômica nacional, aliada ao enfrentamento da competitividade asiática e ao processo de desindustrialização brasileira, rumo à reprimarização da pauta exportadora, a balança comercial do setor vem em uma tendência de queda desde 2007 e intensificou este processo nos anos de 2014 e 2015. A queda das exportações é reflexo da desaceleração da renda mundial e diminuição da demanda de calçados brasileiros frente ao aumento das importações nacionais desse produto (abicalçados, 2016).

Destarte, o artigo objetiva analisar a inserção do setor de calçados das regiões Nordeste e Sul do Brasil no comércio exterior, no período compreendido entre 2005 e 2015, focado nos dois principais estados com maior participação no setor de cada região, no caso, o Ceará e o Rio Grande do Sul, respectivamente. Para atingir o objetivo, utilizou-se os indicadores de competitividade revelada para, então, identificar o contorno da trajetória do comércio externo das regiões e dos estados sele-

cionados e as mudanças quantitativas e qualitativas relevantes na pauta exportadora.

O estudo comparativo da performance do comércio externo das duas regiões do Brasil justifica-se, primeiramente, pelo crescimento relevante e recente da participação do setor calçadista nordestino, que chegou, em 2015, a representar cerca de 40% das exportações de calçados brasileiros. Some-se a isto, o fato da participação histórica e representativa do setor de calçados sulista nas vendas externas de calçados nacionais (40%), um dos mais importantes fabricantes de calçados do país, mas que vem perdendo participação no cenário nacional (BRASIL, 2016). Outro fator que motivou o estudo orientado às regiões à epígrafe, refere-se ao processo de desconcentração industrial do setor calçadista na Região Sudeste e, principalmente, no Sul do Brasil, que impulsionou a ampliação do parque industrial calçadista da região Nordeste. Assim, dados os objetivos e as motivações para realizar pesquisa nesta temática, a expectativa é que, ao final, os resultados mostrem quais dessas regiões e estados estão se fortalecendo ou retraindo-se, no que se refere ao comércio internacional de calçados brasileiros.

O artigo inicia-se com resgate teórico do comércio internacional e teoria das vantagens comparativas. Em seguida, são apresentados os aspectos metodológicos adotados, com destaque aos indicadores de competitividade revelada, utilizados para produção dos resultados do trabalho. Na terceira seção, é apresentado o panorama regional do comércio externo brasileiro do setor de calçados, em particular, com foco na dinâmica dos setores cearense e gaúcho. Por fim, estão as notas conclusivas.

## 2 COMÉRCIO INTERNACIONAL E TEORIA DAS VANTAGENS COMPARATIVAS

Os primeiros debates sobre o comércio internacional surgiram da necessidade de explicação das trocas internacionais, bem como uma alternativa para as economias aproveitarem eficientemente os seus fatores produtivos. Adam Smith (1937) desenvolveu a teoria das vantagens absolutas, sendo ela base para a teoria do comércio internacional, demonstrando as vantagens da livre troca e o ganho importante que os parceiros das trocas obtinham diante da abertura ao exterior. Para ocorrência de tais ganhos, bastaria que os países parceiros se especializassem na produção dos bens que detives-

sem maior vantagem absoluta em termos de custos (ou produtividade), isto é, as economias deveriam produzir e exportar os bens que fossem obtidos com maiores produtividade e eficiência e, em contrapartida, importar bens em que os outros países fossem melhores nesses quesitos (mais especializado).

Conforme apontado por Smith (1937), as nações que interagissem no mercado internacional deveriam especializar-se na produção da *commodity* que produzissem com maior vantagem absoluta e trocar parte de sua produção por aquela produzida com menor desvantagem absoluta. Por conseguinte, David Ricardo (1982) aprimorou a teoria de Smith e apresentou a teoria convencional do comércio internacional, baseado no modelo de vantagens comparativas, o qual é capaz de identificar a estrutura produtiva do país e as causas dos ganhos do comércio. Ricardo mostra, assim, que os países que não possuem vantagens absolutas também se beneficiam dos ganhos do comércio internacional ao produzir de acordo com o custo de oportunidade relativo dos seus produtos.

De acordo com Krugman, Obstfeld e Melitz (2015), as vantagens comparativas são influenciadas pela abundância relativa dos fatores de produção e pela intensidade relativa com a qual tais fatores são utilizados na produção de bens. Contudo, defendem que a troca internacional não resulta somente dessa vantagem comparativa, mas também dos rendimentos crescentes de escala e das economias internas e externas, pois estimulam os países a se especializarem e a comercializarem entre si, mesmo não havendo diferenças entre os países no que refere aos recursos ou à tecnologia.

Assim, em geral, as economias externas de escala levam a ganhos de comércio internacional acima daqueles referentes à vantagem comparativa. As economias de escala, que podem ser internas ou externas, proporcionam aos países um incentivo para especializarem-se e negociarem no mercado, mesmo com ausência de diferenças nos recursos ou tecnologia entre os países (KRUGMAN; OBSTFELD; MELITZ, 2015).

De acordo com Lopes e Filho (2012), a existência de economias de escala implica na redução dos custos médios de longo prazo das empresas e possibilita a ampliação da capacidade produtiva. Por sua vez, tal fato dificulta a entrada de outras empresas no mercado, pois essas precisariam iniciar as suas operações com escala produtiva mínima,

isto é, com custo médio semelhante aos dos seus concorrentes.

Diante das discussões referentes às teorias de comércio, Lopes et al. (2013) coloca que Michael Porter traz à luz um conceito mais realista e moderno no que diz respeito à explicação do comércio internacional. Na visão de Michael Porter (1989), a defesa da vantagem competitiva consiste na utilização da microeconomia para a explicação do desempenho econômico das nações, abordando os motivos que levam algumas nações a se destacarem mais que outras em determinadas indústrias e mercados, tais como: mercados segmentados, produtos diferenciados, diversidades tecnológicas e economias de escala. Ou seja, o autor propõe que a vantagem competitiva está relacionada, primeiramente, com aspectos de gestão das empresas, como inovação, seguido de diferentes conceitos como estratégia, economia de escala e tecnologia.

Diante desse panorama, o comércio internacional ganha relevância no campo da literatura econômica, principalmente na explicação do surgimento de oportunidades no mundo globalizado. Com a intensificação do processo de globalização financeira, produtiva e econômica, o comércio entre as nações tornou-se cada vez mais acentuado, influenciando o bem-estar da sociedade e o crescimento regional. Destarte, as empresas dentro desse processo apresentam maiores ganhos de escala por estarem expostas à concorrência de um mercado mais amplo (ARAÚJO; SOARES, 2011).

Portanto, surgem na literatura sobre comércio internacional, as teorias de crescimento e desenvolvimento regional que abordam as relações da região com o exterior. Para Polèse (1998), são as atividades de exportação que proporcionam a prosperidade regional. Dessa forma, regiões expostas à influência do comércio internacional podem potencializar a capacidade de vender suas mercadorias através do ganho de competitividade.

De acordo com Gasques e Conceição (2002), o crescimento das vendas dos produtos de uma determinada região no mercado externo seria uma provável consequência da competitividade, o que representa a capacidade de produzir bens igualando ou superando os níveis de eficiência observáveis em outras economias. Contudo, o conceito de competitividade envolve muitos outros aspectos que estimulam ou impedem tanto o bom desempenho das exportações de produtos, como de regiões econô-

micas específicas, tais como: as políticas cambial e comercial, a eficiência dos canais de comercialização e dos sistemas de financiamento, acordos internacionais e estratégias de firmas transnacionais.

Nesta perspectiva, Haguenaer (2012) indica que o desempenho das exportações de um setor (indústria) de um país, em especial, seria competitivo se ocorresse, primeiro, ampliação da participação na oferta internacional dos produtos oriundos desse setor ou indústria e, segundo, elevação do padrão de vida de sua população. Assim, a competitividade pode ser estudada a partir dos resultados obtidos pelos conjuntos específicos de produtos exportados por uma economia em determinado período de tempo.

Em 1965, Bela Balassa utilizou o conceito de vantagem comparativa revelada para analisar e aferir o nível competitivo de um país. Segundo Siqueira e Pinha (2011), o conceito proposto por Balassa é um dos métodos mais utilizados para determinação da competitividade, pois considera o desempenho relativo das exportações de uma economia e permite a identificação dos padrões de comércio existentes. Portanto, a identificação de setores ou produtos de regiões diferentes, que detêm vantagem comparativa revelada no mercado internacional, possibilita a formulação de estratégias de crescimento e estímulos eficientes de inserção.

## 2.1 O setor calçadista brasileiro: o processo de realocação industrial

No Brasil, o processo de localização industrial que se iniciou nos anos de 1960 e 1970, fomentado pelos incentivos da Superintendência para o Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), retorna ao cenário nacional nos anos de 1990 dada a alta concorrência do setor de fabricação de calçados (FERNANDES, 2010). Assim, na década de 1970, ocorreu um movimento de transferência regional do parque calçadista brasileiro, caracterizado pela migração de empresas de regiões até então produtoras tradicionais, notadamente, Sudeste e Sul do Brasil, para regiões que oferecessem condições adequadas à orientação da produção voltada ao mercado externo, neste estudo, a região Nordeste.

Na verdade, verifica-se que o movimento de realocação do setor calçadista ocorrido no Brasil acompanhou o processo de internacionalização da produção desde o final dos anos de 1960 em âmbito internacional, no qual presenciou-se o des-

locamento desse ramo de fabricação dos Estados Unidos e da Europa Ocidental para países em desenvolvimento. E, mais uma vez, nota-se que essa mudança estava associada, principalmente, aos custos de produção vinculados à força de trabalho (LIMA; BORSOI; ARAÚJO, 2011).

Deste modo, a descentralização da produção de calçados no país foi marcada pela instalação de unidades industriais no Nordeste do país em função dos benefícios fiscais oferecidos, além de abundância de mão de obra a menores custos. A região nordestina possuía, ainda, menor taxa de rotatividade e proximidade com mercado consumidor americano e europeu, os quais se constituíram como fatores importantes para alavancar a competitividade (MOTTA; AMATO NETO, 2000).

Com a realocação industrial, as regiões que receberam investimentos do parque calçadista fizeram com que os estados beneficiados com esse processo se destacassem, primeiramente, nas exportações nacionais do setor e, segundo, na geração significativa no volume de empregos. Paralelamente, a intensificação da concorrência internacional no mercado nacional, mudanças nos padrões de demanda e inversão do regime Fordista de produção para o modelo flexível fizeram com que as empresas, em especial as calçadistas, buscassem estratégias de internacionalizar suas atividades para conseguir elevar competitividade e aumentar suas janelas de oportunidades no mercado internacional (FERNANDES, 2010).

Entre 1990 e 2007, a indústria de calçados nacional apresentou taxas de crescimento inferiores às da indústria de transformação e perda de competitividade em nível nacional, pois não acompanhou o crescimento das exportações totais do Brasil. Com o processo de realocação do parque calçadista brasileiro, o setor nacional começou a registrar ganho de competitividade, principalmente para empresas situadas no Nordeste (MOREIRA; CASTRO, 2011). No período completo 2005-2015, o saldo da balança comercial brasileira apresentou tendência de queda a partir de 2007, como reflexo da redução das exportações de calçados e aumento das importações brasileiras desse produto. Consequentemente, o volume de comércio referente ao setor de calçados do Brasil com o resto do mundo caiu no período, o qual revelou perda de mercado externo (BRASIL, 2016).

Entretanto, na década de 2000, registrou-se uma redução relativa da importância do baixo cus-

to salarial como determinante da competitividade do setor calçadista no Brasil, em favor de fatores como qualidade, *design* e prazos de entrega. Além disso, como o calçado é um produto sujeito às variações da moda, a diferenciação do produto e a capacidade das empresas em captar os sinais de mercado são atributos que têm assumido papel importante na determinação da competitividade desse setor (GARCIA, 2001).

Portanto, uma das características acentuadas da produção de calçados brasileiros, que deve ser posta em evidência, é o fato de que os sapatos brasileiros não são vendidos ao exterior. Na verdade, são comprados por grandes importadores e vendidos com a marca dos produtores locais do país estrangeiro. Desse modo, apesar de quase sempre os calçados brasileiros exportados levarem a marca “*made in Brazil*”, estes, no início dos anos 2000, não eram identificados como produtos brasileiros, pois não levavam o nome do fabricante e sim o do atacadista importador, sendo, portanto, um ponto que trazia considerável fragilidade para o setor (GORINI; CORREA, 2000).

A estrutura produtiva tradicional do setor de calçados brasileiro pode ser representada em dois polos importantes do país: primeiro, o Vale dos Sinos, localizado no Rio Grande do Sul e especializado na produção de calçados femininos e, segundo, Franca, no estado de São Paulo, cuja especialidade é na produção de calçados de couro masculino. No entanto, outros estados despontaram, também, como tradicionais na produção do setor, tais como Santa Catarina e Minas Gerais (LOURENÇO; BERTANI, 2009). O estado do Ceará, no contexto produtivo mais recente, vem ocupando posição de destaque no cenário nacional, reflexo do processo de migração das empresas calçadistas do eixo Sul e Sudeste (LIMA; BORSOI; ARAÚJO, 2011).

### 3 NOTAS METODOLÓGICAS

#### 3.1 Origem dos dados

A fonte das informações utilizadas para o cálculo dos indicadores de comércio externo brasileiro/regional foi o Ministério da Indústria e Comércio (MDIC), através do sistema AliceWeb, o qual classifica os setores em dois dígitos (01 a 99) e segue a metodologia da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM). Aqui foi analisado, particularmente, o

comércio do setor 64, o qual corresponde a calçados, polainas e artefatos semelhantes, e suas partes.

#### 3.2 Regiões de estudo e método de análise

O comportamento das exportações e importações no período referido entre as regiões e o mundo desenvolve-se a partir dos seguintes passos:

- Performance da evolução do panorama geral do comércio do setor de calçados brasileiros com mercado mundial, por meio do comportamento das exportações e importações;
- Participação nacional das exportações e importações das regiões do País, identificando, assim, a representatividade das mesmas no cenário nacional;
- Análise dos resultados dos indicadores de competitividade revelada entre 2005 e 2015.

As teorias das vantagens comparativas foram abordadas ao longo da história econômica, com uma gama de estudos que identificam e quantificam indicadores de competitividade de países, regiões, setores e produtos. Bela Balassa, em 1965, seguiu a teoria clássica do comércio internacional de David Ricardo, utilizando o índice de vantagens comparativas reveladas (VCR) para verificar e medir o nível competitivo ou as vantagens comparativas de um país a partir dos dados de preços pós-comércio, ou seja, dados observados *ex post* ao comércio (SIQUEIRA; PINHA, 2011).

A exposição da evolução do comércio externo do setor de calçados nacional e regional dá-se através do saldo da balança comercial, corrente de comércio e de indicadores de competitividade revelada, a saber: coeficiente de especialização das exportações e importações, *market share* (MS), taxa de cobertura relativa das importações (TCM), participação do saldo comercial por produto ou setor *s* de uma Região *i* na média da corrente de comércio da Região *j* ( $P_{ij}$ ), coeficiente de especialização relativa (CSR), contribuição ao saldo da balança comercial e índice de competitividade revelada (ICR).

O coeficiente de especialização (CSX) das exportações expressa a participação das exportações do setor *s* no total da pauta das exportações da economia *i* ou no total da pauta do setor *s* da economia *j* (BALASSA, 1977). De forma complementar, utilizou-se a análise das importações (CSM).

O indicador de *market share* (MS) avalia a participação da corrente de comércio mundial do

setor  $s$  da economia  $i$  no volume de comércio mundial do setor  $s$  da economia  $j$ , expresso como:

$$MS_{ij} = \frac{X_{si} + Ms_i}{X_{sj} + Ms_j} \quad (1)$$

Onde:  $MS_{ij}$  = *Market-share* do setor  $s$  da economia  $i$  na corrente de comércio do setor da economia  $j$ ;  $X_{si} + Ms_i$  = volume de comércio mundial do setor  $s$  da economia  $i$ ; e  $X_{sj} + Ms_j$  = volume de comércio mundial do setor  $s$  da economia  $j$ .

Outro indicador importante para análise da competitividade diz respeito à participação do saldo comercial por produto ou setor  $s$  de uma região  $i$  na média da corrente de comércio da região  $j$  ( $P_{ij}$ ). Este indicador irá revelar se a região  $i$  é um exportador ou importador líquido no período. Se o valor do indicador for maior que a unidade, significa que a região é exportadora líquida, caso contrário será importadora líquida (GASQUES; CONCEIÇÃO, 2002). A fórmula é dada por:

$$P_{ij} = 100 * \left[ \frac{(X_{si} - Ms_i)}{X_j + M_j} \right] \quad (2)$$

Onde:  $X_{si} - Ms_i$  = saldo comercial do setor  $s$  na região  $i$ .

O coeficiente de especialização relativa (CSR) exprime a relação entre a importância das exportações do setor  $s$  no total da economia  $i$  e a importância das exportações do setor  $s$  da economia  $j$ , no total das vendas da economia  $j$ . Caso o  $CSR > 1$ , significa que a economia  $i$  é relativamente mais especializada nas exportações do setor  $s$ , apresentando, portanto, vantagem comparativa. Ou seja, o setor  $s$  da economia  $i$  contribui, proporcionalmente, mais para as exportações da economia  $j$  (ou nacionais) do que a economia  $i$  contribui para o total das exportações da economia  $j$ , expresso por:

$$CSR_{estreg} = \frac{X_{si}/X_{toti}}{X_{sj}/X_{toj}} \quad (3)$$

Onde:  $X_{si}$  = exportações do setor  $s$  da economia  $i$ ;  $X_{toti}$  = total das exportações da economia  $i$ ;  $X_{sj}$  = Exportações do setor  $s$  na economia  $j$ ;  $X_{toj}$  = exportações totais da economia  $j$ .

A taxa de cobertura relativa das importações (TCM) é uma medição de vantagens comparativas reveladas que contempla, também, o comportamento das importações. Quando este indicador for maior que a unidade para o setor  $s$  da economia  $i$ , identifica-se vantagem comparativa em termos de cobertura das importações mediante ao setor  $s$  da economia  $j$ . As exportações dessa economia  $i$  teriam dimensão maior diante de suas importações ao se compararem com a mesma relação para a economia  $j$ , onde:

$$TCM_{ij} = \frac{X_{si}/Ms_i}{X_{sj}/Ms_j} \quad (4)$$

Onde:  $M_{si}$  = importações do setor  $s$  na economia  $i$ ;  $M_{sj}$  = importações do setor  $s$  na economia  $j$ .

O indicador de contribuição ao saldo da balança comercial (CSBC) também mede vantagens comparativas reveladas pelo comércio exterior das economias. É uma comparação do saldo comercial observado de uma determinada economia  $i$  com o que seria obtido se o saldo comercial global da economia  $j$  estivesse, proporcionalmente, ponderado pela participação do total do comércio da economia  $i$  no total do comércio da economia  $j$ , distribuído entre as diversas economias (LAFAY, 1990).

Sendo o resultado positivo, a economia  $i$  em questão contribui acima do esperado, teoricamente, e sendo negativo revelaria desvantagem comparativa. Este indicador é também utilizado para medir a contribuição em nível de setor  $s$ , obedecendo a lógica da expressão abaixo:

$$CSBC_{si} = 100 * \left( \frac{(X_{si} - Ms_i)}{2(X_j + M_j)} \right) - 100 * \left( \frac{X_{si} - Ms_i}{1/2(X_j + M_j)} * \frac{X_{si} - Ms_i}{(X_j + M_j)} \right) \quad (5)$$

Em relação à vantagem comparativa revelada (VCR) acrescenta-se, ainda, todas as informações acerca das relações comerciais entre a região ou economia  $i$ . Desta maneira, têm-se informações tanto relativas às exportações como às importações para o cálculo do índice, ou seja, o indicador leva em consideração as exportações do produto e as suas importações. O índice é calculado da forma que se segue:

$$VCR = \ln \left[ \frac{\left( \frac{X_{si}}{X_{sr}} \right)}{\left( \frac{X_{mi}}{X_{mr}} \right)} \middle/ \frac{\left( \frac{M_{si}}{M_{sr}} \right)}{\left( \frac{M_{mi}}{M_{mr}} \right)} \right] \quad (6)$$

Onde:  $k$  = setor/produto analisado;  $r$  = conjunto de todas as regiões ou economias (-) a região ou economia  $i$ ;  $m$  = agregado de todos os produtos (-) o setor/produto  $s$ ;  $i$  = região ou economia analisada.

Se os resultados obtidos forem:  $VCR = 0$ , tem-se neutralidade da região ou economia  $i$ ; com  $VCR > 0$ , a região ou economia  $i$  apresenta vantagem comparativa no comércio do setor  $s$ ; e se  $VCR < 0$ , tem-se o caso contrário (VOLLRATH, 1989, *apud* SILVA FILHO, 2013)

#### 4 CONSIDERAÇÕES SOBRE O COMÉRCIO EXTERIOR DO SETOR DE CALÇADOS BRASILEIRO E REGIONAL

Três fatores ocorridos nas décadas de 1990 e 2000 vêm influenciando o desempenho do conjunto de setores brasileiros no mercado internacional. O primeiro refere-se ao processo de abertura comercial brasileira nos anos de 1990, implantação do Plano Real (1994) e a valorização da moeda brasileira que, em conjunto, fizeram com que muitas empresas nacionais passassem por um forte processo de reestruturação produtiva acompanhado da redução da participação do país no comércio internacional. O segundo fator diz respeito aos efeitos da crise de 2008, que fez com que ocorresse desaquecimento da indústria brasileira, principalmente nos setores direcionados ao mercado externo. E, por último, tem-se o crescimento da competição asiática no mercado internacional no mesmo período.

Na segunda metade dos anos 2000, o comércio externo brasileiro teve as estruturas de suas pautas modificadas significativamente. A pauta exportadora caminhou na direção dos produtos básicos, com parcelas cada vez mais importantes em detrimento dos produtos industrializados, notadamente, bens de capital e os bens de consumo. Paralelamente, presenciou-se crescimento dos preços dos produtos básicos exportados pelo país no mercado mundial entre 2006 e 2008, retraindo-se em 2009, como efeito da crise internacional. Do lado das importações, os produtos industrializados ganharam

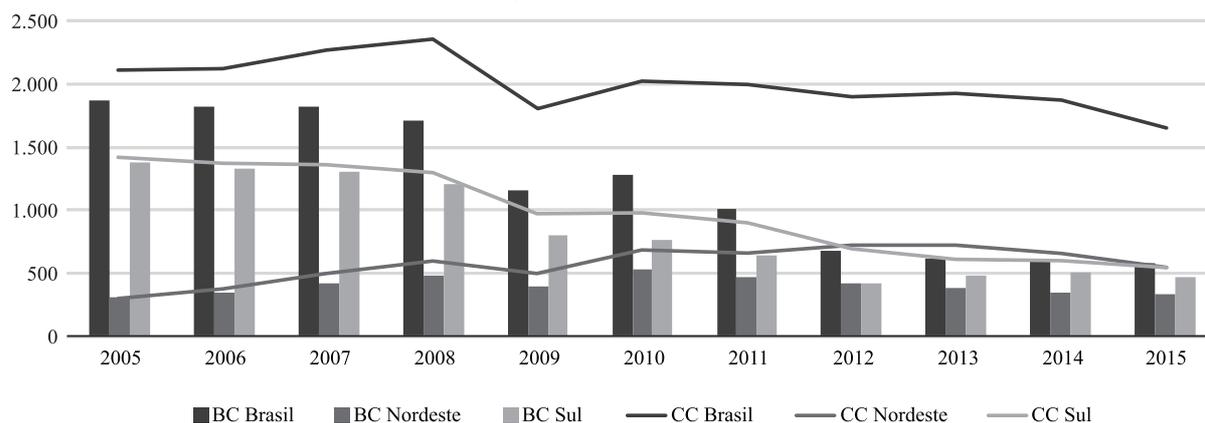
espaço e foram os manufaturados os responsáveis pelo movimento, em especial, os bens de capital e os bens de consumo (MELO; BRAGA; HOLANDA, 2014).

Em relação ao setor calçadista nacional, notou-se, desde a segunda metade dos anos de 1990, um comportamento cíclico acentuado com a maior taxa de crescimento já presenciado no cenário brasileiro (SILVA FILHO, 2013). Contudo, na década seguinte, o setor registrou queda nas exportações e, em seguida, crescimentos inexpressivos em alguns anos. O setor ganhou destaque nesse período devido à reestruturação produtiva nacional e à realocação das empresas em outras regiões do país, que foram atraídas, principalmente, pela proximidade do mercado consumidor, mão de obra abundante, custos relativamente menores e incentivos fiscais.

Desta maneira, os resultados levantados no período de 2005 a 2015 mostraram as transações comerciais que o país e as regiões mantiveram com o resto do mundo e a possível ocorrência de modificação expressiva na inserção do setor calçadista no mercado internacional. Assim, notou-se, primeiramente, que a balança comercial brasileira do setor vem em uma tendência de queda desde 2007, reflexo da queda na ordem de 44% das exportações de calçados brasileiros e aumento de 340% das importações nacionais desse produto. Em termos de valores monetários, percebeu-se que o volume de comércio do país com o resto do mundo também registrou uma expressiva queda de 22% no período, revelando perda de mercado externo e menor relação com o mesmo (Figura 1).

Em relação às regiões Nordeste e Sul do Brasil, o saldo da balança comercial da primeira elevou-se em 9% entre as pontas da série, enquanto o saldo comercial da região Sul caiu 69%, entre 2005 e 2015, puxado pelo crescimento das importações e queda no valor exportado do setor sulista. Outro fato importante que deve ser mencionado refere-se ao crescimento das importações nordestinas de calçados nesse período, ou seja, revelando dependência do mercado internacional de um setor tradicionalmente importante. Em relação à corrente de comércio, o Nordeste vem apresentando crescimento, enquanto a corrente sulista registrou queda nítida, desde 2008, e intensificou-se a partir de 2012.

Figura 1 – Brasil e Regiões selecionadas - saldo da balança comercial e corrente de comércio do setor calçadista (2005-2015) (US\$ milhão)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Ao observar a participação do comércio mundial das exportações do setor regional no comércio mundial brasileiro de calçados (MS) (Equação 1), verifica-se que a região nordestina aumentou expressivamente a sua participação (126%), pois subiu de um *market-share* de 14,6%, no início da série, para 33,1% em 2015. Esse ganho revela a competitividade adquirida no mercado externo dos calçados nordestinos em detrimento da perda de mercado da região Sul, que reduziu 51% a participação no comércio mundial do setor brasileiro (Tabela 1).

No que diz respeito ao indicador de participação do saldo na média da corrente de comércio do País ( $P_{ij}$ ) (Equação 2), nota-se, mais uma vez, que os calçados nordestinos aumentaram a participação, enquanto o setor sulista perdeu. Contudo, deve-se ressaltar que as duas regiões apresentam participações significativas na média do volume de comércio brasileiro com o resto do mundo, o qual mostra que ambas foram exportadoras líquidas de calçados durante toda década analisada.

Tabela 1 – Regiões selecionadas: market-share e participação do saldo na média da corrente de comércio do País (2005-2015)

	MS										
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Nordeste	14,6%	17,7%	21,8%	25,5%	27,8%	33,6%	32,6%	37,6%	37,0%	35,0%	33,1%
Sul	67,2%	64,7%	59,9%	54,9%	53,2%	48,6%	45,1%	36,6%	31,9%	31,7%	33,1%

	$P_{ij}$										
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Nordeste	28,6	32,3	37,0	41,0	43,3	52,0	47,1	43,2	39,4	36,2	39,7
Sul	891,8	705,9	526,8	400,1	316,4	224,1	194,2	115,3	133,2	154,7	168,0

Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

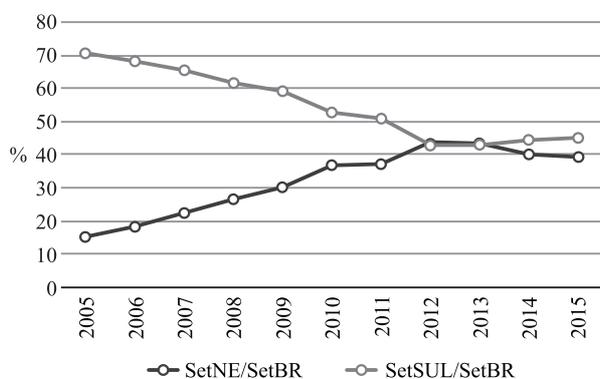
Moreira e Castro (2011) apontam que a fabricação terceirizada é um fato importante para manutenção de fatias no mercado internacional, pois os produtos saem das fábricas localizadas em outros países, com etiquetas de marcas brasileiras, e direcionam-se para outros mercados ou, até mesmo, retornam para o mercado brasileiro.

Dentro deste panorama, é possível verificar como as regiões enfrentaram os diversos fatores que influenciaram o mercado nacional. A região Nordeste e Sul obtiveram comportamentos inversos no

que diz respeito à participação das exportações do setor de calçados nas vendas nacionais do produto (CSX). Ou seja, enquanto os calçados nordestinos apresentaram crescimento nas vendas brasileiras, saindo de 15%, em 2005, para 39% em 2015, os calçados sulistas perderam 36% de participação nas exportações brasileiras no mesmo período (Figura 2). As participações das importações regionais nas compras brasileiras (CSM) comportaram-se, também, de maneira inversa, com crescimento da parti-

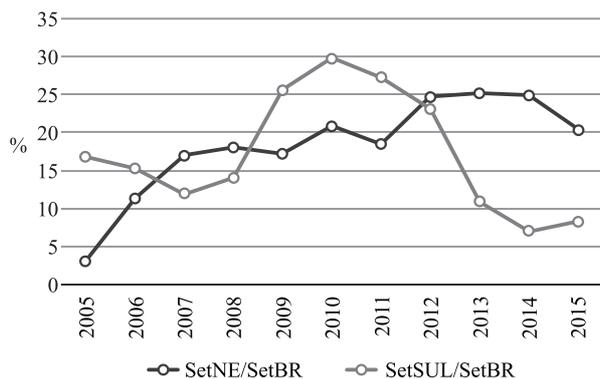
cipação das compras nordestinas em detrimento da participação das importações sulistas (Figura 3).

Figura 2 – Regiões selecionadas: coeficiente de especialização das exportações de calçados (2005-2015)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Figura 3 – Regiões selecionadas: coeficiente de especialização das importações de calçados (2005-2015)

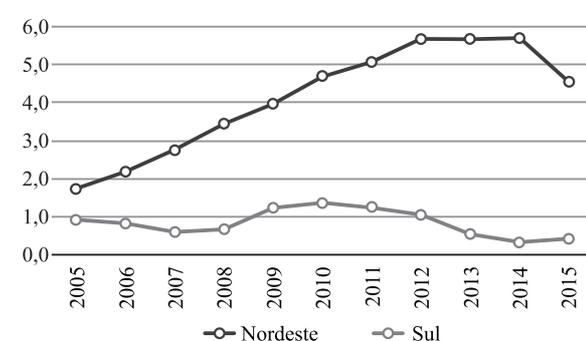


Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Pela análise do coeficiente de especialização relativa, nota-se que a região Nordeste se mostrou mais especializada nas exportações do setor de calçados do que o Brasil, com indicador CSR elevando-se de 1,73 (Equação 3), em 2005, para 4,51 no último ano. Tal fato revela que o setor nordestino contribuiu, proporcionalmente, mais para as exportações brasileiras de calçados, do que a Região contribuiu para as vendas totais brasileiras. A região Sul, por sua vez, mostrou-se menos especializada, com indicador menor que a unidade (Figura 4). Já com relação à taxa de cobertura relativa das importações (Equação 4), constatou-se que as duas regiões possuem vantagem comparativa ao longo dos anos, contudo, a taxa nordestina caiu a partir de 2005,

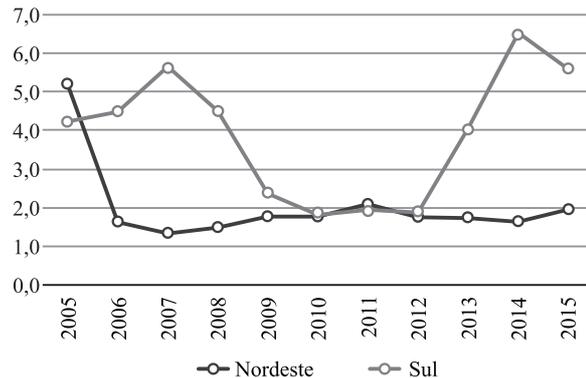
mantendo-se, porém, ainda com vantagem em 2015 (Figura 5).

Figura 4 – Regiões selecionadas: coeficiente de especialização relativa do setor calçadista (2005-2015)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Figura 5 – Regiões selecionadas: taxa de cobertura relativa das importações do setor calçadista (2005-2015)

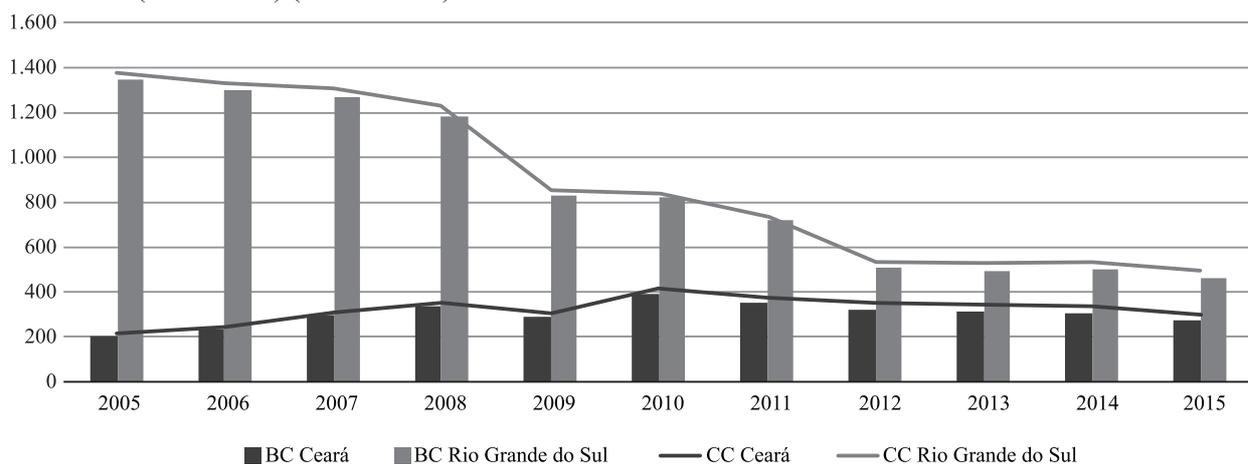


Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

#### 4.1 Perspectiva estadual e dinâmica setorial

Os dois principais estados exportadores de calçados das regiões Nordeste e Sul, a partir dos anos 2000, foram Ceará e Rio Grande do Sul, respectivamente. Entre os anos de 2005 e 2015. As exportações de calçados cearenses obtiveram uma taxa média anual de crescimento de 3%, enquanto as importações registraram aumento médio anual de 22%. No entanto, o saldo da balança comercial do setor cearense conseguiu registrar um percentual médio de crescimento de 3% ao longo da série, enquanto o setor sulista veio no movimento inverso, com reduções significativas nas exportações, importações, saldo da balança comercial e corrente de comércio, o qual aparenta revelar uma perda de mercado externo (Figura 6).

Figura 6 – Ceará e Rio Grande do Sul: saldo da balança comercial e corrente de comércio do setor calçadista (2005-2015) (US\$ milhão)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Nota: BC: Balança Comercial; CC: Corrente de comércio.

Deve ser ressaltado que o setor calçadista do Rio Grande do Sul passou por grandes mudanças na década de 2000, principalmente no que se refere ao seu potencial gerador de divisas. O setor gaúcho, que sempre mereceu atenção especial, perdeu participação no mercado externo devido aos fatores como concorrência interna e externa, flutuações de câmbio e a saída de muitas empresas do setor regional em busca de menores custos de produção (LOPES, 2014).

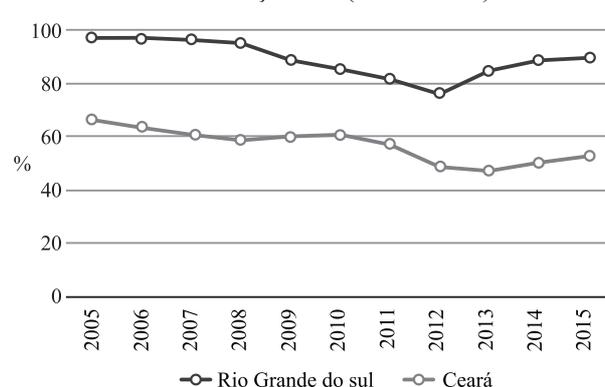
Um exemplo desse processo de realocização que ocorreu na economia brasileira pode ser exemplificado no caso da fabricante de calçados Azaleia, que fechou unidades no Rio Grande do Sul para concentrar sua produção na região Nordeste e, até mesmo, em outros países. Assim, a empresa domina uma parcela significativa da produção de calçados brasileiros e está localizada na região nordestina (MOREIRA; CASTRO, 2011).

Alguns fatores que dificultavam o comportamento do setor gaúcho foram identificados através de pesquisa realizada com empresas do setor no Vale dos Sinos, no qual percebeu-se a crescente diminuição do número de empresas e de empregos, além de perda de produtividade das empresas (LOPES, 2014). Um fator complicador para o setor, no estado sulista, é a diferença de preço médio do calçado gaúcho em relação ao calçado brasileiro.

Assim, a participação do comércio mundial das exportações estaduais de calçados no comércio mundial dos calçados regionais (MS) (Equação 1), revela que os dois estados perderam es-

paços no comércio mundial de suas respectivas regiões, mas ainda participam expressivamente dos mesmos ao longo da década observada (Figura 7).

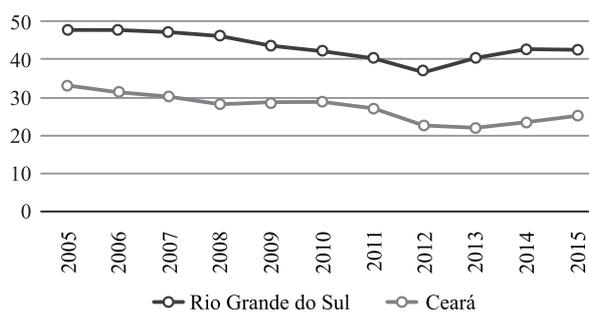
Figura 7 – Estados selecionados: market-share do setor calçadista (2005-2015)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Em relação ao indicador de participação do saldo na média da corrente de comércio do País ( $P_{ij}$ ) (Equação 2), notou-se que o saldo da balança comercial dos calçados gaúchos detém parcelas expressivas de participações na média do volume de comércio da região Sul, o que revela a importância do setor estadual para o comércio regional. Deve-se ressaltar, ainda, que, no geral, os dois estados selecionados apresentaram participações significativas na média do volume de comércio regional no período (Figura 8).

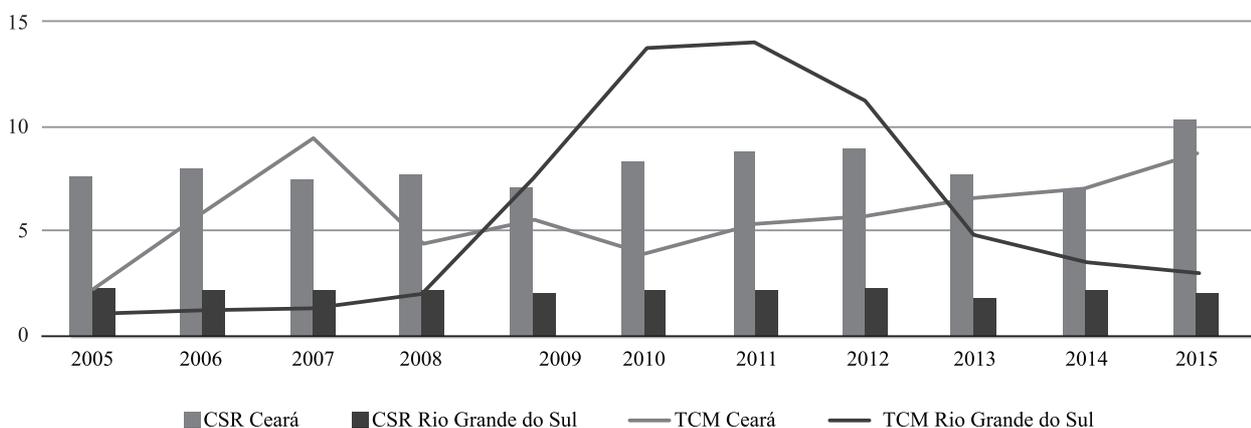
Figura 8 – Estados selecionados: participação do saldo na média da corrente de comércio da Região (2005-2015)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Por sua vez, o coeficiente de especialização relativa das exportações estaduais (Equação 3), revela que os dois estados são mais especializados nas exportações do setor do que a Região. Entretanto, o estado do Ceará elevou seu coeficiente entre as pontas da série analisada, saindo de um coeficiente de 7,61, início do período, para 10,31 em 2015, revelando que os calçados cearenses contribuíram, proporcionalmente, mais para as exportações regionais de calçados, do que o Estado contribuiu para as vendas totais da Região Nordeste (Figura 10). Com relação à taxa de cobertura relativa das importações (Equação 4), constatou-se que os estados possuem vantagem comparativa. No entanto, a taxa nordestina aumentou mais que a taxa sulista, que caiu a partir de 2011 (Figura 9).

Figura 9 – Estados selecionados: coeficiente de especialização relativa e taxa de cobertura relativa das importações do setor calçadista (2005-2015)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Por outro lado, o ganho de vantagem comparativa dos calçados cearenses pode estar atrelado à política de incentivo fiscal via Fundo de Desenvolvimento Industrial (FDI) e, de certa forma, ao ajuste fiscal das contas públicas do Estado. Além desses aspectos, o crescimento dos investimentos públicos e privados e o razoável crescimento econômico nas áreas urbanas e no setor industrial também contribuíram para o ganho de vantagem comparativa do setor cearense. Todo esse aparato estrutural criado no Ceará fez o setor ganhar posições significativas na pauta de exportação estadual e competitividade no mercado internacional (MELO, 2011).

Tal importância é reforçada pelo crescimento de 146% da participação do setor calçadista

cearense no setor brasileiro ao longo da série, o qual representou uma taxa média geométrica de 20,31%. No mesmo período, os calçados gaúchos perderam espaço no setor nacional, mesmo apresentando participações elevadas nas vendas brasileiras, pois saíram de uma participação de 69%, em 2005, para 43% em 2015, talvez influenciado pela concorrência dos calçados cearenses no mercado externo. Tem-se, ainda, que os dois estados dominaram as vendas internacionais de calçados regionais ao longo da década analisada. Do lado das compras, os estados conseguiram reduzir e manter baixa participação tanto nas importações de calçados brasileiros como regionais (Tabela 2).

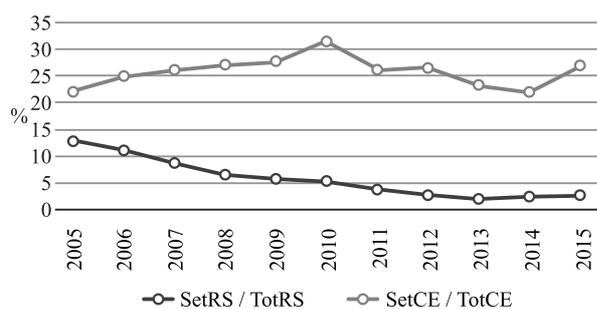
Tabela 2 – Estados selecionados: coeficiente de especialização das exportações e importações do setor calçadista (2005-2015)

	CSX											
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
Set <sub>CE</sub> /Set <sub>BR</sub>	10%	12%	15%	17%	20%	24%	24%	26%	26%	26%	25%	
Set <sub>RS</sub> /Set <sub>BR</sub>	69%	67%	63%	60%	57%	51%	49%	40%	40%	42%	43%	
Set <sub>CE</sub> /Set <sub>NE</sub>	67%	66%	66%	64%	67%	67%	65%	60%	60%	64%	65%	
Set <sub>RS</sub> /Set <sub>SUL</sub>	98%	98%	97%	97%	97%	96%	95%	94%	94%	94%	95%	
	CSM											
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	
Set <sub>CE</sub> /Set <sub>BR</sub>	1%	1%	1%	3%	2%	4%	2%	3%	2%	2%	2%	
Set <sub>RS</sub> /Set <sub>BR</sub>	15%	11%	8%	6%	3%	2%	2%	2%	2%	2%	3%	
Set <sub>CE</sub> /Set <sub>NE</sub>	31%	11%	7%	14%	12%	17%	12%	10%	9%	9%	7%	
Set <sub>RS</sub> /Set <sub>SUL</sub>	87%	74%	68%	46%	13%	7%	7%	8%	19%	26%	31%	

Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Quando se analisa a participação das exportações do setor na pauta total das vendas estaduais, observa-se, primeiro, que os calçados do estado do Ceará elevaram sua participação em 23%, o que mostra ganho de representatividade na pauta cearense ao longo dos anos. Os calçados gaúchos, por seu turno, no mesmo intervalo de tempo, perderam importância no total das exportações do Rio Grande do Sul, pois saíram de 13% de participação, em 2005, para apenas 3% em 2015 (Figura 10).

Figura 10 – Estados selecionados: coeficiente de especialização das exportações do setor calçadista (2005-2015)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

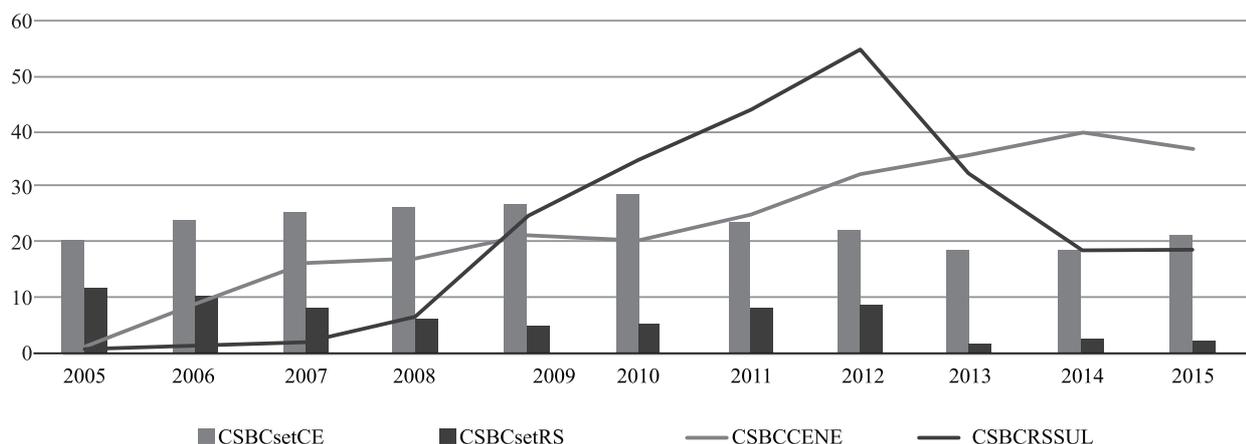
A performance das exportações gaúchas apresentou, portanto, movimento cíclico em resposta às oscilações do mercado externo. Os resultados obtidos, referentes ao estado do Rio Grande do Sul, justificam o processo de reestruturação da indústria de calçados que ocorreu nas regiões Sudeste e, em especial, Sul do Brasil. Através do remanejamento espacial do parque industrial calçadista que ocorreu no cenário nacional, cedeu espaço no

mercado externo para estados exportadores emergentes próximos ao mercado consumidor.

O setor calçadista cearense, por conseguinte, ganhou notoriedade nas pautas estadual, regional e nacional a partir da década de 1990, desde a implantação das empresas atraídas para o estado. As empresas, em especial de calçados, foram atraídas pelas vantagens locais, tais como: mão de obra com custo relativamente baixo, proximidade ao mercado consumidor, e aos incentivos que governo estadual oferecia às empresas, como terreno para instalação da planta e treinamento de mão de obra no período de três meses. Esses incentivos dados às empresas intensivas em capital humano e inseridas em mercado globalizado refletiram-se em ganhos de vantagens comparativas e, conseqüentemente, poder competitivo (MELO, 2011).

A contribuição ao saldo da balança comercial (Equação 5) dos estados foi observada sob duas vertentes. A primeira seria a contribuição que o setor calçadista estadual tem no saldo total dos respectivos estados selecionados, e a segunda refere-se à contribuição que o setor estadual obteve no saldo total do setor regional no período. Assim, constatou-se que o setor de calçados cearenses contribuiu, de forma crescente, para o saldo total do respectivo estado, enquanto ocorreu queda significativa da contribuição dos calçados gaúchos no saldo das exportações do RS. Na segunda vertente, entretanto, observou-se um crescimento bastante significativo na contribuição dos calçados estaduais no saldo do setor de suas respectivas regiões, revelando a importância do bem e o ganho de vantagem comparativa em termos regionais entre 2005 e 2015 (Figura 11).

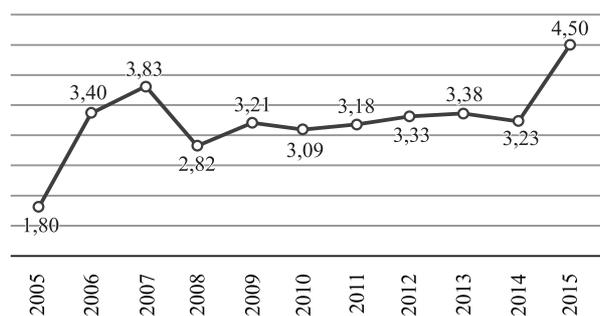
Figura 11 – Estados selecionados: contribuição ao saldo da balança comercial do setor calçadista (2005-2015)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

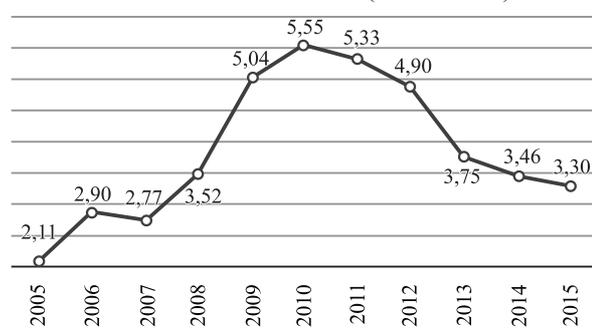
No que se refere à competitividade revelada (Equação 6), os dados mostram que há competitividade revelada dos estados selecionados na comercialização de calçados para o mercado internacional, isto é, existe vantagem comparativa no comércio do setor. O Ceará chama atenção, mais uma vez, pois conseguiu elevar o índice de 1,8, em 2005, para 4,5 em 2015, valor superior ao índice do Rio Grande do Sul (Figura 12). O setor gaúcho chegou a alcançar a maior incidência de competitividade em 2010 (5,55), contudo, veio em uma tendência decrescente desde então, chegando ao valor de 3,3 no último ano da série (Figura 13).

Figura 12 – Ceará: índice de competitividade revelada (2005-2015)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

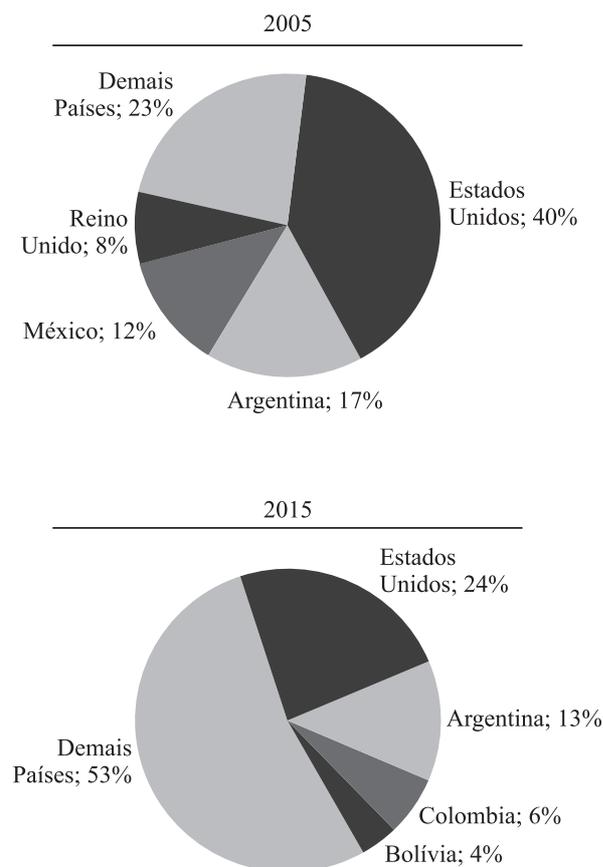
Figura 13 – Rio Grande do Sul: índice de competitividade revelada (2005-2015)



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

No que se refere aos países de destinos dos produtos, quatro países importaram 47% dos calçados cearenses em 2015, sendo os dois principais Estados Unidos, consumindo 24% dos produtos do setor, e a Argentina (13%). Enquanto que, em 2005, esses dois países consumiram, juntos, 57% dos calçados do estado. Esses países passaram, portanto, a absorver uma quantidade menor dos produtos cearenses, influenciado, talvez, pela diversificação dos destinos das exportações do setor ou pela entrada no mercado externo de outros países produtores, que detêm competitividade e ganharam espaço em regiões que antes eram atendidas pelos produtos cearenses (Figura 14).

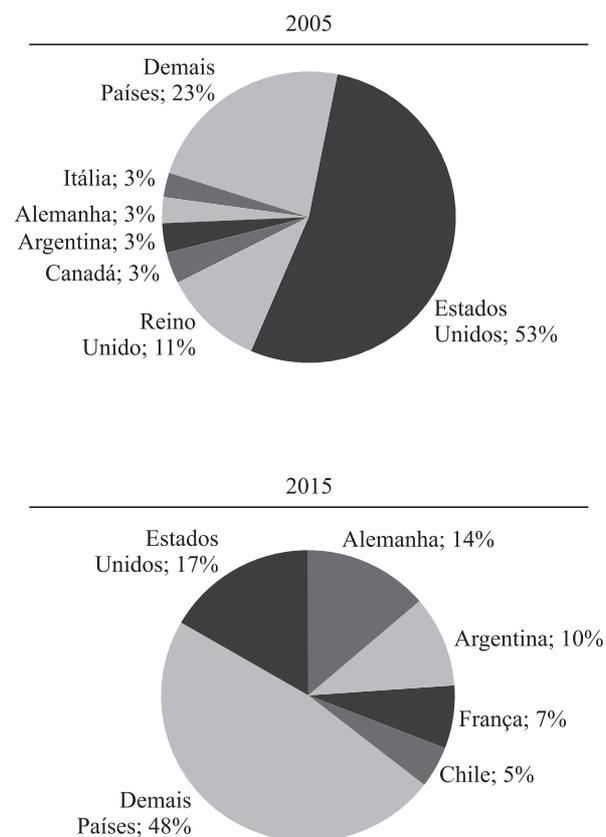
Figura 14 – Ceará: destino das exportações do setor de calçados nos anos de 2005 e 2015



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Em 2005, os Estados Unidos e o Reino Unido eram os principais compradores dos calçados gaúchos, com 53% e 11% de participação na pauta estadual, respectivamente. No último ano analisado os Estados Unidos reduziram suas compras em 70%, enquanto a Alemanha assumiu a segunda posição no *ranking* dos países importadores (comprando 14% dos calçados), e a Argentina, o qual importou 10% dos calçados do estado. Portanto, percebe-se que mesmo perdendo vantagem comparativa ao longo da década, o setor gaúcho conseguiu diversificar os destinos de seus produtos no mercado internacional (Figura 15).

Figura 15 – Rio Grande do Sul: destino das exportações do setor de calçados nos anos de 2005 e 2015



Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

Em âmbito de produto, notou-se que seis produtos responderam por 93% das exportações totais do setor de calçados cearenses, o qual correspondeu a 25% das exportações totais do estado em 2015. Os dois principais produtos foram: a) calçados de borracha ou plástico, que representaram 22% das vendas do produto da região nordestina; nesse caso, Paraguai e Colômbia foram os principais países importadores desse bem, comprando 16% e 12% das vendas cearenses, respectivamente; b) outros calçados cobrindo o tornozelo, corresponderam a 21% das vendas do setor da região, comprados pelos Estados Unidos (22%) e pela Argentina (11%) (Tabela 3).

Com relação ao Rio Grande do Sul, nota-se que, em 2015, seis produtos responderam por 90% das exportações do setor gaúcho, totalizando 3% do total das vendas estaduais no mercado externo. Dentre os principais produtos, destacam-se: a) outros calçados de sola exterior borracha/plástico de couro/natural, que foram responsáveis por 32% das exportações do setor regional; os principais países compradores desses bens foram os Estados Unidos, que compraram 25%, e a França (12%); b) partes superiores de

calçados e seus componentes, que corresponderam a 15% das vendas do setor sulista. Os principais países compradores, Alemanha e Argentina, apareceram como principais destinos do produto, com 71% e 19%, respectivamente. Esses produtos gaúchos são, praticamente, os mesmos produzidos pelo setor cearense, evidenciando que os estados são concorrentes entre si no mercado internacional.

Portanto, observou-se na análise comparativa estadual, representada pelos principais estados ex-

portadores de calçados de cada Região selecionada, que o setor gaúcho mesmo perdendo representatividade na pauta total de exportação do estado, continua importante nas vendas regionais. Deve-se ressaltar, também, que o setor do Rio Grande do Sul diversificou seus destinos em 2015. Contudo, os calçados desse estado merecem atenção por parte de políticas estaduais, pois vem perdendo, gradativamente, vantagem comparativa no mercado internacional.

Tabela 3 – Ceará e Rio Grande do Sul – principais produtos exportados do setor calçados e principais destinos (2015)

Ceará					
Produto	Valor (US\$)	$X_{\text{prodset}}/X_{\text{totset}}$	$X_{\text{prodset}}/X_{\text{totest}}$	$X_{\text{prodset}}/X_{\text{setReg}}$	Principais destinos
Calçados de borracha ou plásticos, com parte superior em tiras ou correias, fixados à sola	98.256.510	35%	9%	22%	Paraguai (16%); Colômbia (12%)
Outros calçados cobrindo o tornozelo, parte superior de borracha, plástico	89.926.781	32%	9%	21%	EUA (22%); Argentina (11%)
Outros calçados sola exterior borracha/plástico, de couro/natural	38.653.117	14%	4%	9%	EUA (65%); Hong Kong (6%)
Partes superiores de calçados e seus componentes	15.523.019	5%	1%	4%	Argentina (77%); Nicarágua (11%)
Outros calçados com sola exterior de couro natural, cobrindo o tornozelo	11.632.986	4%	1%	3%	EUA (77%); Colômbia (4%)
Outros calçados de matéria têxtil, sola de borracha/plástico	8.386.943	3%	1%	2%	Argentina (20%); EUA (15%)
Demais produtos	21.161.737	7%	2%	5%	
Total	283.541.093	100%	27%		
Rio Grande do Sul					
Produto	Valor (US\$)	$X_{\text{prodset}}/X_{\text{totset}}$	$X_{\text{prodset}}/X_{\text{totest}}$	$X_{\text{prodset}}/X_{\text{setReg}}$	Principais destinos
Outros calçados com sola exterior borracha/plástico, de couro/natural	162.897.905	34%	1%	32%	EUA (25%); França (12%)
Partes superiores de calçados e seus componentes	76.321.475	16%	0%	15%	Alemanha (71%); Argentina (19%)
Outros calçados cobrindo o tornozelo, parte superior de borracha, plástico	67.892.748	14%	0%	13%	Argentina (10%); Bolívia (9%)
Outros calçados com sola exterior de couro natural, cobrindo o tornozelo	43.820.571	9%	0%	9%	EUA (28%); França (19%)
Outros calçados de matéria têxtil, com sola de borracha/plástico	42.268.841	9%	0%	8%	Argentina (12%); Bolívia (11%)
Outros calçados com sola exterior de couro natural, cobrindo o tornozelo	35.690.159	7%	0%	7%	EUA (47%); Itália (9%)
Demais produtos	49.236.752	10%	0%	10%	
Total	478.128.451	100%	3%		

Fonte: elaborada pelos autores com base em Brasil (2016).

O setor cearense, por conseguinte, teve um comportamento inverso, pois conseguiu se destacar no cenário externo a partir do início dos anos 2000, e despontou dentre os principais produtos vendidos pelo estado do Ceará. O setor cearense conquistou representatividade nas exportações do setor regional e conseguiu di-

versificar os destinos dos produtos do setor. Assim, diante de todas as mudanças ocorridas na estrutura produtiva estadual, o setor de calçados do Ceará foi beneficiado pela migração de empresas do parque calçadista das regiões Sudeste e Sul do Brasil, principalmente na segunda metade da década de 1990.

## 5 CONCLUSÕES

O ganho de mercado obtido pelo setor nordestino pode ser apontado pelo aporte de muitas empresas originárias das regiões Sudeste e Sul na década de 1990, que foram atraídas, *a priori*, pela proximidade da região Nordeste ao mercado consumidor americano e europeu. Em segundo, pelos incentivos fiscais oferecidos por alguns estados nordestinos, entre eles o estado do Ceará, e, por fim, devido à existência de mão de obra abundante e barata na região.

Este estudo buscou contribuir com as pesquisas sobre o setor de calçados das regiões Nordeste e Sul no comércio internacional, assim como dos setores cearense e gaúcho a partir da década de 2000. O setor da região Nordeste, neste panorama, conseguiu elevar sua participação no comércio mundial das exportações do setor nacional, enquanto ocorreu perda de participação da região Sul. No geral, constatou-se que o setor nordestino se mostrou mais especializado nas exportações de calçados do que o Brasil como um todo.

Na análise comparativa entre os estados selecionados das regiões citadas, entre 2005 e 2015, o Ceará se consolidou como um estado com grande representatividade no comércio exterior, influenciado pelo aporte de empresas de outras regiões no Estado e pelas políticas públicas de incentivo a essa indústria. Em termos de mercado, Estados Unidos e Argentina dominam as compras de calçados cearenses, apesar de terem reduzido suas importações em relação ao início da série. O Rio Grande do Sul, representante histórico do setor nacional, vem perdendo competitividade no comércio externo, diante de dificuldades conjunturais e estruturais enfrentadas pelas empresas regionais. Contudo, o setor gaúcho, juntamente com os calçados cearenses, contribuiu para o saldo do setor de suas respectivas regiões, revelando que existe vantagem comparativa e importância em termos regionais no período observado. Os principais demandantes dos produtos gaúchos, em 2015, foram os Estados Unidos, que apesar de reduzir suas compras em relação a 2005, continuam como principal mercado, assim como a Alemanha. Deve-se ressaltar que os principais tipos de produtos do setor de calçados exportados são, praticamente, os mesmos dos estados selecionados, o que evidencia que são estados produtores e concorrentes nacionais no mercado internacional.

O setor calçadista brasileiro, em especial, das regiões selecionadas, deve receber uma atenção particular no médio e longo prazos, pois está ocorrendo uma tendência de reversão das exportações ao mercado sul-americano, principalmente na Argentina. Os fatores para essa tendência são, primeiro, o aprofundamento da crise econômica nesse país; segundo, a entrada dos produtos chineses no Mercosul e, por fim, possíveis restrições às compras dos produtos brasileiros, o que gera insegurança no cenário nacional.

Este artigo evidencia a relevância de ações, tanto por parte da iniciativa privada quanto do setor público, que possam impactar positivamente a indústria de calçados das regiões e dos estados pesquisados. As regiões Nordeste e o Sul do Brasil devem intensificar ou, até mesmo, adotar novas medidas de fortalecimento do setor, assim como atentar para fatores que causam impactos negativos no desempenho externo e, a partir disso, definir as estratégias de eliminação ou minimização dos impactos negativos.

Os resultados apresentados colocam uma perspectiva para novas investigações na temática, como a identificação das possíveis barreiras colocadas aos produtos do setor de calçados no mercado internacional e a inserção dos calçados dos países asiáticos em territórios antes dominados pelos produtos brasileiros, que talvez estejam impactando negativamente o comportamento das exportações regionais do Brasil.

## REFERÊNCIAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE CALÇADOS. **Relatório setorial: indústria de calçados do Brasil 2016**. Site Abicalçados. Disponível em < <http://www.abicalçados.com.br/relatorio-setorial/> >. Acesso em: 21 mai. 2017.

ARAÚJO, R. A., SOARES, C. **Export led growth' x 'growth led exports': what matters for the brazilian growth experience after trade liberalization?** Munich Personal RePEc Archive, 2011. Disponível em < [https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30562/1/Mpra\\_paper\\_30562.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30562/1/Mpra_paper_30562.pdf) >. Acesso em: 14 nov. 2016.

- BALASSA, B. Revealed comparative advantage revisited: analysis of relative export share of industrial countries, 1953-1971. **Manchester School of Economic and Social Studies, Manchester**, Manchester University Press, v. 45, p. 327-344, 1977.
- \_\_\_\_\_. **Trade liberalization and revealed comparative advantage**. Londres: The Manchester School of Economic and Social Studies, 1965.
- BRASIL. Ministério do desenvolvimento, indústria e comércio. **Plataforma ali-ceweb2**. Disponível em: <http://www.ali-ceweb2.gov.br>. Acesso em: fev. 2016.
- FERNANDES, L. S. C. **A realocação produtiva da indústria de calçados e a análise da participação das aglomerações produtivas calçadistas na cadeia global do setor**. Dissertação (Mestrado do Curso de Pós-Graduação em Logística e Pesquisa Operacional) - Universidade Federal do Ceará (UFC). 2010. Fortaleza, Ceará, 2010.
- GARCIA, R. C. Aglomerações industriais na indústria brasileira de calçados: identificação e delimitação a partir dos dados da Rais. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. Especial, p. 505-523, nov., 2001.
- GARCIA, R. Uma análise dos processos recentes de desconcentração regional nas indústrias têxtil e de calçados e a importância dos sistemas locais de produção. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 41, n. 1, p. 97-114. jan./mar., 2010.
- GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Indicadores de competitividade e de comércio exterior da agropecuária brasileira**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). Texto para discussão, n. 908. Brasília, 2002.
- GORINI, A. P.; CORREIA, R. **A indústria calçadista de Franca**. BNDES setorial, dez., 2000.
- HAGUENAUER, L. **Competitividade: conceitos e medidas. Uma resenha da bibliografia recente com ênfase no caso brasileiro**. Revista de Economia Contemporânea, v. 16, n. 1, Rio de Janeiro, 2012.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. **Economia internacional**. 10.ed. Editora Pearson Education do Brasil, São Paulo, 2015.
- LAFAY, G. Le mesure des avantages comparatifs reveles. **Economie Prospective Internationale**, v. 1, n. 41, p. 27-43, 1990.
- LIMA, J. C.; BORSOI, I. C. F.; ARAÚJO, I. M. Os novos territórios da produção e do trabalho: a indústria de calçados do Ceará. **Caderno CRH Salvador**, v. 24, n. 62, p. 367-384, mai./agosto, 2011.
- LOPES, H. C. O setor calçadista do Vale dos Sinos/Rs: um estudo a partir do modelo estrutura-conduta-desempenho. **Revista de Economia da Universidade Federal do Paraná**, v. 40, n. 3, p. 68-90, set./dez., 2014.
- \_\_\_\_\_.; FILHO, P.J.M. Barreiras a entrada: um estudo do setor calçadista do Vale dos Sinos/RS. **Revista de Economia e Administração**, v. 11, n. 4, p. 426-443, out./dez., 2012.
- LOPES, M. M.; SILVA, R. A. da; CORONEL, D. A.; VIEIRA, K. M.; FREITAS, C. A. de. Análise da competitividade das exportações agrícolas brasileiras para China: uma análise do complexo soja e fumo. **Revista Uniabeu**, v. 6, n. 13, p. 189-208, mai./agosto, 2013.
- LOURENÇO, E. A. S; BERTANI, I. F. A relação trabalho e saúde no setor calçadista de Franca, São Paulo. **Revista Katálysis**, Florianópolis, v. 12, n. 2, p. 152-160, jul./dez., 2009.
- MELO, M. C. P. de. As empresas incentivadas e o perfil exportador do estado do Ceará em um ambiente globalizado. In: **Trajétoias de desenvolvimento local e regional: uma comparação entre região nordeste do Brasil e Baixa Califórnia (México)**. Rio de Janeiro, E-papers, 2011.
- \_\_\_\_\_. BRAGA, F. L. P.; HOLANDA, D. R. **O comércio exterior do nordeste brasileiro e seu fluxo caudatário**. São Paulo: Editora Nelpa, 2014.
- MOTTA, F., AMATO NETO, J. **Estratégias para promoção de clusters industriais e a atual situação dos clusters coureiro calçadistas do Brasil**. Working Paper, 2000.
- POLÈSE, M. **Economia urbana e regional: lógica espacial das transformações económicas**. Coimbra: APDR, 1998.

PORTER, M. E. **A vantagem competitiva das nações**. Rio de Janeiro: Campus, 1989.

RICARDO, D. **Princípios de economia política e tributação**. São Paulo. Editora: Abril Cultura, 1982.

SILVA FILHO, L. A. A produção de calçados do Rio Grande do Sul no cenário internacional: conjuntura recente. **Revista Economia & Tecnologia (RET)**, v. 9, n. 2, p. 49-63, abr./jun., 2013.

MOREIRA, C. A. L.; CASTRO, I. S. B. Reestruturação da indústria de calçados na região Nordeste nas décadas 1990/2000. In: **Trajetórias de desenvolvimento local e regional: uma comparação entre região nordeste do Brasil e Baixa Califórnia (México)**. Rio de Janeiro, E-papers, 2011.

SIQUEIRA, K. B.; PINHA, L. C. Vantagens comparativas reveladas do Brasil no comércio internacional de lácteos. **Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento**. Embrapa Gado, 2011.

SMITH, A. **The wealth of nations**. New York: The Modern Library, 1937.

## MUSEU DA GENTE SERGIPANA: UM EXERCÍCIO DE VALORAÇÃO ECONÔMICA

### Museum of Sergipana People: an exercise in economic valuation

#### Fernanda Esperidião

Economista. Doutora em Desenvolvimento Econômico (UFPR). Profa. adjunta da  
Universidade Federal de Sergipe - UFS Brasil. nandaesper16@gmail.com

#### Diogo Matos

Economista. Departamento de Economia da Universidade Federal de Minas Gerais (Face/UFMG). diogo.matos3@gmail.com

#### Ana Flávia Machado

Economista. Doutora em Economia (UFRJ). Profa. associada do Centro de Desenvolvimento e Planejamento  
Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). afmachad@cedeplar.ufmg.br

---

**Resumo:** Os museus integram o sistema de produção e difusão cultural de uma determinada região e são importantes coadjuvantes no processo de formação e educação da sociedade. O Museu da Gente Sergipana é considerado um dos museus mais modernos do país, pelo fato da tecnologia de ponta que emprega. Pretende-se, por meio deste artigo, desenvolver pesquisa de campo para reconhecer as relações entre cultura e economia, em especial o papel do Museu da Gente Sergipana localizado em Aracaju. O artigo está, portanto, dividido em quatro seções, incluindo a introdução. Os resultados aqui encontrados evidenciam o papel relevante do Museu da Gente Sergipana na cena cultural de Aracaju, mas mostram, por outro lado, que o processo de fidelização e identidade do residente com o espaço é algo ainda em processo de construção, que depende, em muito, das ações educativas para formação de público.

**Palavras-Chave:** Cultura; Valoração. Museu.

**Abstract:** The museums are part of the system of cultural production and dissemination of a particular region and are important adjuncts in the process of training and education of society. The Museum of People Sergipana is considered one of the most modern museums in the country, because of the latest technology it employs. It is intended, through this article, develop field research to recognize the relationship between culture and economy, in particular the role of Museum of People Sergipana located in Aracaju. The article is therefore divided into four sections, including the introduction. The present results show the important role of the Museum of People Sergipana in the cultural scene of Aracaju but show, however, that the process of loyalty and identity of the resident with the space is something still under construction, which highly depends on, educational activities for public education.

**Keywords:** Culture; Valuation; Museum.

## 1 INTRODUÇÃO

Museus assumem uma função determinante quando relacionada à memória e ao patrimônio cultural de uma sociedade. O processo de selecionar quais objetos e obras deverão ser conservados e preservados para a contemplação da sociedade, garante que a instituição museológica determine quais valores e conceitos serão parte da memória do contexto ao qual se propõe a ser um repositório.

Para o pesquisador e museólogo Mário Chagas, o museu, antes de tudo, é uma instituição de existência social, um fenômeno sociocultural. Assim, é necessário rever fatos que apontem para o trajeto construído pelas instituições em tempos anteriores (BEMVENUTI, 2007). Os museus são caracterizados como bens culturais que produzem impactos econômicos<sup>1</sup> e sociais diretos e indiretos para a sociedade.

Considerando esse papel da atividade museal, temos que, como parte integrante da produção cultural, um museu guarda especificidades já salientadas por Herscovici (2014, p. 88-89), são elas: os “gostos” não podem ser concebidos como dados exógenos, eles são o produto de determinadas relações sociais, ou seja, da interdependência generalizada dos agentes; na era das redes sociais e do desenvolvimento das diferentes redes eletrônicas, as novas formas de valorização econômica estão intrinsecamente ligadas à criação de utilidade social, ou seja, à interdependência dos agentes; é possível afirmar que os custos em trabalho não regulam os mercados dos bens simbólicos: a valorização desses bens é totalmente independente dos custos diretos e indiretos em trabalho; não existem preços reguladores a partir dos quais oscilam os preços de mercado, ou seja, a partir do momento que não há como determinar, a partir de critérios objetivos, o valor intrínseco deste tipo de bens, os mercados são altamente especulativos. Esta dimensão especulativa é uma das características do capitalismo contemporâneo, e se aplica tanto no mercado das artes, quanto nos mercados financeiros ou naqueles ligados aos diferentes tipos de capital intangível.

No caso específico desse estudo, a formação de hábitos, traduzidos pelo autor como gostos por

1 Mesmo não havendo informações totalmente sistematizadas na economia brasileira, a cultura é responsável por aproximadamente 4% do PIB anual e é reconhecida como um eixo estratégico de desenvolvimento socioeconômico pelo MinC (IBRAM, 2014).

atividades culturais, interação entre agentes na valorização econômica de um bem público e a dificuldade de atribuir preço, não porque seja parte integrante da especulação financeira, mas porque se trata de um bem público são pontos de análise.

A princípio, a formação de hábitos culturais, como visita frequentes a museus, pode ser entendida como criação/consolidação de informação. Os usuários do museu são aqueles que se apropriam de informações nele presentes na forma de um recurso comum. Em análise de Ostrom e Hess sobre o conhecimento na era digital (2007), as autoras apontam para o uso da informação em um dado contexto que é pertinente para análise da fruição cultural em um museu. Ressaltam que a comunidade pode estar envolvida com vários aspectos da governança, regulação, execução, educando outros membros da comunidade ou o público. Se os valores de uma comunidade são compartilhados, as estratégias podem afetar os padrões de interação resultantes. Por exemplo, a comunidade envolvida na produção e difusão do conhecimento em um museu, pode interagir de tal forma que a marca e identificação cultural daquele equipamento crie distinção e pertencimento, especialmente, à comunidade local.

Sobre esse aspecto, a leitura de *A Distinção* de Bourdieu (2007) é uma referência, uma vez que, de acordo com sua teoria, as condições de existência do indivíduo determinam o *habitus* do mesmo. O *habitus* representa um ‘sistema’ de disposições, ações, observações que são adquiridas pelo indivíduo nas vivências coletivas (as que são disponíveis ao mesmo) que, de alguma forma, influenciam a ação e representação do indivíduo. Ou seja, a posição social que o indivíduo apresenta resulta uma espécie de matriz que baliza a sua forma de agir e ser na sociedade. Mais uma vez, voltamos ao hábito e ao gosto, para compreender como moradores e turistas avaliam um bem comum, de caráter cultural, como é um museu e, nessa avaliação, como se sentem pertencidos (ou não) ao equipamento e seu acervo.

Em linha com o Ibram (2014), corroboramos que os museus integram o sistema de produção e difusão cultural de uma determinada região e são importantes coadjuvantes no processo de formação e educação da sociedade, contribuindo para o aumento da coesão social e da afirmação da cidadania e das identidades sociais.

Assim pretende-se, por meio deste artigo, desenvolver pesquisa de campo para reconhecer as

relações entre cultura e economia, em especial o papel do Museu da Gente Sergipana localizado em Aracaju. No que se refere à demanda privada, quais são as implicações da presença do equipamento para construção de uma marca, de um processo de fidelização e de identidade? Qual o perfil do público que frequenta este equipamento? Como tal público avalia este equipamento? Qual a sua disponibilidade máxima a pagar para visitá-lo? O artigo está, portanto, dividido em cinco seções, incluindo essa introdução. A segunda apresenta o Museu da Gente Sergipana. Em seguida, na terceira, trata-se da técnica aplicada. A quarta traz descrição da amostra e dos fatores associados à disponibilidade a pagar ingresso para entrada no MGS e, por fim, algumas considerações são feitas.

## 2 O OBJETO EM ANÁLISE: MUSEU DA GENTE SERGIPANA

Sergipe tem uma extensão territorial de 21.918 km<sup>2</sup>, com 75 municípios é considerado o menor estado em extensão territorial do Brasil. Possui 2.219.574 habitantes (IBGE, 2014). Ainda, de acordo com IBGE, em 2014, Sergipe registrou o maior PIB *per capita* do Nordeste e um crescimento quatro vezes maior que o PIB do país. Nesse mesmo ano, o Brasil obteve um crescimento real de 0,9% no PIB, Sergipe alcançou 3,6%. Os setores responsáveis pelos bons índices econômicos do estado foram serviços, indústria e agropecuária<sup>2</sup>. O PIB *per capita* do estado alcançou R\$13.180,93, sendo superior à dos outros oito estados do Nordeste. Outro indicador que merece destaque é o IDH- Índice de Desenvolvimento Humano, que, em quatorze anos, passou de 0,623 para 0,742, sendo considerado um dos melhores da região nordeste.

Com foco na nossa pesquisa, o estado de Sergipe possui 36 museus, dos quais 19 são localizados na capital Aracaju (IBRAM, 2014). Com uma grande diversidade de coleções, os acervos são divididos em antropológicos e etnográficos, arqueológicos, artes visuais, ciências naturais e história natural, tecnologia, imagem e som, artes visuais e história (CORREIA, 2015).

2 O setor de industrial obteve uma taxa de crescimento de 5,6%, destaque para a construção civil e indústria de transformação, com incremento de 12,8% e 9,5% respectivamente. O setor de serviços apresentou uma taxa de crescimento de 3%

O Museu da Gente Sergipana<sup>34</sup> foi inaugurado por ocasião dos cinquenta anos do Banco do Estado de Sergipe – Banese, em novembro de 2011, com o intuito de atender uma demanda social: construir uma identidade cultural local. É um projeto do Instituto Banese em parceria com o Governo do Estado de Sergipe. O instituto possui como mantenedores estatutários que arcam com todos os custos de gestão do Museu: Banese, Seac-Sergipe Administradora de Cartões e Serviços Ltda e a Banese Corretora de Seguros.

Situado no antigo Colégio Atheneu Pedro II<sup>5</sup>, inaugurado em 1926, popularmente conhecido como *Atheneuzinho*, uma das primeiras escolas da capital. As obras de restauro do prédio, bem como a coleta de dados e montagem dos ambientes que compõem o museu, levou cerca de quatro anos, com investimentos de R\$ 22 milhões para reforma, restauração arquitetônica do prédio, instalações, equipamentos de informática, multimídia e conteúdo e construção do estacionamento. Os ambientes saem da linha mais tradicional conhecida e rotulada dos museus, são interativos e com grande arcabouço tecnológico. Nesses ambientes, é possível contemplar o patrimônio material e imaterial pertencente ao povo de Sergipe, o que tem contribuído para o (re)conhecimento da cultura local (CONCEIÇÃO DA, 2014).

Figura 1 – Museu da Gente Sergipana



Fonte: Foto da fachada do Museu da Gente Sergipana (Portal MGS). Foto: Julio Cesar.

- 3 Doravante MGS.
- 4 Agrademos a direção do MGS por permitir a aplicação dos questionários.
- 5 Durante as décadas de 30 e 40, o nome do prédio passou por algumas mudanças. Nos anos 70, foi sede de vários órgãos públicos, até que, em 1985, foi tombado. Entre os anos de 1999 a 2007 ficou abandonado. Em 2008, o prédio foi cedido ao Banco do Estado de Sergipe-Banese, pois se tinha a intenção de construir um centro cultural. Em 2009, iniciaram-se as obras de restauro, finalizadas em 2011.

O acervo do museu é de tipologia antropológica e etnográfica, artes visuais, ciência e tecnologia, história e, imagem e som. Desde sua inauguração até abril de 2015, 285.507 mil pessoas visitaram o museu, entre habitantes do próprio estado, de outros estados e países.<sup>6</sup>

O MGS (Figura 1) é considerado um dos museus mais modernos do país, pelo fato da tecnologia de ponta que emprega. Conta com ambientes como: *Josevende* que representa as feiras espalhadas pelos 75 municípios do Estado, onde é encontrada uma espécie de holograma de um vendedor, que faz a demonstração da relação social entre o comerciante e o freguês; *Nossos trajes* que é demonstrado através de um espelho, onde se tem a oportunidade de “vestir” o traje de um folgado<sup>7</sup>, os movimentos são reproduzidos como se estivessem em um espelho doméstico; *Seu Repente e Seu Cordel*, em cabines a interação é feita a partir dos microfones, onde se tem a oportunidade de ler cordel ou de criar um repente, que é gravado e, se permitido pelo visitante, os vídeos são enviados para a internet; *Nossos falares*, são vocábulos utilizados pelos sergipanos, tais como: foló (folgado), marraia (bola de gude), entre outros; *Nossos leitos* é um ambiente que tem uma proposta de demonstrar a natureza presente no território sergipano entre eles: caatinga, mangue, praia; *Nossos pratos* permite ao visitante selecionar diferentes ingredientes e montar um prato típico; *Nossas roças* demonstram as atividades do setor primário da economia local; *Midioteca* através da biblioteca ou das mídias que contêm o acervo do museu em formato digital, o visitante pode expandir seu conhecimento sobre o museu; *Renda do tempo* uma espécie de linha do tempo com bordas em renda Irlandesa<sup>8</sup>, que apresenta os principais acontecimentos históricos do Estado; *Nossas praças* apresenta um carrossel onde é possível lembrar-se de um famoso carrossel (o do Tobias); *Nossas histórias* são nichos que demonstram vários elementos que vão desde as artes até os contos, passando pelos ciclos econômicos do estado; *Nossos cabras*, pessoas que marcaram a história do Estado, como Arthur Bispo do Rosário, Silvio Romero, Tobias Barreto entre outros; *Nossos marcos* corresponde a marcos arquitetônicos acionados através de um

pião; *Nossas festas* um jogo popularmente conhecido como amarelinha pintado no chão para os visitantes brincarem; *Nossas coisinhas*, um painel com vários elementos em miniatura onde se pode trabalhar a junção de pares iguais.

Além desses elementos, encontram-se, na área externa, pinturas com dizeres/expressões que, segundo os idealizadores do projeto, fazem parte do vocabulário sergipano, pois, dependendo da região do estado, também há modificação em seu significado. Esses falares são reproduzidos com sonorização no primeiro andar do museu, onde se encontra um mapa do Estado de Sergipe, com oito territórios desenhados no chão, sendo possível ouvir depoimentos de pessoas de cada região, a fim de verificar as linguagens regionais (MAFFEI, 2012).

Há uma sala de projeção com capacidade para 100 lugares, possui infraestrutura de som, iluminação, isolamento acústico e acessibilidade universal. É um espaço para apresentação dos vídeos institucionais, que apoiam o projeto do Museu, mostrando aspectos do estado de Sergipe, aspectos históricos, culturais, naturais, dentre outros.

Outro destaque do MGS é a *Loja da Gente*, aonde o visitante pode comprar *souvenires* que remetem a região e ao final do passeio é possível fazer um lanche no *Café da Gente*, onde são servidos lanches, almoços e o famoso café sergipano.

O resultado final de todo esse processo de resgate histórico e arquitetônico resultou em um complexo cultural que une passado, presente e futuro através de uma composição harmônica entre o antigo restaurado e reintegrado ao cenário urbano do Centro Histórico de Aracaju e o novo, marcado pela inserção de modernas estruturas metálicas, vidro e utilizando-se os recursos digitais como mediadores.

### 3 ALGUNS ASPECTOS DO MÉTODO DE VALORAÇÃO CONTINGENTE

A exemplo do realizado em artigo de Machado et al (2015) para o Circuito Cultural Praça da Liberdade, em Belo Horizonte, aplicaram-se dois questionários<sup>9</sup>. O primeiro voltado para o público visitante do museu e o segundo para transeuntes que nunca estiveram no museu. O objetivo da aplicação em duas amostras distintas é avaliar em que medida aqueles que o visitam tendem a sugerir um preço de

6 Disponível em: <www.museudagentesergipana.com.br>.

7 Grupo folclórico ou dos grupos que compõem as festas

8 Nobre renda do Estado feita pelas bordadeiras no Município de Divina Pastora.

9 Os questionários foram aplicados pelos discentes da Universidade Federal de Sergipe-UFS, Aldo Santos Lima e Joyce de Jesus Vieira.

ingresso mais elevado (ou não) em razão de terem apreciado (ou não) o acervo ali disponível.

Trata-se de uma técnica, denominada valoração contingente, utilizada para atribuição de valor a bens públicos, ou seja, bens que não são transacionados no mercado e cujo consumo não é rival, como é o caso de um museu. No âmbito da literatura de economia da cultura, os estudos tratam da disponibilidade máxima para fazer doações aos museus (SANTAGATA; SIGNORELLO, 2000) ou a disponibilidade para pagar ingressos (BEDATE et al, 2009).

Como muitos vieses podem ser observados nas respostas de atribuição de valor, tais como, entrevistados que tendem a avaliar positivamente os museus por serem bens meritórios e de entrada gratuita e/ou não diferenciam, em uma escala de preferência e em uma análise de custo-benefício, o nível e a prioridades de investimento público, tratando o gasto público em um ou mais equipamentos como algo único (DIAMOND; HAUSMAN, 1994), são incluídas outras perguntas no questionário para validar (ou não) a resposta dada.

A principal pergunta associada à valoração contingente nos questionários formulados é:

**20. Se você fosse estipular um valor para um valor de ingresso que permitisse entrada no Museu da Gente Sergipana, qual o valor você julgaria adequado?**

R\$ \_\_\_\_\_ [ ] Não sei

Antes dessa pergunta, o entrevistado é convidado a responder sobre seus atributos pessoais, suas condições socioeconômicas, hábitos culturais, incentivos e razões para visitar o museu e avaliação do acervo, serviços e espetáculos do museu (no caso de ter visitado), pertinência do gasto do estado em atividades culturais e informações sobre hospedagem, transporte e tempo de visita em Aracaju, caso seja turista. No que tange ao transeunte<sup>10</sup>, não visitante, não são feitas as perguntas referentes à avaliação da visita ao museu. A distinção da amostra ocorre na primeira pergunta do questionário, quando se indaga se a pessoa já visitou o Museu da Gente Sergipana.

Os questionários foram aplicados no período de 08 a 26 de junho de 2015 de forma aleatória, porém sem a construção de uma amostragem es-

tatística. Os visitantes somaram 130 e os não visitantes 48, o que representa 3,8% da visita no mês de junho de 2015.

## 4 DESCRIÇÃO DA AMOSTRA E AVALIAÇÃO DA DISPONIBILIDADE A PAGAR

A composição por sexo reflete os resultados esperados – as mulheres tendem a frequentar mais atividades culturais vis-a-vis os homens, uma vez que o percentual de mulheres (66%) é muito superior ao de homens (32%) entre os visitantes, embora pouco distinto entre os não visitantes (Tabela 1).

Tabela 1 – Características socioeconômicas dos entrevistados (%)

	Não Visitante	Visitante
<b>Por sexo</b>		
Masculino	47,92	31,71
Feminino	52,08	65,85
Não respondeu	0	2,43
<b>Por faixa etária</b>		
15-19 anos	6,25	8,54
20-29 anos	56,25	24,39
30-39 anos	25	18,29
40-49 anos	8,33	17,07
50-59 anos	2,08	21,95
60-69 anos	2,08	6,10
70 anos ou mais	0	3,66
<b>Por escolaridade</b>		
Sem instrução escolar	0	1,22
Ensino Fundamental Incompleto	0	1,22
Ensino Fundamental Completo	0	2,44
Ensino Médio Incompleto	2,08	3,66
Ensino Médio Completo	37,5	15,85
Ensino Superior Incompleto	50	34,15
Ensino Superior Completo	8,33	30,48
Pós-Graduação	2,08	10,98
<b>Por faixa de renda domiciliar mensal</b>		
Até 720	10,42	6,1
Mais de 720 a 1.200	33,33	8,54
Mais de 1.200 a 2.000	16,67	14,63
Mais de 2.000 a 4.000	14,58	21,95
Mais de 4.000 a 6.000	14,58	12,20
Mais de 6.000 a 8.000	2,08	9,76
Mais de 8.000 a 10.000	2,08	4,88
Acima de 10.000	0	3,66
Não soube informar	6,25	18,29
<b>Por local de residência</b>		
Grande Aracaju	77,08	41,46
Interior de Sergipe	22,92	9,76
Outras localidades	0	48,78

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados levantados dos questionários.

<sup>10</sup> O Comitê de Ética em Pesquisa (CEP) da Universidade Federal de Sergipe autorizou essa pesquisa em 14/04/2015.

Na composição por idade, os não visitantes se concentram nas faixas etárias mais jovens, sobretudo de 20 a 29 anos. No entanto, os visitantes apresentam-se bem distribuídos entre as faixas etárias, dos 20 aos 60 anos, o que difere dos resultados da literatura, que sugerem que jovens dispõem de mais tempo para fruir de bens culturais.

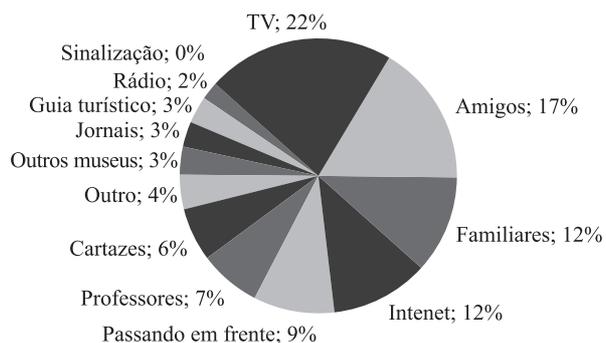
Quanto ao grau de escolaridade, prevalecem entre os não visitantes indivíduos com Ensino Médio Completo e Ensino Superior Incompleto. Já entre os visitantes, há maior proporção de indivíduos com Ensino Superior Incompleto ou Completo, indicando que, no geral, os visitantes possuem maior escolaridade, mas não se verifica uma grande disparidade.

Além disso, os não visitantes estão concentrados nas faixas mais baixas de renda domiciliar, até R\$1.200,00 por mês, enquanto os visitantes se concentram nas faixas de R\$1.200,00 a R\$6.000,00 por mês.

Os entrevistados apresentaram grande distinção quanto ao local de residência. Enquanto 100% dos não visitantes são residentes do estado de Sergipe – 77% destes sendo residentes da região metropolitana de Aracaju –, entre os visitantes a proporção de residentes de outros estados é próxima da metade. Este resultado é esperado, já que Aracaju é uma cidade turística. Os estados de origem dos turistas visitantes mais recorrentes são Bahia (18%), São Paulo (12%) e Rio de Janeiro (7%).

Entre os visitantes, a principal fonte de informação sobre a existência do museu apontada foi a TV, e a Internet ocupou a quarta posição, o que indica que a divulgação midiática do museu é eficiente. No entanto, o boca a boca entre amigos e familiares constitui expressiva parcela das fontes de informação, conforme pode ser visualizado no Gráfico 1.

Gráfico 1 – Principal fonte de informação sobre a existência do MGS



Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados levantados dos questionários.

A análise das Tabelas 2 e 3, relativas aos hábitos culturais dos entrevistados, mostra que os visitantes leem mais jornais (46%) e livros (82%) e vão mais ao cinema (38%) e ao teatro (9%). Embora nenhum transeunte tenha declarado frequentar o teatro ou concertos mais de cinco vezes ao ano, os não visitantes indicaram serem maiores frequentadores de shows (31%) que os visitantes. Para os demais hábitos, não houve distinção significativa.

Tabela 2 – Número de entrevistados que declararam hábito de ler, segundo formato (%)

	Jornal	Revista	Livro	Internet	E-book	Outros	Total de entrevistados
Não visitantes	29,17	35,42	68,75	50	8,33	2,08	48
Visitante	46,34	36,59	82,93	45,12	10,98	1,22	82
Total	40	36,15	77,69	46,92	10	1,54	130

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados levantados dos questionários.

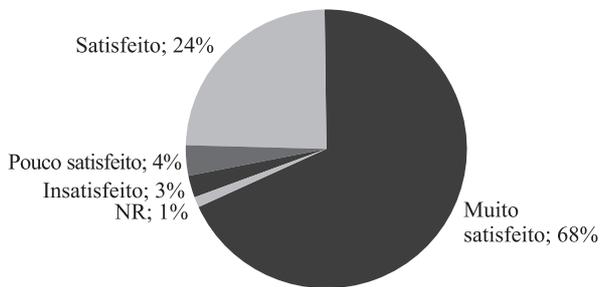
Tabela 3 – Número de entrevistados que declararam frequentar espaços/atividades culturais mais de 5 vezes ao ano (%)

	Cinema	Teatro	Concerto	Show	Dança	Total de entrevistados
Não visitantes	20,83	0	0	31,35	14,58	48
Visitantes	37,8	8,54	3,66	21,95	15,85	82
Total	31,54	5,38	2,31	25,38	15,38	130

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados levantados dos questionários.

Entre os visitantes, a avaliação do MGS é muito boa, porque 68% declaram estarem muito satisfeitos com a visita e 24%, satisfeitos (Gráfico 2).

Gráfico 2 – Avaliação do Museu da Gente Sergipana pelos visitantes



Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados levantados dos questionários.

Observa-se, pela leitura da Tabela 4, que o valor médio da disponibilidade a pagar (DAP) ingresso é menor que 10 reais. A DAP dos não visitantes é maior que a dos visitantes, o que sugere um viés comum neste tipo de análise: atribui-se muito valor a algo meritório mesmo não tendo conhecimento sobre tal e, sobretudo, porque não há um custo efetivo. Também se nota uma baixa incidência, praticamente nula, de zeros de protesto.

Tabela 4 – Número de entrevistados segundo faixas de disposição a pagar e valor médio do ingresso

	0	>0-3	>3-7	>7-10	>10-15	>15-20	>20-25	NR*	Total	VMI
Não Visitantes	1	7	9	11	4	3	1	11	48	8,625
Visitantes	1	20	23	22	2	5	0	9	82	6,863
Total	2	27	32	33	6	8	1	20	130	7,444

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados levantados dos questionários.

Embora poucos indivíduos tenham declarado baixa satisfação, é possível ver uma relação direta entre satisfação com o museu e DAP média,

dado que a DAP dos indivíduos muito satisfeitos foi significativamente maior que a dos satisfeitos (Tabela 5).

Tabela 5 – Número de visitantes segundo faixas de disposição a pagar e avaliação do Museu

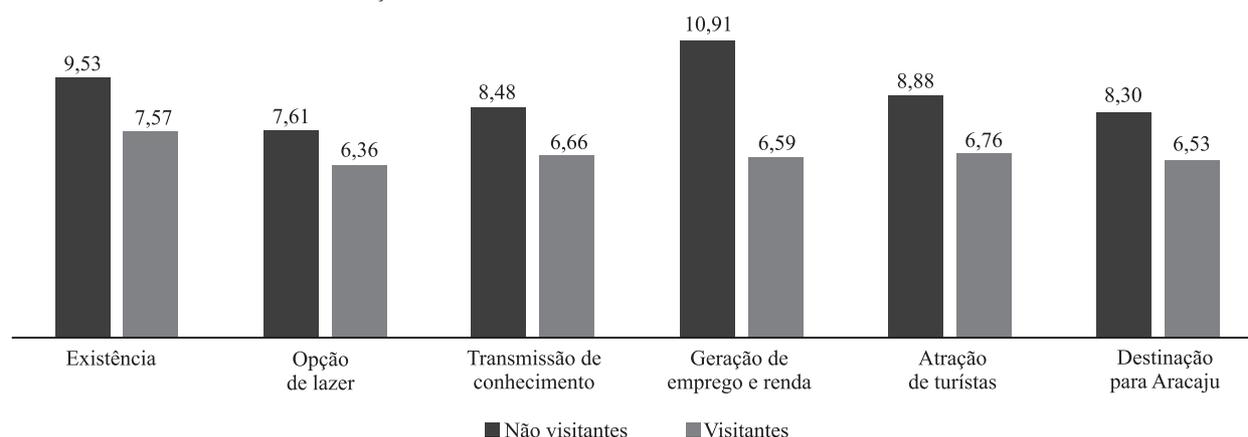
	0	>0-3	>3-7	>7-10	>10-15	>15-20	NR*	Total	Média
Insatisfeito	0	1	0	1	0	0	0	2	6
Pouco satisfeito	0	2	1	0	0	0	0	3	2,333
Satisfeito	1	5	7	2	1	1	3	20	5,823
Muito Satisfeito	0	12	15	18	1	4	6	56	7,46
NR*	0	0	0	1	0	0	0	1	10
Total	1	20	23	22	2	5	9	82	6,863

Fonte: elaborada pelos autores com base nos dados levantados dos questionários.

O principal motivo de valorização do museu apontado pelos não visitantes dispostos a pagar valores mais altos foi a geração de emprego e renda. A disposição a pagar, neste caso, pode estar

relacionada ao retorno do dinheiro investido para a economia. O motivo existência também corresponde a médias altas de DAP, tanto entre não visitantes, como entre os visitantes (Gráfico 3).

Gráfico 3 – Motivo de valorização do Museu e DAP



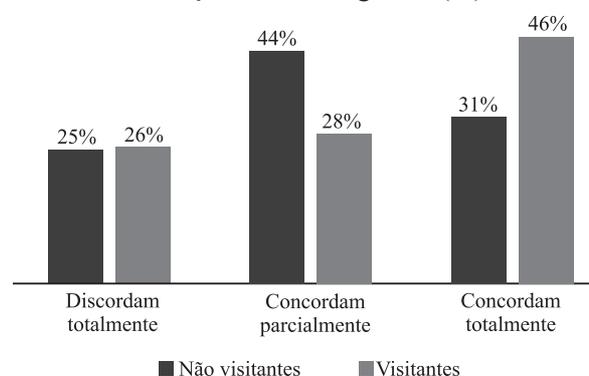
Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados levantados dos questionários.

Quando perguntados se o pagamento de ingresso era uma barreira à entrada em um museu, aproximadamente 75% dos entrevistados concordaram total ou parcialmente com a afirmação. Entre os visitantes, a maioria concorda totalmente. Já entre os não visitantes, a maioria concorda parcialmente.

Cerca de 20% dos indivíduos explicaram sua resposta diante da afirmação. A maioria deles discorda totalmente ou concorda parcialmente, justificando que o pagamento do ingresso deve servir para custear as despesas do museu com manutenção e manter a estrutura adequada à visitação. Alguns dos que discordam ou concordam parcialmente afirmam que o pagamento do ingresso é importante, pois a cultura deve ser valorizada e o pagamento vale a pena. Outros indivíduos, por outro lado, que concordaram total ou parcialmente, pensam que a população de baixa renda fica excluída do acesso à cultura, pois não tem condições de arcar com os custos do ingresso (Gráfico 4). Como justificativas dadas encontram-se: “É necessário pagar os custos de funcionamento”; “É preciso manter a estrutura adequada à visitação”; “Porque a cultura tem que ser valorizada”; “Vale a pena pagar”; “As pessoas têm outros gostos mais fúteis”; “Preços muito altos para um salário pequeno”; “Porque pessoas de baixa renda deixarão de ir”; “Pois quem não tem condições de pagar fica fora. Como se fosse uma ‘barreira’ cultural”.

As justificativas acima reportadas evidenciam, por um lado, conhecimento sobre problemas referentes à sustentabilidade de um equipamento cultural, como um museu e, por outro lado, o reconhecimento de que a demanda por essas visitas é fortemente afetada pelo nível de renda da população. Fatores estes já apontados na literatura (FARIA; MACHADO, 2015; MACHADO et al., 2015).

Gráfico 4 – Posição dos indivíduos quanto à afirmação sobre o ingresso (%)



Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados levantados dos questionários.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Através da pesquisa de campo aplicada em visitantes e não visitantes para reconhecer as relações entre cultura e economia no Museu da Gente Sergipana, observamos que o perfil do visitante é em sua maioria mulher, com faixa etária distribuída entre 20 e 60 anos, ensino superior incompleto ou completo, com faixa de renda entre R\$ 1.200,00 a R\$6.000,00 por mês e residentes em outros estados (aproximadamente a metade). Já o perfil dos não visitantes quanto ao sexo não ocorre com muita distinção entre homens e mulheres, faixas etárias entre 20 a 29 anos, ensino médio completo e superior incompleto, com renda mensal até R\$1.200,00 e, todos os entrevistados residentes no estado de Sergipe. A principal fonte de informação sobre o museu para o visitante é a TV, o boca a boca entre amigos e familiares. Os hábitos culturais dos visitantes se concentram em jornais, livros, cinema e teatro. Enquanto para os não visitantes, seus hábi-

tos concentram-se em shows. Quanto à avaliação da visita ao Museu, a maioria dos visitantes declararam estarem muito satisfeitos. A disponibilidade a pagar (DAP) é divergente entre os visitantes e não visitantes, uma vez que os não visitantes ainda não conhecem o museu e o valor atribuído é dado como meritório. Para os visitantes a DAP teve um relação direta entre o grau de satisfação e a disposição a pagar.

Os resultados aqui encontrados evidenciam o papel relevante do Museu da Gente Sergipana na cena cultural de Aracaju. Entretanto, ao contrário do prescrito por Ostrom e Hess (2007), os valores da comunidade compartilhados em um bem público que traz a história e saberes da gente sergipana, como o próprio nome enfatiza, não a mobiliza, provavelmente porque as estratégias de sua construção e os padrões de interação desenvolvidos não foram capazes de motivar identificação e pertencimento nessa comunidade. Associado a esse achado, observa-se que a valorização cultural se distingue da econômica, porque os visitantes se pronunciam de forma mais intensa contra a cobrança de ingressos, embora, entre eles, o maior valor médio de ingresso é atribuído à importância da existência do museu para a cidade.

A interação entre a comunidade e gestores da cena cultural, sobretudo gestores do museu, pode reforçar a formação de *habitus*, promovendo algo distinto do proposto por Bourdieu. As ações educativas junto a escolas públicas trazem não só a possibilidade de interação dinâmica com uma comunidade mais carente, de estrato social em que o acesso a atividade cultural é bem restrito, mas também protagonista de um saber tradicional que a distingue e é conteúdo do conceito deste museu. Assumindo novas estratégias, provavelmente, o processo de fidelização e identidade do residente com o espaço pode ser construído de forma mais legítima e pertencida.

## REFERÊNCIAS

- BEDATE, A. M.; HERRERO L.C.; SANZ J. A. Economic valuation of a contemporary art museum: correction of hypothetical bias using a certainty question. **Journal of Cultural Economics**, v. 33, n. 3, p. 185-199, 2009.
- BEMVENUTI, A. Museu para todos: o papel da ação educativa como mediadora cultural. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PESQUISADORES DE ARTES PLÁSTICAS DINÂMICAS EPISTEMOLÓGICAS EM ARTES VISUAIS, 16., 2007. Florianópolis-SC. **Anais...**, Anpap, 2007.
- BOURDIEU, P. **A distinção: crítica social do julgamento**. São Paulo: Edusp; Porto Alegre, RS: Zouk, 2007.
- CONCEIÇÃO DA, M. R. M. Museu da Gente Sergipana: memórias, imaginários e representações. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL – POLÍTICAS CULTURAIS, 5., Setor de Políticas Culturais – Fundação Casa de Rui Barbosa, 2014, **Anais...**, Rio de Janeiro, 2014.
- CONCEIÇÃO DA, M. R. M. Materialização de políticas culturais: o museu da gente sergipana e a construção de identidades. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL – POLÍTICAS CULTURAIS, 5º. Setor de Políticas Culturais – Fundação Casa de Rui Barbosa, 2014. **Anais...**, Rio de Janeiro, 2014.
- CORREIA, M. W. O. **Museus, criatividade e desenvolvimento: o caso de Sergipe**. São Cristóvão, 2015. 75 fls. Dissertação (Mestrado) - Núcleo de Pós-Graduação e Pesquisa em Economia da Universidade Federal de Sergipe, 2015.
- DIAMOND, P.A.; HAUSMAN, J.A. Contingente evaluation: is some number better than no number? **The Journal of Economic Perspective**, v. 8, n. 4, p. 45-64, 1994.
- FARIA, D.; MACHADO, A. F. Factors associated to art museum visitation: the Inhotim case. **Business Management Review (BMR)**, v. 5, p. 196-207, 2015.
- HERSCOVICI, A. Economia política da comunicação: uma tentativa de definição epistemológica. **Revista Eptic Online** v. 16, n.3, p. 84-98. Set-dez, 2014.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Brasília: IBGE, 2014. Disponível em: < www.ibge.gov.br > . Acesso em: 10 out. 2015.

IBRAM- INSTITUTO BRASILEIRO DE MUSEUS. Brasília: IBRAM, 2014. Disponível em: <[www.museus.gov.br/ibram-publicacao](http://www.museus.gov.br/ibram-publicacao)>. Acesso em: 25 ago. 2015

MACHADO, A. F.; FARIA, D.; DINIZ, S. C.; PAGLIOTO, B.; MICHEL, R. C.; MELO, G. V. Fatores associados à avaliação de bens públicos: o caso do Circuito Cultural Praça da Liberdade. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE PESQUISA EM CULTURA, 3., 2015, Crato-CE. **Anais...**, Ceará, 2015.

MAFFEI, W. R. **O impacto das tecnologias da informação e comunicação em Museus: estudo de caso no Museu da Gente Sergipana**. Porto Alegre. 2012. 79 fls, Trabalho de Conclusão de Curso. Universidade Federal do Rio Grande do Sul- Cinted/UFRGS, 2012.

MGS. MUSEU DA GENTE SERGIPANA. Aracaju: MGS: 2015. Disponível em: <[www.museudagentesergipana.com.br](http://www.museudagentesergipana.com.br)> Acesso em: 10 ago. 2015.

MUSEUS e a dimensão econômica: da cadeia produtiva à gestão sustentável. Instituto Brasileiro de Museus. 142 p. Coleção Museu, Economia e Sustentabilidade, v. 2, Brasília, DF: Ibram, 2014.

OSTROM, E.; HESS, C. **A framework for analyzing the knowledge commons**. In: HESS, C.; OSTROM, E. (Ed.). *Understanding knowledge as a commons*. Cambridge, Massachusetts, London: The MIT Press, 2007.

SANTAGATA, W.; SIGNORELLO, G. Contingent valuation of a cultural public good and policy design: the case of “Napoli Musei Aperti”. **Journal of Cultural Economics**, v. 35, p.181-204, 2000.

## O QUE DIZEM AS AVALIAÇÕES DA POLÍTICA DE DESENVOLVIMENTO REGIONAL NO BRASIL?

### What is say evaluations of regional policy of development in Brazil?

**Rodrigo Portugal**

Economista da Superintendência do Desenvolvimento da Amazônia (Sudam). Doutorando em Planejamento Urbano e Regional pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Foi bolsista Erasmus Mundus na Technische Universität Dresden na Alemanha (2009-2010), economista do Banco da Amazônia S.A. (2012-2014) e Pesquisador Assistente III do IPEA (2014-2016). rodrigo.portugal88@gmail.com

---

**Resumo:** O artigo busca dar um panorama das avaliações sobre o desenvolvimento regional no Brasil a partir dos anos 2000, mais especificamente, sobre os instrumentos da Política Nacional de Desenvolvimento Regional (PNDR) (Fundos Constitucionais de Financiamento, Fundos de Desenvolvimento Regional e Incentivos Fiscais). A metodologia se baseou no Marco Lógico e 6Es de desempenho e analisou textos realizados pelas universidades, institutos de pesquisa, superintendências e bancos de desenvolvimento regional. A análise mostrou que os fundos constitucionais para o norte e nordeste, a eficácia e a efetividade e os impactos econômicos são os mais pesquisados. Os resultados constataram que os fundos constitucionais impactaram no emprego e na massa salarial, mas não no salário médio, além de que ainda falta avançar em aspectos ambientais e sociais das avaliações, na produtividade das atividades atendidas e na concentração intrarregional. Percebeu-se uma divergência em torno do PIB, a variável mais utilizada para medir as desigualdades regionais. Alguns constataram não afetar positivamente o PIB per capita macrorregional, enquanto outros encontraram impactos positivos no valor adicionado, impostos, produção e no financiamento local. Outro indício importante foi de que quanto mais pulverizado o crédito, maiores os efeitos positivos sobre a economia.

**Palavras Chaves:** Avaliação; Metodologias; Resultados; Política de desenvolvimento regional brasileira.

**Abstract:** The article aims to give an overview on the main evaluations of Brazilian Regional Development Policies since the 2000s, specifically on the instruments of the National Regional Development Policy (NPDR) (Constitutional Funds, Regional Development Funds and Tax Incentives). The methodology was based on the Logical Framework and 6Es of performance and analyzed texts done by universities, research institutes, banks and regional superintendencies of development. The analysis showed that constitutional funds for the north and northeast, effectiveness and efficacy and economic impacts are the most researched. The results showed that constitutional funds impact positively employment and wage mass, but not the average salary. Moreover, there is still a lack of progress in productivity in benefited activities and in the environmental and social aspects of evaluations. There was also a divergence over GDP, the most widely variable to measure regional inequalities. Some researchers found that constitutional funds did not affect positively the GDP per capita at macro-regional level, while others found positive impacts on value added, taxes, production and local financing. Another important indication was if more credit spread, greater positive effects on economy.

**Keywords:** Evaluation; Methodologies; Results; Brazilian Regional Policy of Development.

## 1 INTRODUÇÃO

O artigo busca verificar o que dizem as avaliações sobre o desenvolvimento regional no Brasil a partir dos anos 2000. O objetivo é identificar quais caminhos os atuais instrumentos da Política de Desenvolvimento Regional (PDR) brasileira (Fundos Constitucionais de Financiamento, Fundos de Desenvolvimento Regional e Incentivos Fiscais) estão trilhando e os seus desdobramentos sobre a sociedade.

As políticas de desenvolvimento regional tiveram grande repercussão nas décadas de 1970 e 1980 baseadas em incentivos fiscais, financeiros e investimentos estatais (GUIMARÃES, 2010). Grandes valores foram gastos, porém foram escassas as avaliações de impacto sobre aquelas políticas.

Na década de 1980 e 1990, segundo Lopreato (2008) o estado brasileiro passou por uma severa crise fiscal e financeira e retraiu suas ações em políticas de desenvolvimento regional. Menores recursos geraram maiores pressões sobre a qualidade do gasto, o que influenciou na formulação de avaliações para auferir os impactos gerados pela política regional. Nesse período, foram realizados estudos sobre os impactos dos incentivos fiscais (REZENDE, OLIVEIRA; BIASOTO JR., 1995) e do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO) (SUDAM, 1998) na Amazônia.

No fim dos anos 1990, houve um marco na Academia para o retorno das PDRs quando Araújo (1999) publicou um artigo em que discorreu sobre a necessidade de uma PDR no Brasil, o que desencadeou uma série de debates que culminaram na apresentação da Política Nacional de Desenvolvimento Regional (PNDR) em 2003.

A PNDR, institucionalizada em 2007 pelo Decreto nº 6.047/2007, pressupunha seis mecanismos de financiamento: a) Orçamento Geral da União (OGU); b) Fundos Constitucionais de Financiamento; c) Fundos de Desenvolvimento Regional; d) Incentivos e Benefícios Fiscais; e) outros Fundos com a finalidade de reduzir as desigualdades regionais; e f) recursos dos agentes financeiros oficiais. Eles seriam os seus instrumentos de ação. Nesse trabalho, os itens (b), (c) e (d) foram denominados de instrumentos explícitos da PNDR.

Ela seria uma política de Estado que articularia os mecanismos de financiamento para a diminuição das desigualdades regionais, como preza a Constituição Federal brasileira de 1988 no seu art. 3º, III.

Com esse objetivo foram recriadas as Superintendências de Desenvolvimento da Amazônia (Sudam), do Nordeste (Sudene) e do Centro Oeste (Sudeco), que ficariam a cargo da aplicação dos Incentivos Fiscais<sup>1</sup> e Fundos de Desenvolvimento da Amazônia (FDA) e do Nordeste (FDNE) e Centro-Oeste (FDCO). O Banco da Amazônia S.A (Basa), do Nordeste (BNB) e Banco do Brasil foram integrados à política no que tange a administração dos fundos constitucionais do Norte (FNO), Nordeste (FNE) e Centro Oeste (FCO). E toda a política ficaria sob a supervisão do Ministério da Integração Nacional (MI).

A partir do marco da PNDR, em 2003, começaram a surgir diversas avaliações sobre os fundos constitucionais. As universidades, o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e os Bancos de Desenvolvimento Regional (Basa e BNB) utilizaram os mais variados métodos para mensurar impactos sobre emprego, renda, produtividade, impostos, desmatamento, desigualdades regionais, entre outros.

As avaliações sobre os outros instrumentos explícitos ainda são incipientes tanto pela instabilidade das Superintendências de Desenvolvimento Regional (Sudam, Sudene e Sudeco), quanto pela fragilidade da própria PNDR enquanto política de Estado (COELHO, 2015). Apenas nos últimos dois anos que a Sudam (2016a, 2016b) avaliou os fundos regionais e incentivos fiscais e o Ipea avaliou os recursos orçamentários do MI2.

Neste contexto, o artigo vem dar um panorama sobre essas avaliações e o que elas dizem sobre os impactos gerados. A primeira seção mostra as principais metodologias utilizadas, a segunda versa sobre os resultados obtidos e a terceira faz a guisa de conclusões.

## 2 AS PRINCIPAIS METODOLOGIAS EMPREGADAS

A avaliação sistemática de políticas públicas ainda é um processo recente no Brasil e o Tribunal de Contas da União (TCU) deu uma contribuição significativa para a formação de uma cultura de avaliação em 2001 (TCU, 2001). Com base no modelo formulado pelo Banco Interamericano de Desenvol-

1 Só existem incentivos fiscais para a área de abrangência da Sudam e Sudene.

2 As avaliações só foram realizadas após decisões do TCU em 2012, que culminaram nos acórdãos nº 3.564/2014 e nº 1.005/2014 e que determinarem uma avaliação sobre os instrumentos da PNDR.

vimento (BID) em 1997, ele estruturou um Marco Lógico para embasar suas ações, na qual as atividades realizadas deveriam gerar um produto que, por sua vez, teriam um objetivo e uma finalidade.

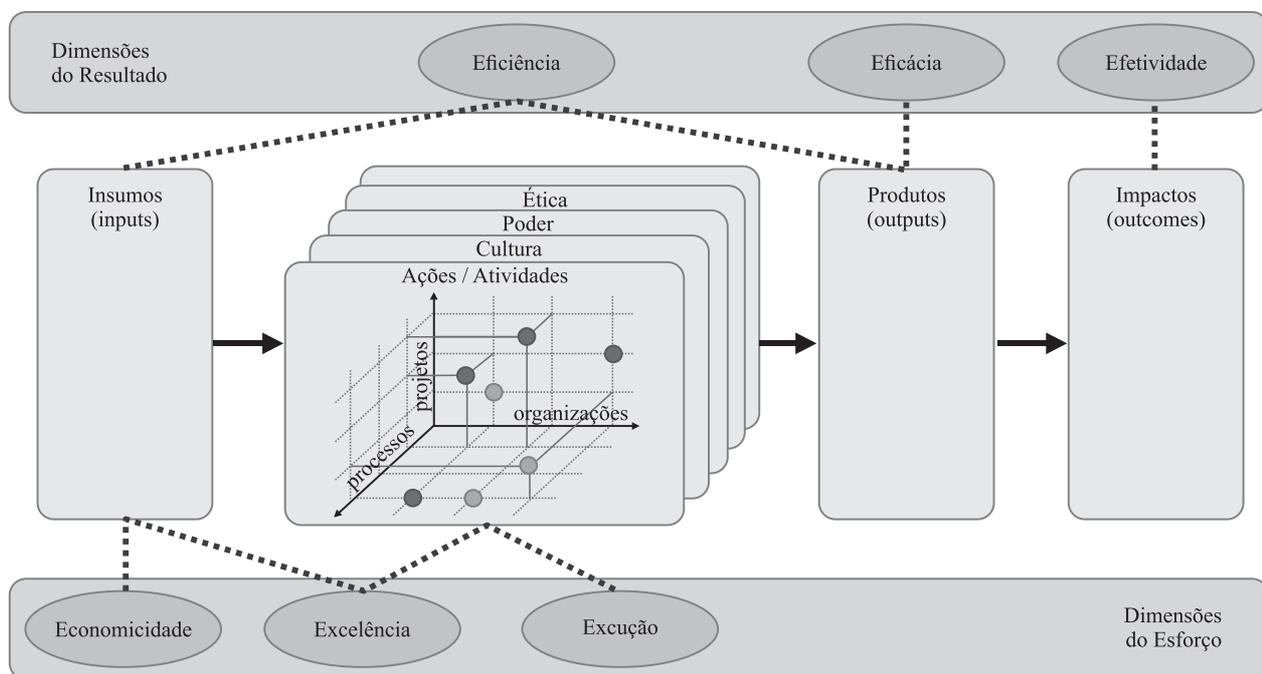
Em 2005, o Governo Federal brasileiro instituiu a GesPública (Decreto nº 5.378/2005), um conjunto de medidas que visou a melhorar a gestão interna dos órgãos públicos, o que deu base para a publicação pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG) em 2009 do Guia Referencial para Medição de Desempenho e Manual para Construção de Indicadores (BRASIL, 2009) que visou a balizar as avaliações dos entes

públicos no Brasil, pois o Marco Lógico ainda se encontrava restrito ao TCU.

## 2.1 O método para analisar os resultados.

A metodologia empregada pelo MPOG foi os 6 Es de desempenho, que avançou em relação ao Marco Lógico ao melhor enquadrar as ações governamentais, pois formulou uma cadeia de valor separada em dimensões (esforço e resultado) e subdimensões (excelência, economicidade, execução, eficiência, eficácia e efetividade), conforme a Figura 1.

Figura 1 – Cadeia de valor e os 6 Es de desempenho



Fonte: Brasil (2009).

A lógica da cadeia de valor mostra as etapas da ação governamental, desde a obtenção de recursos até a geração de impactos (Insumo à Ação à Produto à Impacto). Cada uma das etapas da cadeia se relaciona a uma dimensão e subdimensão (Es), como por exemplo, os impactos na dimensão de resultado e na subdimensão de efetividade.

A dimensão do esforço se refere ao trabalho para implantação da política. Ele se divide em Execução, que diz respeito à realização dos processos, projetos e ações conforme os regulamentos; Economicidade, que busca a obtenção de recursos com o menor ônus possível; e Excelência, que mostra a conformidade com os padrões de excelência estabelecidos.

A dimensão do resultado se divide em Eficiência, que compara a relação entre os produtos gerados (*outputs*) com os insumos utilizados; Eficácia, que avalia os produtos (*outputs*) da política; e Efetividade, que analisa os impactos (*outcomes*) do programa sobre a população. A soma dos esforços com os resultados geram o desempenho e o objetivo é melhor geri-lo e aperfeiçoar o processo de tomada de decisão.

A descrição dos 6Es de desempenho e do Marco Lógico foi necessária, pois no artigo eles dão suporte metodológico para análise das avaliações já realizadas sobre os instrumentos da PDR brasileira.

## 2.2 Os métodos utilizados para avaliar os instrumentos

Várias avaliações já foram realizadas e o texto não pretende ser exaustivo nos métodos utilizados a partir de 2000, por isso as metodologias elencadas são aqueles mais recorrentes na literatura.

Nas instituições envolvidas com a PNDR, o BNB utilizou a partir de 2009 conceitos do Marco Lógico para formular uma Matriz de Estrutura Lógica e pautar suas avaliações (BNB, 2010d). Naquele ano, foi avaliado o FNE como um todo e suas ramificações, como o industrial e o comércio e serviços (BNB, 2009b) e alguns programas individuais como o de Apoio ao Desenvolvimento da Agroindústria do Nordeste (Agrin) e o de Apoio ao Turismo Regional (Proatur). Do mesmo modo, a Sudam, em 2016, utilizou a Matriz de Estrutura Lógica aliado aos 6Es de desempenho para avaliar o FDA e os Incentivos Fiscais.

As avaliações que utilizaram o Marco Lógico ou os 6 Es de desempenho em sua totalidade são mais abrangentes e servem para caracterizar os dados existentes. Entretanto, são mais comuns as avaliações que focam sobre determinado E, especialmente de Efetividade e Eficácia. Além disso, o foco das avaliações foi sobre os fundos constitucionais, devido à instabilidade das Superintendências Regionais - extintas em 2001 e recriadas em 2007 – o que prejudicou o fornecimento de dados para os incentivos fiscais e fundos regionais.

O método mais recorrente para análise de eficácia dos fundos constitucionais é o *Propensity Score Matching* (PSM). Os bancos, as universidades e o Ipea já o utilizaram várias vezes para avaliar o impacto sobre a renda, emprego e massa salarial. Segundo Resende et al (2014), o método consiste em comparar indivíduos com características similares, divididos entre aqueles que recebem (grupo de tratamento) e os que não recebem desembolsos do fundo (grupo de controle) para saber o impacto sobre os recebedores.

As evoluções do PSM para avaliar os fundos foram o *Propensity Score Generalizado* (PSG) e a Primeira Diferença. O primeiro compara dois grupos homogêneos, mas verifica os efeitos de diferentes intensidades de tratamento, ou seja, o efeito dose, segundo Oliveira, Menezes e Resende (2015). Por exemplo, o resultado sobre a geração

de empregos de acordo com o montante emprestado pelos fundos constitucionais.

O segundo calcula, através da diferença matemática, a mudança nas médias das variáveis (emprego, renda, massa salarial) no período posterior à política e em vários níveis, o que foi utilizado por Resende (2012a; 2012b) para verificar os efeitos dos fundos sobre o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* dos municípios, micro e mesorregiões do Nordeste e no estado do Ceará.

Isso estimulou a utilização de outro método para saber os efeitos sobre uma região e o seu transbordamento (*spillover*) em regiões próximas, como as regressões de dados em painel com efeito fixo, para medir os efeitos diretos e indiretos da política. Segundo Le Sage e Pace (2009), o efeito direto surge quando a variável independente influencia a dependente na mesma unidade geográfica. O indireto é quando ela causa mudança em unidades vizinhas, como a mudança que os desembolsos dos fundos constitucionais causam na cidade onde foram aplicados e nas cidades próximas.

As metodologias anteriores foram mais recorrentes, embora outras já tenham sido utilizadas para mensurar os fundos. O Basa (2013f) utilizou a regressão multivariada por método dos momentos generalizados (MMG), a Análise Fatorial e a Produtividade Total dos Fatores (PTF) para medir a eficácia do FNO. Os três métodos foram utilizados para avaliar os níveis de produtividade do trabalho (VPT) nas firmas beneficiadas e, ao fim, foram comparados.

O Basa verificou por MMG se a produtividade é influenciada por variáveis como capital humano, infraestrutura e crédito criando um índice de 0 a 1. Os setores econômicos que alcançaram notas entre 0 e 0,25 indicaram ineficácia da política na VPT, enquanto os que ficaram no quartil superior (0,75 a 1) mostraram ser eficazes. Os que ficaram no intervalo médio apresentaram eficácia moderada.

A análise fatorial partiu de um princípio similar e criou o Índice de Eficácia Geral (IEG) em que 0 é o grupo de atividades mais ineficazes e 1 as mais eficazes. Além disso, se analisou não apenas a influência na VPT, mas também na dimensão de emprego e renda, na oportunidade de negócios e na competitividade sistêmica, que são objetivos da PNDR.

A PTF avaliou o desempenho econômico e se os fatores (capital físico, humano, social, natural) exis-

tentes estão atuando no limiar de sua produtividade e contribuindo para o crescimento econômico.

Ainda no que tange a produtividade foi feita uma análise de convergência que verificou se houve um estreitamento entre os níveis mais baixos e mais altos de renda ao longo do tempo. Para os Fundos Constitucionais, foi analisado se ocorreu uma convergência entre os fatores de produção terra e trabalho no setor agropecuário, comparando dois períodos antes e dois depois da política.

Na efetividade, outro método, um pouco mais antigo, já utilizado nos anos 1980 pelas Superintendências Regionais foi a Matriz Insumo Produto (MIP). Nele, os setores estão relacionados entre si, comprando e vendendo uns para os outros. De acordo com Guilhoto (2011), a MIP calcula o fluxo de consumos intermediários e finais de vários setores da economia, formula um valor adicionado total e identifica os setores chave em determinada região. O objetivo é saber quais setores têm maiores impactos na produção, geração de emprego, renda e tributos.

Assim como no PSM, uma evolução da MIP já foi utilizada para analisar os fundos constitucionais: são os Modelos Interregionais de Equilíbrio Geral Computável (IEGC). O objetivo desse modelo também é medir os impactos dos setores sobre as economias regionais, no entanto, segundo Fochezza (2005), ele avança no sentido de possibilitar variações nos preços relativos e na substituição dos fatores de produção e produtos. Na MIP, os preços e os fatores de produção são rígidos. Por exemplo, ele pode levar em consideração mudanças na quantidade de mão de obra empregada ao longo do tempo, o que torna a análise mais real.

Os métodos que utilizam regressões estatísticas são mais recorrentes para medir os impactos dos fundos, pois eles isolam o efeito específico da variável independente sobre uma variável que a política queira afetar, como por exemplo, o impacto do FNE sobre o PIB, sem ser afetado por outros programas ou variáveis.

No entanto, não se deve deixar de lado o valor das avaliações que utilizam estatísticas descritivas, como média, desvio padrão e escores padronizados – que não fazem esse isolamento. Como disse Reis e Reis (2002), as estatísticas descritivas são uma forma simples de organizar, resumir e descrever aspectos importantes dos dados e compará-los com os resultados das regressões.

Nas avaliações dos instrumentos da Política Regional, a análise descritiva geralmente foi utilizada para verificar o nível de concentração intra e inter-regional dos fundos, como em Jayme Jr. e Crocco (2005), Cintra (2007) e Macedo e Matos (2008).

Do mesmo modo, sem o aporte quantitativo e de regressão estatística, o Ipea utilizou uma metodologia diferente, mais qualitativa, que com base em entrevistas semiestruturadas buscou captar as percepções dos ofertantes, demandantes e atores locais sobre a PNDR e os fundos constitucionais. A pesquisa foi um projeto piloto para aplicação do método do grupo focal<sup>3</sup> que será utilizado na Avaliação Continuada dos Instrumentos da PNDR<sup>4</sup>. Com isso, visou esclarecer pontos obscuros que, porventura, sejam encontrados nas pesquisas quantitativas.

As pesquisas de campo também foram utilizadas para dar suporte às outras metodologias, como a aplicação de 140 questionários pelo BNB para auxiliar a MIP e a Matriz de Estrutura Lógica e as entrevistas do Basa (2013f) que atuaram em consonância com o MMG, Análise Fatorial e PTF numa abordagem quali-quantitativa sobre o FNO.

### 3 A LÓGICA E O QUE DIZEM AS AVALIAÇÕES?

A análise sucinta de cada método mostrou a diversidade das avaliações já realizadas que focaram, sobretudo, a efetividade e eficácia, o grau de emprego, renda, massa salarial, produtividade e concentração intrarregional.

Mas qual a lógica por trás delas? E o que dizem? A lógica definida por Sudam (2016b) seria que os instrumentos realizariam concessão de empréstimos subsidiados e dariam incentivos fiscais ao setor privado (eficiência) para implantação de projetos (eficácia) que elevassem os investimentos privados, que, por sua vez, fortaleceriam a atividade produtiva com geração de emprego e renda e, conseqüente, desenvolvimento econômico e social das regiões (diminuição das desigualdades) (efetividade).

Por outro lado, o BNB (2010d) classifica que o objetivo do FNE seria contribuir para o desenvolvimento econômico e social, por meio de pro-

3 De acordo com Dias (2000), o método consiste na identificação das características subjetivas do tema por meio de entrevistas, discussões e relatos de beneficiários das políticas públicas.

4 É uma proposta de avaliação periódica com base nas dimensões de eficiência, eficácia e efetividade desenvolvida por uma parceria entre o Ipea e o MI (RESENDE et. al, 2014).

gramas de crédito que teriam como produto os empreendimentos, como resultado a elevação de emprego, produção, faturamento, modernização e preservação ambiental e como impactos o aumento do PIB regional, produção e emprego regional e, finalmente, a redução das desigualdades regionais.

A lógica para as duas instituições é econômica e nesse sentido, as avaliações avaliam resultados econômicos. Mesmo que o BNB tenha posto a preservação ambiental como resultado, são poucas as que abordam outras dimensões, como Basa (2013a, 2013f), BNB (2009a, 2010b) e Oliveira e Domingues (2005), o que se constitui uma seara que precisa avançar nos métodos avaliativos da PDR brasileira.

De certa forma, a lógica é um pouco controversa nas avaliações. Resende (2012b) já havia alertado sobre a imprecisão do conceito de reduzir as desigualdades regionais que está na Constituição e analisou o incremento do PIB *per capita* como um resultado (eficácia), ao passo que o Basa, seguindo o art. 2º, parágrafo único do Decreto nº 6.047/2007 (PNDR), mensurou a produtividade também como eficácia. O BNB entende o produto e o resultado como eficácia (emprego, produção, faturamento), enquanto a Sudam (2016a) verificou o emprego e investimento como efetividade, seguindo a sua lógica de atuação, que separa o impacto intermediário do instrumento e o final da política.

Portanto, a fragilidade nos objetivos da PNDR e a ainda incipiente cultura de avaliação e monitoramento nos órgãos públicos fizeram com que os trabalhos seguissem cada um a sua lógica para os instrumentos da PNDR.

### 3.1 Os instrumentos aumentam o emprego, salário médio e massa salarial?

O método mais utilizado para avaliar a eficácia dos fundos constitucionais no incremento do emprego, salário e massa salarial foi o *PSM*. Normalmente, as avaliações detectaram que as empresas com recursos dos fundos geraram mais empregos, o que afetou a massa salarial, mas sem grandes repercussões sobre o salário médio.

Para o Nordeste (FNE) foi constatada variação positiva sobre o emprego e massa salarial, mas não sobre o salário médio entre 1995 e 1998 (SOARES; SOUSA; PEREIRA NETO, 2009), 2000-2005 (BNB, 2009c) e 2000-2008 (BNB, 2014). Para o

Norte (FNO) o mesmo ocorreu entre 2000 e 2003, porém, para o Centro Oeste (FCO) não foi notado impacto nessas duas variáveis no mesmo período, conforme Silva, Resende e Silveira Neto (2009).

Com relação ao tempo de impacto, Silva, Resende e Silveira Neto (2007) mostraram que os recursos do FNE deixaram de influenciar a geração de empregos quando a amostra de dados foi expandida para o período de 1995 a 2000 e Basa (2013e) também verificou os efeitos em um período mais curto, ao concluir que de 2000 a 2010 o impacto do FNO foi significativo sobre a massa salarial e menor sobre o nível de emprego no longo prazo. O trabalho mostrou que o emprego e o salário médio têm maiores impactos nos primeiros anos após a contratação, mas que vão perdendo o fôlego ao longo do tempo.

Por outro lado, o BNB (2009c) verificou que no primeiro ano após o financiamento foram adicionados na média 2 empregos, no terceiro ano 5 e no quinto 11, além de que 75% dos empregos gerados foram influenciados pelo FNE.

Outro ponto salientado por Silva, Resende e Silveira Neto (2006) foi o maior impacto sobre micro e pequenas empresas. Eles encontraram melhores resultados na variação de empregos nesses grupos no Norte e no Nordeste, assim como Oliveira, Menezes e Resende (2015) que foram mais além, ao verificar por meio do efeito dose-resposta, que entre 2004 e 2011 em Goiás os financiamentos até R\$ 200 mil<sup>5</sup> tinham maior impacto proporcional sobre o emprego e o salário do que os empréstimos acima desse valor.

No caso da eficiência, o BNB (2014) constatou que os benefícios do FNE superaram os seus custos, ou seja, a quantidade de empregos efetivamente gerados foi superior à expectativa da geração de empregos.

Nos outros instrumentos, a análise foi realizada pela Sudam (2016a, 2016b) para a Amazônia Legal e abordou somente o emprego, mas como variável de efetividade. O estudo mostrou que as empresas beneficiárias dos incentivos fiscais mantêm um bom percentual de emprego, principalmente em Manaus, e que pela natureza dos fundos de desenvolvimento regional – apoio a investimentos em infraestrutura – estes não geram/mantêm tantos empregos.

5 Segundo a Lei Complementar nº 123/2007, a microempresa é aquela que tem faturamento anual até R\$ 360 mil.

### 3.2 Além do emprego e salários, eleva o PIB *per capita*?

A lógica de Sudam (2016a) e BNB (2010d) – e a teoria econômica – diz que a elevação do emprego, aumenta a renda, que aumenta o consumo, investimentos e eleva o PIB. Assim, os instrumentos deveriam impactar o PIB regional e causar “desenvolvimento”. Lançada a questão, algumas avaliações que utilizaram a Primeira Diferença mostraram que os fundos impactaram o emprego no nível da firma, mas não afetaram o PIB *per capita* nos municípios, micro e mesorregiões em algumas regiões (RESENDE, 2012a)<sup>6</sup>.

Outros estudos mais recentes, como Resende (2014a; 2014b) e Resende, Cravo e Pires (2014), ao utilizar modelos de dados em painel com efeitos fixos para o período de 2004 a 2010 mostraram impactos no Nordeste e nas outras duas regiões. No Nordeste, houve impactos positivos no PIB *per capita* dos municípios e microrregiões. No Centro-oeste os impactos foram nos municípios e no Norte o FNO-Setorial impactou positivamente o PIB *per capita* municipal.

Galeano e Feijó (2012) encontraram resultados diferentes ao somar os fundos aos créditos do BNDES para 2000 a 2008. Eles verificaram impactos positivos sobre o PIB *per capita* e a produtividade do trabalho na região norte.

Em um período maior (1999-2011), e direcionado para as tipologias da PNDR<sup>7</sup> e seus efeitos espaciais, Resende, Silva e Silva Junior (2015) detectaram impacto positivo no PIB *per capita* municipal nas três regiões. No Nordeste houve impactos microrregionais e sobre o PIB *per capita* dos municípios vizinhos aos tomadores, no Norte os efeitos foram percebidos quando os recursos foram aplicados nas tipologias dinâmicas e estagnadas e no Centro-oeste apenas na alta renda.

Os modelos quantitativos de eficácia captaram relação dos fundos com as variações positivas do PIB *per capita* e é nesse sentido, que a avaliação qualitativa do Ipea (2015) foi complementar – dando um caráter de efetividade à elas – pois percebeu as mudanças que o acesso ao crédito realiza na vida das pessoas. São pequenos empreendimentos como lojas, revendedores de cosméticos e lanchonetes

cujos mercados locais são o principal foco da atuação. Eles não têm um grande efeito macrorregional, mas possuem um grande impacto social e local.

Exemplos não faltam no Norte e Nordeste, como o pequeno agricultor que ao ver sua colheita destruída pela seca conseguiu empréstimos para vender cosméticos e manter a sua renda, ou o revendedor de medicamentos, imigrante nordestino na Amazônia, que tomou empréstimo para abrir sua farmácia na pequena cidade de Tefê.

Isso mostra a necessidade de avaliações em dimensões além da econômica, mais quali-quantitativas. São raras as avaliações quantitativas que tentam captar dimensões ambientais e sociais, como Oliveira e Domingues (2005) que, apesar de não terem encontrado relações positivas entre o FNO e FCO no crescimento do PIB municipal, utilizando dados em painel para 1991 e 2000, consideraram a infraestrutura, saúde, educação e o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) no modelo.

Pesquisas de campo organizadas pelos bancos focaram nos impactos econômicos, mas conseguiram captar efeitos sociais e ambientais. O Basa (2013f) concluiu, a partir de entrevistas entre 2006 e 2011, que a política de crédito teve eficácia e contribuiu para a economia local ao elevar o faturamento bruto, a margem de lucro e a organização social, em diferentes graus. Além de influenciar nos investimentos para reduzir o impacto ambiental e elevar a segurança no trabalho.

O BNB (2010a) apontou, entre resultados como elevação de emprego, produtividade e modernização, um aumento percentual de empresas que realizam tratamento de resíduos sólidos, coleta seletiva de lixo e que possuem licenciamento ambiental. Ele também concluiu que os beneficiários do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) B tem uma deficiente condição de moradia, segurança alimentar, de acesso à saúde e água e ainda são incipientes a percepção de impacto do FNE sobre essas variáveis.

A sociedade e o meio ambiente ainda são dimensões pouco compreendidas pelas avaliações econômicas e quantitativas atuais, com forte apelo sobre o emprego, salários e o PIB, apesar de estarem incluídas na redução das desigualdades regionais, mesmo que esse termo ainda seja nebuloso na literatura sobre as avaliações da PNDR.

6 Todavia Resende (2012b) encontrou impactos do FNE-industrial a nível municipal no Ceará nos anos de 2000 a 2003 e de 2000 a 2006.

7 Classificação de microrregiões em Alta renda, Estagnada, Dinâmica e Baixa Renda de acordo com seu dinamismo.

### 3.3 E os impostos, produção e valor adicionado ao PIB?

A concentração na economia é encontrada em diferentes estudos que avaliam impactos dos instrumentos, como sobre os impostos ou valor adicionado ao PIB total. A metodologia mais utilizada para responder essas perguntas é a MIP. Em estudos do BNB ela foi utilizada com a Matriz de Estrutura Lógica para calcular a efetividade dos fundos, como em 2010 quando o banco avaliou o Proatur e constatou impacto do FNE na geração de empregos (mais uma vez), na receita gerada e no fluxo de renda (valor agregado) em alguns estados nordestinos, como Bahia, Ceará e Rio Grande do Norte, especialmente, na atividade de alojamento (BNB, 2010b).

O BNB continuou a usar o mesmo método em relatórios de 2010, 2011 e 2012 para identificar setores chaves no Nordeste e identificou o setor rural – adicionou ao PIB R\$ 5,4 bilhões dos R\$ 14 bilhões totais do FNE em 2011 – como o que apresenta o maior efeito multiplicador sobre o emprego, impostos e a renda (BNB, 2010c, 2011, 2012).

O Banco da Amazônia usou a MIP em paralelo ao IEGC<sup>8</sup> para identificar setores chave e os impactos sobre o emprego, a renda, a produção e os impostos. Os resultados encontrados por Basa (2013d) indicaram que houve impacto no valor da produção em setores como comércio e agroindústria, mas em outros não, como soja e fruticultura. Houve também incremento na massa salarial, na renda do capital, nos impostos e no PIB dos estados. No Pará, por exemplo, R\$ 1 aplicado pelo FNO significou R\$ 3,77 de incremento do PIB e 3%, em média, na arrecadação do governo. Por outro lado, esses aumentos não impactaram o resto do Brasil, comprovando mais uma vez os efeitos locais dos fundos.

Os fundos têm impactos sobre variáveis econômicas e há uma controvérsia entre os seus impactos sobre o PIB. Em dados agregados, por meio da MIP ou IEGC, constatou-se um grande valor adicionado pelas empresas beneficiárias ao PIB, porém quando se dividiu o PIB por trabalhador e em escala municipais, micro e mesorregionais, notou-se um impacto muito mais local dos fundos.

8 Os autores do estudo compararam os resultados da MIP e IEGC e verificaram que os impactos encontrados similares, porém a magnitude do primeiro foi maior por causa da diferença metodológica.

### 3.4 Aumentam a produtividade e o investimento?

Outra importante linha de avaliação dos instrumentos da política regional foram as análises realizadas na região norte sobre a produtividade. Segundo Magalhães (2009, p. 55) nos estudos sobre crescimento econômico se distingue Investimento e Produtividade Total dos Fatores (PTF) no aumento do PIB. Ele só se eleva com aumento de produtividade ou de capital (investimentos).

A PTF na Amazônia cresceu no período de 1995 a 2009 segundo Basa (2013a),<sup>9</sup> e é altamente sensível à variações do capital humano, mas também ao capital físico (infraestrutura), capital natural (taxa de desmatamento) e não é tão afetado pelo capital social (cooperativas).

Na região norte, foi encontrado que os setores mineral e energético, de alta tecnologia, mas pouco demandantes de mão de obra colaboraram para o aumento da produtividade, porém, foi de alarmar que o crescimento do PIB esteja positivamente correlacionado com o desmatamento, o que vai de encontro aos preceitos do desenvolvimento sustentável.

Com um enfoque específico sobre a produtividade na agropecuária, uma das linhas mais fortes do FNO, o Basa (2013b) através de análise fatorial encontrou quedas de produtividade pela baixa na relação capital/trabalho e pela redução na intensidade do uso do solo no período de 1985 e 2006 e, principalmente, de 1995 a 2006. O resultado foi interpretado como uma baixa efetividade do crédito na produtividade, mesmo com avanços no acesso à assistência técnica e nas práticas de manejo e conservação do solo. O estudo também concluiu que não houve uma modernização das atividades agropecuárias entre 1974 e 2010.

No relatório seguinte, o Basa (2013c) avaliou se houve convergência na produtividade da terra e da mão de obra entre os municípios da região norte para os períodos de 1975 a 1985 e de 1996 a 2006 (antes e depois do FNO). O relatório revelou um processo de divergência no qual a maior parte dos municípios<sup>10</sup> convergiu para o bloco de baixa produ-

9 A partir de modelos de dados em painel como de Efeitos Fixos, de Efeitos Aleatórios, Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (MQGF), Efeitos Fixos com variáveis instrumentais – Mínimos Quadrados de Dois Estágios (MQ2E), Método dos Momentos Generalizados (MMG) e Painel Dinâmico.

10 Eles foram organizados por Áreas Mínimas Comparáveis (AMC) para melhor agregação dos dados.

tividade da terra e da mão de obra, mesmo que não tenha sido estatisticamente relacionado ao FNO.

No que diz respeito aos investimentos como fator de crescimento do PIB, a Sudam (2016a, 2016b) calculou que as empresas beneficiárias do FDA investiram de 2006 a 2014 R\$ 20 bilhões, enquanto as dos incentivos fiscais investiram de 2007 a 2014 R\$ 62,2 bilhões. Ambos os valores foram maiores que os recursos disponibilizados (R\$ 3,9 bilhões do FDA e R\$ 17,8 bilhões dos incentivos).

A perspectiva das avaliações sobre o investimento e a produtividade explícita que as empresas investem na região, mas que esse não é o único fator de crescimento do PIB. A qualidade do investimento os níveis de produtividade também são importantes. Portanto, as estratégias de desenvolvimento, que tem o PIB como variável chave, devem atentar para melhorias de produtividade, principalmente em áreas já degradadas e utilizando mão de obra local, de forma a não impactar a floresta e diminuir os níveis de desmatamento, no caso da Amazônia, que hoje estão relacionados positivamente com o crescimento do PIB.

### 3.5 E a concentração intra e inter-regional?

A efetividade dos fundos constitucionais na diminuição das desigualdades regionais se divide em duas na literatura de avaliação: concentração inter e intra regional. A maior parte delas encontrou uma concentração intrarregional de recursos nas economias mais fortes como no Pará na região norte e Bahia, Pernambuco e Ceará na região nordeste, assim como no setor agropecuário.

Alguns trabalhos como Ipea (2015), Macedo, Pires e Sampaio (2015) e Oliveira e Domingues (2005) concluíram que esses movimentos deram aos fundos a determinação pela demanda do mercado, em vez de agir como um instrumento de política pública que fomente novas e estratégicas atividades econômicas.

Barbosa (2005) percebeu a concentração dos fundos ao analisar descritivamente os dados entre 1994 a 2002 e enfatizou a necessidade de pulverização do crédito no Nordeste, que concentra grande contingente de agricultores familiares com dificuldade de acesso creditício.

Várias outras análises utilizando estatísticas descritivas abordaram a dificuldade dos fundos em reduzir as desigualdades intrarregionais, como

Jayme Jr. e Crocco (2005) que apontaram que o crédito entre 1989 e 2004 se concentrava em locais mais desenvolvidos e Cintra (2007) que apurou que os recursos entre 1994 a 2006 se direcionavam para os municípios mais desenvolvidos.

Trabalhos que utilizaram regressão estatística acharam resultados similares como Almeida, Resende e Silva (2006), que, ao utilizarem os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para 1994 a 2004, concluíram que os empréstimos dos três fundos não se direcionavam de forma prioritária para os estados ou para os municípios mais pobres.

De modo mais específico, Macedo e Mattos (2008) apontaram uma tendência à concentração no período de 1989 a 2005 em áreas mais dinâmicas e adjacências, como o caso do turismo nas capitais nordestinas, da agricultura irrigada em Petrolina, da agricultura e agroindústria da soja no Centro-Oeste, Barreiras e sudoeste maranhense e piauiense. Aliás, foi percebida concentração em atividades já consolidadas e com boas perspectivas econômicas, o que Resende (2012a) também encontrou no Nordeste, onde as empresas do setor industrial com empregados mais experientes tinham maior probabilidade em obter financiamento.

O Basa (2013d) constatou também para a região norte por meio da MIP e IEGC que o fato da oferta de crédito estar concentrada nos estados com economias mais expressivas e em poucos setores, faz com que o fundo tenha dificuldade de reduzir os desequilíbrios regionais e afirmou que o impacto do FNO é mais sentido quanto mais pulverizado o crédito.

As avaliações sobre concentração regional pouco chegaram ao período que compreende a PNDR (de 2007 para cá), e acabaram por deixar de destacar elementos importantes como a maior capilaridade dos fundos em cidades com menos de 50 mil habitantes, como apontado por Matos e Silva (2016) para Sergipe entre 2000 e 2010.

## 4 À GUIA DE CONCLUSÕES

A política regional brasileira a partir de 2000 teve como um marco importante a criação da PNDR em 2003, o que impulsionou diversas avaliações sobre os recursos disponibilizados. O texto buscou dar um panorama sobre elas e compilar os seus principais resultados para mostrar os caminhos seguidos pelos instrumentos explícitos da PNDR.

O FNE e o FNO são os mais avaliados e o FCO é analisado quase sempre em conjunto com outros dois, com rara literatura individualizada. Os fundos de desenvolvimento regional e os incentivos fiscais quase não têm bibliografia a respeito, o que torna difícil a avaliação do financiamento do desenvolvimento regional que dê suporte para um planejamento mais fundamentado nas avaliações.

As avaliações que levam em consideração as dimensões ambientais e sociais são outra lacuna na literatura. São poucos os estudos que trazem essa discussão, até pela conceituação ampla do termo redução das desigualdades regionais, que levam sempre para o lado econômico de crescimento do PIB. Notadamente, as pesquisas de campo são as que mais captam essas dimensões e devem ser incorporadas aos modelos estatísticos, que focam sobremaneira, variáveis macroeconômicas como o PIB, Impostos e Valor Adicionado.

Faltam ainda estudos que comparem os efeitos dos fundos sobre a diminuição das desigualdades inter-regionais, dado os vários trabalhos sobre as disparidades intrarregionais, além da uniformização metodológica da lógica de atuação dos instrumentos quanto aos resultados desejados de eficácia e efetividade, que são os Es mais estudados nas avaliações.

As universidades focam normalmente determinada subdimensão, enquanto o BNB e a Sudam já analisaram em seus trabalhos 4 Es (execução, eficiência, eficácia e efetividade). Nesse contexto, o Ipea deu uma contribuição significativa ao definir uma metodologia de avaliação continuada, com métodos quantitativos e qualitativos, que incorpora a dimensão de resultado (eficiência, eficácia e efetividade) no período de quatro anos. Será utilizada a Análise Envoltória de Dados (DEA) para a Eficiência, o PSM para Eficácia, IEGC e Dados em Painel de Efeito Fixo para Efetividade e o Grupo focal para complementar as análises.

Quanto aos resultados das avaliações, notou-se que os fundos constitucionais provocaram um aumento na renda, pois a massa salarial foi afetada pela geração de empregos. No entanto, esses empregos são criados no mesmo nível salarial de antes, ou seja, os fundos pulverizam o emprego, mas não aumentaram os salários médios na maioria dos períodos.

Eles têm impactos sobre variáveis econômicas e inclusive há uma controvérsia entre os seus efeitos sobre o PIB. Em dados agregados, por meio da MIP ou IEGC, constatou-se um grande valor

adicionado pelas empresas beneficiárias dos fundos constitucionais ao PIB dos estados, e em variáveis macroeconômicas, como a arrecadação de impostos e aumento da produção. Porém, quando se mediu o impacto sobre o PIB *per capita* em escala municipal, micro e mesorregional, utilizando a Primeira Diferença e Dados em painel com Efeitos Fixos notou-se um impacto muito mais local dos fundos.

As avaliações qualitativas complementam os resultados econômicos das análises quantitativas. Elas constataram que o mercado local é o principal foco da atuação dos tomadores de crédito, além de terem exposto as repercussões ambientais e sociais dos fundos constitucionais, como a melhoria na qualidade de vida dos tomadores e maiores preocupações ambientais dos empreendimentos.

Outro indício importante das avaliações foi de que quanto mais pulverizado o crédito maiores os impactos sobre variáveis como emprego, salário, produção e impostos. Pulverização não apenas no sentido espacial, de atendimento aos estados mais pobres, mas também a setores econômicos e sociais mais frágeis. Todavia, foi constatado que ainda existe uma concentração de recursos em estados e setores mais fortes, o que aumenta o argumento da destinação pela demanda de crédito e não para fortalecimento de setores estratégicos de uma política pública para “diminuição das desigualdades regionais”.

O aumento da produtividade dos setores com recursos dos fundos constitucionais ainda é um desafio a ser enfrentado, como na agropecuária da região norte, pois se a estratégia de desenvolvimento/crescimento econômico se pautar na variação positiva do PIB deve melhorar esse indicador e não apenas dar ênfase ao investimento, que também ainda é uma variável pouco abordada pelas avaliações.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA JUNIOR M.; RESENDE G. M.; SILVA A. M. **Uma análise dos fundos constitucionais de financiamento do Nordeste, Norte e Centro-Oeste.** Texto para discussão, n. 1.206. Brasília: Ipea, ago. 2006.

ARAÚJO, T. B. Por uma Política Nacional de Desenvolvimento Regional. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 30, n. 2, p. 144-161, 1999.

\_\_\_\_\_. Tendências do desenvolvimento regional recente no Brasil. In.: BRANDÃO, C. A.; SIQUEIRA, H. (Org). **Pacto federativo, integração nacional e desenvolvimento regional**. São Paulo: Fundação Perseu Abramo, 2013, p. 39-52.

BASA. BANCO DA AMAZÔNIA S.A. O fundo constitucional de financiamento do norte (FNO) e a dinâmica do desenvolvimento regional. In.: **Série de Estudos e Impactos do FNO 1**. Belém: Basa, 2013a. p. 1-123.

\_\_\_\_\_. Indicadores de modernização e impactos dos financiamentos no setor agropecuário na região norte do Brasil. In: **Série de Estudos e Impactos do FNO 2**. Belém: Basa, 2013b. p. 1-131.

\_\_\_\_\_. Convergência da produtividade da terra e do trabalho no setor agropecuário da Região Norte do Brasil. In: **Série de Estudos e Impactos do FNO 3**. Belém: Basa, 2013c. p. 1-83.

\_\_\_\_\_. O fundo constitucional de financiamento do norte (FNO) e a estrutura da economia regional: uma análise de equilíbrio geral. In: **Série de Estudos e Impactos do FNO 4**. Belém: Basa, 2013d. p. 1-141.

\_\_\_\_\_. Avaliação do FNO sobre empregos e salários 2000-2010. In: LOPES, M. L. B; MARTINS, R. B. S. (Org). **Série de Estudos e Impactos do FNO 5**. Belém: Basa, 2013e. p. 1-99.

\_\_\_\_\_. Efeitos do FNO no desenvolvimento socioeconômico da região norte: Uma análise de eficácia. In: **Série de Estudos e Impactos do FNO 7**. Belém: Basa, 2013f. p. 1-228.

BNB. BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. Avaliação do programa de apoio ao desenvolvimento da agroindústria do nordeste (Agrin). In: **Série Avaliação de Políticas e Programas do BNB n. 4**. Fortaleza: BNB, 2009a. p. 1-116.

\_\_\_\_\_. Avaliação de Execução do FNE e de resultados e impactos do FNE industrial e do FNE comércio e serviços. In: **Série Avaliação de Políticas e Programas do BNB n. 5**. Fortaleza: BNB, 2009b. p. 1-214.

\_\_\_\_\_. Avaliação de impactos do fundo constitucional de financiamento do nordeste (FNE): emprego, massa salarial e salário médio. In: **Série**

**Avaliação de Políticas e Programas do BNB n. 6**. Fortaleza: BNB, 2009c. p. 1-132.

\_\_\_\_\_. Avaliação do Pronaf B no Banco do Nordeste do Brasil S.A.. In: **Série Avaliação de Políticas e Programas do BNB n. 8**. Fortaleza: BNB, 2010a. p. 1-98.

\_\_\_\_\_. Avaliação da execução, resultados e impactos do FNE Proatur. In: **Série Avaliação de Políticas e Programas do BNB n. 10**. Fortaleza: BNB, 2010b. p. 1-140.

\_\_\_\_\_. Fundo constitucional de financiamento do nordeste (FNE): **relatório de resultados e impactos 2009**. Fortaleza: BNB, 2010c. p. 1-250.

\_\_\_\_\_. **Metodologia para avaliação do fundo constitucional de financiamento do nordeste (FNE)**. Fortaleza: BNB, 2010d. p. 1-98.

\_\_\_\_\_. Fundo constitucional de financiamento do nordeste (FNE): **relatório de resultados e impactos 2010**. Fortaleza: BNB, 2011. p. 1-239.

\_\_\_\_\_. Fundo constitucional de financiamento do nordeste (FNE): **relatório de resultados e impactos 2011**. Fortaleza: BNB, 2012. p. 1-223.

\_\_\_\_\_. Avaliação de impacto e eficiência das empresas beneficiadas pelo FNE: geração de emprego, massa salarial e salário médio 2000-2008. In: **Série Avaliação de Políticas e Programas do BNB n. 13**. Fortaleza: BNB, 2014. p. 1-105.

BARBOSA, H. F. **Análise do direcionamento dos recursos dos fundos constitucionais: um estudo do FCO, FNO e FNE**. 2005. 142 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2005.

BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. **Guia referencial para medição de desempenho e manual para construção de indicadores**. Brasília: MPOG, 2009. Disponível em: <[http://www.gespublica.gov.br/Tecnologias/pasta.2010-0524.1806\\_203210/guia\\_indicadores\\_jun2010.pdf](http://www.gespublica.gov.br/Tecnologias/pasta.2010-0524.1806_203210/guia_indicadores_jun2010.pdf)>. Acesso em: 14 mai. 2015.

CINTRA, M. A. **Fundos constitucionais de financiamento (do Norte, do Nordeste e do Centro-Oeste)**. Campinas: Unicamp, 2007. p. 1-95. (Relatório de Pesquisa).

- COELHO, V. L. P. A política regional do governo Lula (2003-2010). **Revista Política e Planejamento Regional**, v. 2, n. 2, p. 265-286, 2015.
- DIAS, C. A. Grupo focal: técnica de coleta de dados em pesquisas qualitativas. **Periódicos UFPB**, v. 10, n. 2, p. 1-12, 2000.
- FOCHEZATTO, A. Modelos de equilíbrio geral aplicados na análise de políticas fiscais: uma revisão da literatura. **Análise**, Porto Alegre, v. 16, n. 1, p. 113-136, 2005.
- GALEANO, E. A. V.; FEIJÓ, C. Crédito e crescimento econômico: evidências a partir de um painel de dados regionais para a economia brasileira nos anos 2000. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 2, p. 201-219, 2012.
- GUILHOTO, J.J.M. Input-output analysis: theory and foundations. **MPRA Paper** n. 32566, 2011. Disponível em: <<https://mpra.ub.uni-muenchen.de/32566/2/> MPRA\_paper\_32566.pdf>. Acesso em: 04. nov. 2016.
- GUIMARÃES, L. Antecedentes e evolução do planejamento territorial no Brasil. In: ARAUJO, T. B. (Coord). **Políticas de desenvolvimento territorial rural no Brasil avanços e desafios**. Brasília: IICA, 2010. p. 47-80.
- IPEA. INSTITUTO DE PESQUISA ECONOMIA APLICADA. **Acesso aos fundos regionais e incentivos fiscais: Avaliação qualitativa de ofertantes, demandantes e atores locais**. Relatório de Pesquisa. Brasília. Ipea. 2015. p. 1-102.
- JAYME JÚNIOR, F. J.; CROCCO, M. Política fiscal, disponibilidade de crédito e financiamento de políticas regionais no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33. 2005. Natal. **Anais...**, Natal: ANPEC, 2005.
- LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. Boca Raton: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.
- LOPREATO. **Finanças públicas: alguns avanços, mas...** (os exemplos de São Paulo, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul). Texto para discussão, n. 145. Campinas, SP: Unicamp, 2008, 25 p.
- MACEDO, F. C.; MATTOS, E. N. O papel dos fundos constitucionais de financiamento no desenvolvimento regional brasileiro. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 29, n. 2, p. 355-384, 2008.
- MACEDO, F.C.; PIRES, M.J.S.; SAMPAIO, D.P. 25 anos de fundos constitucionais de financiamento: avanços e desafios à luz da PNDP. **Eure**. v. 43, n. 129, p. 157-177, 2017.
- MAGALHÃES, J. P. A. **O que fazer depois da crise: a contribuição do desenvolvimentismo keynesiano**. São Paulo: Contexto, 2009. p. 31-108.
- MATOS, E. N.; SILVA, E. C. S. O desenvolvimento regional brasileiro e o seu financiamento: O caso do FNE em Sergipe. In: SEMINÁRIO DE DESENVOLVIMENTO REGIONAL, ESTADO E SOCIEDADE, 3. 2016. Blumenau. **Anais Eletrônicos...** Blumenau, FURB, 2016. Disponível em: <<http://proxy.furb.br/soac/index.php/sedres/iisedres/schedConf/presentations>>. Acesso em: 11 jan. 2017.
- OLIVEIRA, G. R.; MENEZES, R. T.; RESENDE, G. M. **Efeito dose resposta do Fundo Constitucional do Centro-Oeste (FCO) do estado de Goiás**. Texto para discussão, n. 2.133. Brasília: IPEA, set. 2015.
- OLIVEIRA, H. C.; DOMINGUES, E. P. Considerações sobre o impacto dos fundos constitucionais de financiamento do Norte e do Centro-Oeste na redução da desigualdade regional no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33. 2005, Natal. **Anais eletrônicos...** Natal: Anpec, 2005.
- REIS, E. A.; REIS, I. A. **Análise descritiva de dados - Síntese numérica**. Relatório Técnico RTP-02/2002. Belo Horizonte: UFMG, 2002.
- RESENDE, G. M. **Measuring micro- and macro-impacts of regional development policies: the case of the FNE Industrial loans in Brazil, 2000-2006**. Regional studies, 2012a.
- \_\_\_\_\_. **MICRO E MACROIMPACTOS DE POLÍTICAS DE DESENVOLVIMENTO REGIONAL: O caso dos empréstimos**

do FNE-Industrial no Estado do Ceará. Texto para discussão n. 1.777. Brasília: Ipea, 2012b.

\_\_\_\_\_. **AValiaÇÃO DOS IMPACTOS ECONÔMICOS DO FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO NORDESTE ENTRE 2004 E 2010.** Texto para discussão n. 1.918. Brasília: Ipea, 2014a.

\_\_\_\_\_. **AValiaÇÃO DOS IMPACTOS REGIONAIS DO FUNDO CONSTITUCIONAL DE FINANCIAMENTO DO NORTE ENTRE 2004 E 2010.** Texto para discussão n. 1.973. Brasília: Ipea, 2014b.

RESENDE, G. M., CRAVO, T.A., PIRES, M.J.S. **Avaliação dos impactos econômicos do fundo constitucional de financiamento do centro-oeste e norte entre 2004 e 2010.** Texto para discussão n. 1.969. Brasília: Ipea, 2014.

RESENDE, G. M., MAGALHÃES, J.C., MONTEIRO NETO, A., SOUSA, A. G. Monitoramento e avaliação dos instrumentos da política nacional de desenvolvimento regional: uma proposta de avaliação continuada. In: MONASTERIO, L.; NERI, M. C.; SOARES, S. D. S. (Ed.) **Brasil em desenvolvimento 2014: estado, planejamento e políticas públicas.** Brasília: Ipea, 2014.

RESENDE, G. M.; SILVA, D. F. C.; SILVA FILHO, L. A. **Avaliação dos efeitos econômicos dos fundos constitucionais de financiamento do nordeste, do norte e do centro-oeste: uma análise por tipologia da política nacional de desenvolvimento regional entre 1999 e 2011.** Texto para discussão n. 2.145. Brasília: Ipea, out. 2015.

REZENDE, F., OLIVEIRA, F., BIASOTO JR., G. **Incentivos fiscais e o desenvolvimento da Amazônia.** Belém: Sudam, 1995.

SILVA A. M.; RESENDE G. M.; SILVEIRA NETO R. **AValiaÇÃO ECONÔMICA DOS FUNDOS CONSTITUCIONAIS DE FINANCIAMENTO DO NORDESTE E NORTE.** Texto para discussão n. 1.207. Brasília: Ipea, 2006.

\_\_\_\_\_. **Uma avaliação da eficácia do FNE no período 1995-2000. Análise Econômica (UFRGS),** Porto Alegre, v. 25, n. 48, p. 233-261, 2007b.

\_\_\_\_\_. **Eficácia do gasto público: uma avaliação do FNE, FNO e FCO.** Estudos Econômicos, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 89-125, 2009.

SOARES, R.; SOUSA, J.; PEREIRA NETO, A. **Avaliação de impactos do FNE no emprego, na massa salarial e no salário médio em empreendimentos financiados.** Revista Econômica do Nordeste, v. 40, n. 1, p. 217-234, 2009.

SUDAM. SUPERINTENDÊNCIA DE DESENVOLVIMENTO DA AMAZÔNIA. **Avaliação do desenvolvimento do fundo constitucional de financiamento do norte – FNO (1990/1995).** Belém: Sudam, 1998.

\_\_\_\_\_. **Fundo de desenvolvimento da Amazônia – FDA: Relatório de avaliação 2006 - 2014.** Belém: Sudam, 2016a. 51 p.

\_\_\_\_\_. **Incentivos fiscais concedidos: relatório de avaliação 2007-2014.** Belém: Sudam, 2016b. 66 p.

TCU. **TRIBUNAL DE CONTAS DA UNIÃO.** Técnicas de Auditoria: Marco Lógico. Brasília: TCU, 2001. 26 p.

**APÊNDICE A - metodologias para avaliação dos instrumentos da pndr em ordem cronológica**

<b>Autor</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Metodologia</b>	<b>Período</b>
Barbosa (2005)	Impacto do FCO e FNE na Agricultura Familiar		1994-2002
Jayme Jr. e Crocco (2005)	Nível de Concentração dos fundos	Análise Descritiva	1989-2004
Cintra (2007)	Concentração em municípios		1994-2006
Macedo e Matos (2008)	Nível de Concentração dos fundos		1989-2005
Almeida, Resende e Silva (2006)	Concentração dos fundos constitucionais	MQO	1994 a 2004
Oliveira e Domingues (2005)	Impacto do FCO e FNO na redução de desigualdades regionais	Dados em Paineis	1991-2000
BNB (2009a)	AGRIN	Matriz Estrutura Lógica	1998-2006
BNB (2009b)	FNE Industrial/ Comércio e Serviços		1989-2007
BNB (2010c)	PROATUR		2000-2008
Silva, Resende e Silveira Neto (2007)	Impactos FNE na geração de empregos e salário médio		1995-1998 1995-2000
Silva, Resende e Silveira Neto (2009)	Eficácia empréstimos FNO, FNE e FCO na geração de emprego e salário médio		2000-2003
Soares, Sousa e Pereira Neto (2009)	Impactos FNE no emprego, massa salarial e salário médio	PSM	1999-2005 e subperíodos
BASA (2013e)			2000-2010
BNB (2009c)	Emprego, massa salarial e salário médio		2000-2005
BNB (2014)			2000-2008
Silva, Resende e Silveira Neto (2006)	Impactos FNE e FNO na geração de empregos e salário médio		1995-1998 (FNE) 2000-2003 (FNO)
Galeano e Feijó (2012)	Impacto do crédito sobre PIB per capita e produtividade do trabalho	Dados em Paineis	2000-2008
Basa (2013d)	Impacto sobre emprego, renda, valor adicionado, impostos, lucros, produção e setores-chave.	MIP	Matriz 1999 atualizada 2008
BNB (2010c, 2011, 2012)			Matriz 2004 atualizada 2009-10-11
BNB (2010b)			Matriz de 2004 atualizada 2008
Resende (2012a)	Micro e macro impactos do FNE industrial no Nordeste	Primeira Diferença	2000-2003 2000-2006
Resende (2012b)	Micro e macro impactos do FNE industrial no Ceará		2000-2003 2000-2006
BASA (2013f)	Varição da produtividade do trabalho (VPT) e eficácia	MMG	2006-2011
BNB (2010a)	PRONAF B	Estudo de campo	2000-2008
BASA (2013b)	Impactos do FNO sobre o crescimento e modernização da agropecuária	Análise Fatorial	1990-2010 (Agricultura)
BASA (2013f)	Análise de Eficácia		1974-2010 (Pecuária)
BASA (2013c)	Convergência dos fatores de produção (Terra/Trabalho)	Análise de Convergência	2011
BASA (2013a)	Impacto do capital físico, humano, social, natural, FNO sobre produtividade	Índice de PTF)	1975-1985, 1996- 2006
BASA (2013a)	Impacto do capital físico, humano, social, natural, FNO sobre produtividade		1995-2009
Resende (2014a)	Impactos FNE sobre PIB <i>per capita</i> municipal, micro e mesorregional		2004-2010
Resende, Cravo e Pires (2014)	Impactos FCO sobre PIB per capita dos municípios, micro e mesorregiões	Dados em Paineis de efeito fixo	2004-2010
Resende (2014b)	Impactos FNO sobre PIB <i>per capita</i> municipal, micro e mesorregional		2004-2010
Resende, Silva e Silva Filho (2015)	Impacto dos FNO, FNE e FCO no PIB <i>per capita</i> de acordo com a Tipologia da PNDR.		1999-2011
Oliveira, Menezes e Resende (2015)	Efeito dose do FCO sobre emprego, salário médio e massa salarial em Goiás	PSM e PSG	2004-2011
Sudam (2016a)	Desempenho dos Incentivos Fiscais	6 Es de Desempenho e Marco Lógico	2007-2014
Sudam (2016b)	Desempenho do Fundo de Desenvolvimento da Amazônia (FDA)		2006-2014

Fonte: Elaboração dos próprios autores.



---