

Ensaaios FEE

Volume 38 - Número 1 - 2017

ISSN 1980-2668

Secretaria de Planejamento, Governança e Gestão
Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser

Determinantes da proficiência em matemática no Rio Grande do Sul: uma análise a partir de modelos hierárquicos

Kayline da Silva Gomes Moreira, Paulo de Andrade Jacinto e Izete Pengo Bagolin

Uma avaliação espacial da incidência da dengue nos municípios de Minas Gerais, nos anos 2000 e 2010

Bruno Silva de Moraes Gomes, Suzana Quinet de Andrade Bastos e Bruna Rodrigues Nascimento

Igualdade de oportunidades: uma análise espacial para os municípios brasileiros a partir do Censo de 2010

Diego Ferreira, Gêssica Mathias Diniz, Victor Rodrigues de Oliveira e Flávio de Oliveira Gonçalves

Evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico nos municípios do Estado da Bahia, nos anos de 2006 e 2012

Auberth Henrik Venson, Karla Cristina Tyskowski Teodoro Rodrigues e Márcia Regina Gabardo da Câmara

Competitividade das exportações brasileiras de castanha de caju e o efeito da crise de 2008

Jessica Janaina Santos Marques, Jevuks Matheus Araujo, Sergiany da Silva Lima e Felipe Alves Reis

Impactos da crise financeira internacional de 2008-09 no mercado de trabalho brasileiro

Arlei Luiz Fachinello e Roberto Meurer

Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise do período 2003-13 para os estados brasileiros

Karine Rosa Godoy e Rodrigo Vilela Rodrigues

O desemprego no Brasil, na perspectiva da marginalidade social

Pedro Henrique Evangelista Duarte

ISSN 1980-2668

SECRETARIA DE PLANEJAMENTO, GOVERNANÇA E GESTÃO
FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA
Siegfried Emanuel Heuser

Ensaaios FEE

Ensaaios FEE é uma publicação trimestral da Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser que tem por objetivo a divulgação de trabalhos, ensaios e artigos de caráter técnico-científico da área de economia e demais ciências sociais.

CONSELHO EDITORIAL

Bruno Breyer Caldas - FEE
Martinho Roberto Lazzari - FEE
Achyles Barcelos da Costa - UFRGS
Elmar Altvater - Free University of Berlin, Alemanha
François Chesnais - Université de Paris-XIII, França
Gabriel Alejandro Mendoza Pichardo - Universidad Nacional Autónoma de México, México
José Vicente Tavares dos Santos - UFRGS
Luis Bértola - Universidad de Buenos Aires, Argentina
Luiz Carlos Bresser-Pereira - Centro de Economia Política
Pierre Salama - Université de Paris XIII, França
Priscilla Tavares, Escola de Economia de São Paulo-FGV

CONSELHO DE REDAÇÃO

Bruno Breyer Caldas - FEE
Fernando Maccari Lara - FEE
Guilherme Stein - FEE
Jaime Carrion Fialkow - FEE
Marcos Vinicio Wink Junior - FEE
Rodrigo Daniel Feix - FEE
Rodrigo Morem da Costa - FEE

EDITOR

Bruno Breyer Caldas

SECRETÁRIA EXECUTIVA

Líliá Pereira Sá

Trimestral

Ensaaios FEE	Porto Alegre	v. 38	n. 1	p. 1-244	2017
---------------------	---------------------	--------------	-------------	-----------------	-------------



GOVERNO DO ESTADO
RIO GRANDE DO SUL

SECRETARIA DE PLANEJAMENTO, GOVERNANÇA E GESTÃO

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA Siegfried Emanuel Heuser

CONSELHO DE PLANEJAMENTO: André F. Nunes de Nunes, Angelino Gomes Soares Neto, André Luis Vieira Campos, Leandro Valiati, Ricardo Franzói, Carlos Augusto Schlabit

CONSELHO CURADOR: Mayara Penna Dias, Olavo Cesar Dias Monteiro e Irma Carina Brum Macolmes

DIRETORIA

PRESIDENTE: JOSÉ REOVALDO OLTRAMARI

DIRETOR TÉCNICO: MARTINHO ROBERTO LAZZARI

CENTROS

ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS: Vanclei Zanin

PESQUISA DE EMPREGO E DESEMPREGO: Rafael Bassegio Caumo

INFORMAÇÕES ESTATÍSTICAS: Juarez Meneghetti

INFORMÁTICA: Valter Helmuth Goldberg Junior

INFORMAÇÃO E COMUNICAÇÃO: Susana Kerschner

RECURSOS: Graziela Brandini de Castro

Ensaios FEE está indexada em:

Ulrich's International Periodicals Directory

Índice Brasileiro de Bibliografia de Economia (IBBE)

Journal of Economic Literature (JEL)

ProQuest LLC

Ensaios FEE / Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser – V. 1, n. 1, (1980)- . – Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, 1980- .
v. : il.

Trimestral: 2015-. Semestral: 1980-2014.

Do v. 17 ao v. 22, deixa de ter paginação continuada.

Índices: v. 1 (1980) – 9 (1988) em v. 9, n. 2;

v. 10 (1989) – 11 (1990) em v. 11, n. 2;

v. 12 (1991) – 15 (1994) em v. 16, n. 2.

ISSN 1980-2668

1. Economia – periódico. 2. Estatística – periódico. I. Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser.

CDU 33(05)

Bibliotecário responsável: João Vítor Ditter Wallauer — CRB 10/2016

© 2017 FEE



É permitida a reprodução dos artigos publicados pela revista, desde que citada a fonte. São proibidas as reproduções para fins comerciais, a menos que haja permissão, por escrito, da FEE.

As opiniões emitidas nesta revista são de exclusiva responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, um posicionamento oficial da FEE ou da Secretaria do Planejamento, Governança e Gestão.

Revisão e editoração: Breno Camargo Serafini, Elen Jane Medeiros Azambuja, Susana Kerschner e Tatiana Zismann (coordenação)

Composição, diagramação e arte final: Susana Kerschner

Revisão bibliográfica: João Vítor Ditter Wallauer, Leandro de Nardi e Tamini Nicoletti

Capa: Israel Cefrin e Josué Sperb

Toda correspondência para esta publicação deverá ser endereçada à:

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA Siegfried Emanuel Heuser (FEE)

Revista **Ensaios FEE** - Secretaria

Rua Duque de Caxias, 1691 — Porto Alegre, RS — CEP 90010-283

Fone: (51) 3216-9132 Fax: (51) 3216-9134 E-mail: revistas@fee.tche.br Site: www.fee.rs.gov.br

Sumário

Determinantes da proficiência em matemática no Rio Grande do Sul: uma análise a partir de modelos hierárquicos — Kayline da Silva Gomes Moreira, Paulo de Andrade Jacinto e Izete Pengo Bagolin	7
Uma avaliação espacial da incidência da dengue nos municípios de Minas Gerais, nos anos 2000 e 2010 — Bruno Silva de Moraes Gomes, Suzana Quinet de Andrade Bastos e Bruna Rodrigues Nascimento	35
Igualdade de oportunidades: uma análise espacial para os municípios brasileiros a partir do Censo de 2010 — Diego Ferreira, Géssica Mathias Diniz, Victor Rodrigues de Oliveira e Flávio de Oliveira Gonçalves	75
Evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico nos municípios do Estado da Bahia, nos anos de 2006 e 2012 — Auberth Henrik Venson, Karla Cristina Tyskowski Teodoro Rodrigues e Márcia Regina Gabardo da Câmara	107
Competitividade das exportações brasileiras de castanha de caju e o efeito da crise de 2008 — Jessica Janaina Santos Marques, Jevuks Matheus Araujo, Sergiany da Silva Lima e Felipe Alves Reis	135
Impactos da crise financeira internacional de 2008-09 no mercado de trabalho brasileiro — Arlei Luiz Fachinello e Roberto Meurer	163
Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise do período 2003-13 para os estados brasileiros — Karine Rosa Godoy e Rodrigo Vilela Rodrigues	185
O desemprego no Brasil, na perspectiva da marginalidade social — Pedro Henrique Evangelista Duarte	215

Table of Contents

Determinants of the proficiency in math in the State of Rio Grande do Sul: an analysis based on hierarchical models — Kayline da Silva Gomes Moreira, Paulo de Andrade Jacinto and Izete Pengo Bagolin	7
A spatial evaluation of the incidence of dengue in the municipalities of the State of Minas Gerais in the years 2000 and 2010 — Bruno Silva de Moraes Gomes, Suzana Quinet de Andrade Bastos and Bruna Rodrigues Nascimento	35
Equality of opportunity: a spatial analysis of the Brazilian municipalities based on the 2010 Census results — Diego Ferreira, Géssica Mathias Diniz, Victor Rodrigues de Oliveira and Flávio de Oliveira Gonçalves	75
Evolution of the spatial distribution of access to basic sanitation services in the municipalities of the State of Bahia, in 2006 and 2012 — Auberth Henrik Venson, Karla Cristina Tyskowski Teodoro Rodrigues and Márcia Regina Gabardo da Câmara	107
Competitiveness in the export of Brazilian cashew nuts and the effect of the 2008 crisis — Jessica Janaina Santos Marques, Jevuks Matheus Araujo, Sergiany da Silva Lima and Felipe Alves Reis	135
Impact of the 2008/2009 international financial crisis on the Brazilian labor market — Arlei Luiz Fachinello and Roberto Meurer	163
Pro-poor growth in Brazil: an analysis of the period 2003-13 for Brazilian states — Karine Rosa Godoy and Rodrigo Vilela Rodrigues	185
Unemployment in Brazil under the social marginality approach — Pedro Henrique Evangelista Duarte	215

Determinantes da proficiência em matemática no Rio Grande do Sul: uma análise a partir de modelos hierárquicos*

*Kayline da Silva Gomes Moreira***

Mestre em Economia do Desenvolvimento pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PPGE-PUCRS) e Professora Assistente III no Centro Universitário Estácio do Ceará

*Paulo de Andrade Jacinto****

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS) e Professor Adjunto na Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia (FACE-PUCRS)

*Izete Pengo Begolin*****

Pós-Doutora no Instituto Superior de Economia e Gestão (ISEG) da Universidade de Lisboa e Professora Titular na FACE-PUCRS

Resumo

O presente trabalho tem como objetivo investigar os fatores associados ao desempenho escolar no Estado do Rio Grande do Sul, utilizando modelos hierárquicos lineares (MHL) e os microdados do Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar (SAERS) do ano de 2007. O principal resultado evidenciou que as características socioeconômicas dos alunos estão fortemente associadas ao desempenho escolar, enquanto que as características das escolas pouco contribuem na explicação do rendimento escolar dos estudantes gaúchos. Não necessariamente esse resultado significa que as ca-

* Artigo recebido em mar. 2015 e aceito para publicação em fev. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisão de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: kayline88@gmail.com

*** E-mail: paulo.jacinto@pucrs.br

**** E-mail: izete.bagolin@pucrs.br

racterísticas escolares não são importantes na explicação da proficiência, mas pode sinalizar um uso ineficiente dos recursos escolares. Verifica-se que é importante desenvolver estratégias que orientem políticas públicas, no sentido de ampliar o papel da escola no desempenho dos estudantes, de modo a proporcionar igualdade de oportunidades, sobretudo para os alunos mais carentes.

Palavras-chave

Economia da Educação; desempenho escolar; modelos hierárquicos lineares

Abstract

This paper aims to investigate the determinants of educational achievement in the State of Rio Grande do Sul, Brazil, by using hierarchical linear models (HLM) and the 2007 microdata from the Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul (system of educational performance assessment of the State of Rio Grande do Sul). The main result points to the students' socioeconomic characteristics as the strongest determinants of their performance, while school features contribute very little to their outcomes. This result does not necessarily mean that school attributes are not important to explain the students' results, but it might mean that school resources have been used inefficiently. The evidence shows that it is important to develop strategies to guide public policies in order to expand the role of the school in the students' achievements, so that they, especially the neediest ones, can be given equal opportunities.

Keywords

Economics of Education; educational performance; hierarchical linear models

Classificação JEL: I20, I25

1 Introdução

A educação tem recebido considerável atenção dos pesquisadores de diversas áreas do conhecimento nos últimos anos. Estudos econômicos relacionados a esse tema estão crescendo e focando em várias vertentes, tais como investigações sobre retornos salariais para cada ano de estudo, investigações gerais sobre a qualidade de ensino, estudos sobre o efeito do desempenho escolar sobre os ganhos futuros dos indivíduos, avaliações de impacto de programas educacionais e análises de determinantes do desempenho escolar, dentre outros. Identificar os fatores que colaboram na melhoria do ensino e em que medida eles exercem influência é importante, visto que os retornos do aumento da escolaridade podem contribuir não só para o aumento da renda futura do indivíduo, mas, principalmente, para o crescimento e desenvolvimento econômico do País.

Estudos sobre determinantes de desempenho escolar já foram feitos para diversas unidades da Federação. Por exemplo, Gonçalves, Rios-Neto e César (2011) analisaram as Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste do País, utilizando dados de Pará, Rondônia, Pernambuco, Sergipe, Goiás e Mato Grosso do Sul; Felício e Fernandes (2005) fizeram um estudo para o Estado de São Paulo; Machado *et al.* (2008), Soares (2003, 2005) e Soares e Mendonça (2003) focaram suas análises em Minas Gerais; Menezes-Filho (2007), Jesus e Laros (2004), Albernaz, Ferreira e Franco (2002), França e Gonçalves (2012) fizeram estudos com abrangência nacional e assim por diante. No Rio Grande do Sul, a literatura empírica sobre desempenho escolar é bastante incipiente.

Análises recentes, como Xerxenevsky (2012) e Senger (2012), vêm contribuindo para a ampliação da literatura. No primeiro caso, com uma avaliação do Programa Mais Educação, no intuito de investigar o impacto da educação integral no desempenho dos alunos gaúchos; no segundo, com um estudo sobre os fatores que determinam a qualidade da educação básica no Estado. Contudo ainda há muitos temas inexplorados na área de Economia da Educação para o Rio Grande do Sul. Nesse sentido, o presente trabalho busca contribuir com a literatura, através de uma investigação empírica sobre os determinantes da proficiência média das escolas gaúchas da 5.^a série¹ do ensino fundamental e do 1.^o ano do ensino médio na disciplina de matemática, no ano de 2007.

¹ De acordo com a Lei nº 11.274, de 06 de fevereiro de 2006, o ensino fundamental brasileiro passa a ter duração de nove anos, de modo que a 4.^a série corresponde agora ao 5.^o ano. O presente trabalho, no entanto, adotará o termo "série".

O Rio Grande do Sul possui um sistema educacional cujas características justificam a realização de estudos na área de educação. Por exemplo, existe uma grande heterogeneidade nos resultados das escolas, o que instiga a fazer uma análise mais minuciosa da educação desse estado. Além disso, o RS conta com uma base de dados proveniente de um sistema próprio de avaliação do rendimento escolar, ou seja, podem-se aproveitar esses dados para investigar a realidade da qualidade de ensino oferecida nas escolas gaúchas.

Embora estudos sobre educação venham despertando maior interesse entre os pesquisadores nos últimos anos, as evidências para o Rio Grande do Sul ainda são raras. Neste trabalho, será estimada uma “função de produção escolar” para o ensino fundamental gaúcho, com base de dados do ano de 2007, utilizando modelos hierárquicos lineares (MHL), de forma a evitar viés de agregação. Pretende-se contribuir com a literatura empírica e fornecer um arcabouço teórico para compreensão dos gargalos e desafios da educação no Rio Grande do Sul.

Além desta **Introdução**, o estudo está dividido em quatro seções. A segunda traz um referencial teórico que apresenta trabalhos desenvolvidos na área de Economia da Educação, mostrando também os avanços teóricos e metodológicos acerca do tema. Nessa seção, é feita ainda uma breve introdução aos modelos hierárquicos lineares, principal ferramenta de análise deste estudo. A terceira seção é dedicada à explanação do método utilizado para realização do estudo e da fonte de dados e variáveis utilizadas na pesquisa. A quarta traz os resultados da estimação dos modelos hierárquicos para a 5.^a série do ensino fundamental e para o 1.^o ano do ensino médio do Rio Grande do Sul no ano de 2007. Por fim, a quinta seção faz as **Considerações finais**, destacando as limitações encontradas na realização do mesmo, bem como trazendo sugestões para futuras pesquisas.

2 Referencial teórico

2.1 Determinantes do desempenho escolar: uma breve síntese

Para Hanushek (1986), a pesquisa educacional em Economia é naturalmente empírica. De acordo com o autor, para entender melhor as descobertas e seus desdobramentos, é útil ter como ponto de partida um modelo conceitual do processo de produção educacional. Para tanto, recorre-se a um conceito microeconômico de teoria da firma, a função de produção, em-

bora sejam necessárias algumas modificações nos modelos-padrão, para torná-los condizentes com a pesquisa educacional.

A “função de produção escolar”, ou “função de produção educacional”², é um termo utilizado pelos economistas, para identificar a relação existente entre uma série de “insumos” ao processo educacional e o seu “produto” (ALBERNAZ; FERREIRA; FRANCO, 2002). Essa análise foi difundida após a publicação do Relatório Coleman³, em 1966. No princípio, esse relatório deveria estudar a distribuição dos recursos educacionais nos Estados Unidos, tendo em vista as raças e etnias, mas foi muito além. Ele levantou dados de mais de meio milhão de alunos provenientes de 3.000 escolas diferentes, que foram utilizados para verificar quais características dos insumos dentro do processo educacional eram mais importantes para determinar o desempenho dos alunos. Embora o referido relatório seja visto como falho pelos estudiosos, devido aos resultados controversos a que chegou, é inegável a sua contribuição teórica, que inspirou a análise da função de produção educacional como é conhecida hoje.

Os vetores da “função de produção educacional” são compostos por variáveis que representam os aspectos individuais e socioeconômicos dos alunos, além de insumos escolares. São caracterizados como insumos escolares o espaço físico, os professores e o corpo administrativo da escola. Em outras palavras, essa função explica o desempenho do aluno, tendo em vista as características dele e da escola onde ele estuda.

Na literatura, os estudos utilizam várias metodologias distintas para tentar explicar os fatores que determinam a proficiência dos estudantes, contudo é muito comum, entre os autores, partir da “função de produção educacional”. Schiefelbein e Simmons (1980), por exemplo, fizeram uma síntese e análise dos resultados de 26 estudos multivariados (ou do tipo função de produção), para investigar os determinantes do desempenho cognitivo dos estudantes em países em desenvolvimento. Segundo esses autores, as investigações sobre o motivo que leva algumas crianças a aprenderem mais que outras na escola têm apresentado importantes resultados. No sentido de orientar políticas públicas e inspirar futuras pesquisas nessa área, os autores dividiram os possíveis determinantes do desempenho dos alunos em três categorias — a saber, recursos e processos escolares, atributos do professor e características do aluno — e chegaram a conclusões interessantes. O exemplo mais notável foi a análise da variável “tarefa de casa”, em que fica claro que alunos que fazem dever de casa

² Maiores informações sobre “função de produção educacional” podem ser obtidas em Hanushek (1986) e Albernaz, Ferreira e Franco (2002).

³ Coleman *et al.* (1966 *apud* HANUSHEK, 1986).

tendem a apresentar melhores resultados. Eles perceberam que nenhum dos outros determinantes de realização escolar apresentou proporção tão alta de resultados significativos. Para os autores, a variável se mostrou importante para a política educacional, uma vez que praticamente não incorre em custos financeiros e origina um retorno relevante. Além dessa conclusão interessante, também identificaram outros fatores que são comuns em outros estudos, como, por exemplo, o de que a repetência apresenta impacto negativo e que frequentar o jardim de infância apresenta impacto positivo na proficiência dos estudantes. Nesse estudo, também se observa que a saúde é um preditor significativo de escores, corroborando experimentos que colocam a elevação dos níveis de saúde como forma de investimento educacional.

No trabalho realizado por Soares e Mendonça (2003), foram utilizados dados do Sistema Mineiro de Avaliação da Educação Pública (Simave) referentes ao ano 2000, para fazer uma análise multinível, com o objetivo de identificar a relação entre desempenho escolar, características técnico-pedagógicas das escolas e perfil socioeconômico do aluno. Já em Soares (2003), o autor utilizou um modelo hierárquico para investigar a influência do professor e do ambiente em sala de aula sobre a proficiência alcançada pelos alunos avaliados no Simave, em 2002. Em Soares (2005), por sua vez, foi construído um modelo hierárquico, para explicar a proficiência dos alunos da quarta série do ensino fundamental que participaram da avaliação em língua portuguesa realizada no ano de 2002 pelo Programa de Avaliação da Rede Pública de Educação Básica (Proeb/Simave).

Destacam-se ainda estudos focados na análise de eficiência, eficácia e equidade nas escolas, como o de Albernaz, Ferreira e Franco (2002) e o de Jesus e Laros (2004). Em ambos os trabalhos, foram construídos modelos hierárquicos utilizando os dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), no sentido de identificar fatores que podem afetar o desempenho dos alunos e as características escolares que produzem maior eficácia. Utilizando também a estrutura hierárquica, Machado *et al.* (2008) construíram um modelo de três níveis, para investigar os determinantes do desempenho dos alunos de escolas públicas estaduais mineiras na disciplina de matemática, enquanto Gonçalves, Rios-Neto e César (2011) utilizaram esse método para identificar os determinantes da ocorrência de repetência entre a 4.^a e a 8.^a série do ensino fundamental. França e Gonçalves (2012) também utilizaram os dados do SAEB, para construir um modelo hierárquico de três níveis, no intuito de investigar a relação entre os sistemas públicos de ensino nas esferas municipal e estadual e a perpetuação da desigualdade.

O estudo de Menezes-Filho (2007) fez diferentes exercícios econométricos com os dados da prova de matemática do SAEB de 2003, para analisar os determinantes do desempenho escolar dos alunos do ensino básico brasileiro, encontrando como principais resultados que as variáveis que mais explicam o desempenho escolar são as características familiares e do aluno, resultado comum a diversos outros trabalhos, e a importância da pré-escola, pois alunos que frequentaram o jardim de infância apresentaram melhor desempenho em todas as séries.

Através da construção de um painel de dados do SAEB e do Censo Escolar, utilizando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários e Efeitos Fixos, Biondi e Felício (2008) buscaram contribuir na identificação de quais atributos escolares poderiam ser alvos de políticas para a melhoria do desempenho escolar dos estudantes. Fazendo uso de uma metodologia similar, Cadaval e Monteiro (2011) buscaram analisar os determinantes do desempenho educacional dos alunos da 8.^a série das redes pública e privada das 27 unidades da Federação brasileira, utilizando os microdados do SAEB dos anos de 2001, 2003 e 2005.

A quase totalidade dos trabalhos citados nessa revisão de literatura utiliza a “função de produção educacional”. Felício e Fernandes (2005), no entanto, propuseram um modelo alternativo à análise de desempenho educacional via insumos escolares, ideia difundida, principalmente, pelo trabalho de Eric A. Hanushek, após a publicação do Relatório Coleman. O exercício proposto pelos autores leva em consideração o impacto direto das escolas e não os insumos a ela associados, pois argumentam que, em geral, o efeito escola é subestimado frente ao efeito do *background* familiar na maioria dos estudos. Para tanto, eles utilizaram dois métodos, decomposição da desigualdade de notas e inclusão de *dummies* indicativas de escola, no intuito de analisar o efeito escola no desempenho dos alunos da 4.^a série no Estado de São Paulo. Os resultados encontrados para o primeiro exercício são muito parecidos com os mostrados por Albernaz, Ferreira e Franco (2002), que utilizaram um modelo hierárquico de dois níveis com abrangência nacional. Entretanto os resultados do segundo exercício apresentaram problemas, devido à forte correlação entre os atributos escolares, além de, segundo os autores, as variáveis selecionadas não serem bons indicadores da importância da escola.

Tendo em vista a amplitude de investigações na área de educação escolar, estudiosos com percepções diversas trouxeram importantes contribuições teóricas para a literatura. Os estudos realizados para avaliar determinantes do desempenho mostram que a educação gira em torno de dois eixos, que devem ser monitorados, de forma a captar os efeitos que cada um tem na proficiência do aluno e na qualidade do ensino, a saber:

- a) as características individuais do aluno (cor, raça, idade, etc.) e do seu *background* familiar (nível socioeconômico, nível de escolaridade dos pais, etc.); e
- b) as características da escola onde ele está matriculado (infraestrutura, nível de escolaridade e de comprometimento dos professores, etc.).

Um método que se tem mostrado útil para estimar essa “função de produção educacional” são os chamados modelos de efeitos aleatórios, modelos hierárquicos ou modelos multiníveis, pois os mesmos isolam os efeitos dos componentes de cada nível, tornando possível ao pesquisador identificar quais dessas características possuem maior impacto na explicação do desempenho escolar dos alunos. Neste trabalho, o enfoque será no método de análise multinível, numa tentativa de evitar viés de agregação e redução do efeito escola frente ao efeito do *background* familiar, comuns em estudos que fazem uso de outras metodologias que não a estrutura hierárquica. Os modelos hierárquicos apresentam uma série de vantagens para esse tipo de pesquisa. O'Connell e McCoach (2008) afirmam que se deve tratar como dados hierárquicos planos de amostragem em que a informação é coletada de *clusters* ou de grupos de indivíduos que experimentam o mesmo fenômeno ou evento, como é o caso de alunos matriculados em uma turma de determinada escola. Esses indivíduos utilizarão o mesmo espaço físico, estudarão com os mesmos professores, enfim, experimentarão uma situação parecida que pode ser analisada, a fim de verificar quais características da escola e dos próprios alunos têm maior impacto na sua proficiência. Seguindo essa linha, os modelos multiníveis são interessantes para a pesquisa educacional, como reforçam Natis (2001) e Soares (2005), pois os alunos estão aninhados em turmas que, por sua vez, estão aninhadas em escolas, ou seja, a estrutura dos dados na população é naturalmente hierárquica.

3 Metodologia

3.1 Construção dos modelos hierárquicos lineares

Com base no trabalho de Machado *et al.* (2008) e na metodologia explanada em Natis (2001) e Singer (1998), o modelo geral de dois níveis que servirá como linha de base para a construção do modelo utilizado neste

trabalho é apresentado nas linhas que seguem. Essa modelagem considera a possibilidade de variação de interceptos e inclinações entre as escolas⁴.

Nível 1 : A equação que descreve o nível 1 (aluno) é dada por:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$i = 1, 2, \dots, n_j \quad \text{e} \quad j = 1, 2, \dots, J$$

Em que:

Y_{ij} – Proficiência do i -ésimo aluno da escola j ;

X_{ij} – Vetor de variáveis explicativas da proficiência dos estudantes;

$\bar{X}$ – Média amostral global da variável X_{ij} ;

β_{0j} – Proficiência esperada de um estudante da escola j quando $X_{ij} = \bar{X}$;

β_{1j} – Variação esperada na proficiência, quando X_{ij} aumenta uma unidade em relação a $\bar{X}$; e

ε_{ij} – Termo de erro aleatório que contém os fatores não observados que afetam a proficiência dos alunos da escola j .

Supõe-se que $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ e que os erros são independentes.

Nível 2: De acordo com Natis (2001), a modelagem do intercepto β_{0j} e da inclinação β_{1j} pode ser descrita da seguinte forma:

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

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j} \quad (3)$$

Em que:

γ_{00} – Valor esperado dos interceptos na população de escolas;

γ_{10} – Valor esperado das inclinações na população de escolas;

u_{0j} – Efeito aleatório da escola j no intercepto β_{0j} ; e

u_{1j} – Efeito aleatório da escola j na inclinação β_{1j} .

Supõe-se que $u_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$, em que τ_{00} corresponde à variância populacional dos interceptos e $u_{1j} \sim N(0, \tau_{11})$, em que τ_{11} corresponde à variância populacional das inclinações. Além disso, os u_{0j} 's e u_{1j} 's são independentes. Sendo τ_{01} a covariância entre β_{0j} e β_{1j} , supõe-se ainda que $Cov(u_{0j}, u_{1j}) = \tau_{01}$ e que os u_{0j} 's e os u_{1j} 's são independentes dos ε_{ij} 's.

O modelo do nível 2 (escola) é formado pelas equações (2) e (3). Essas equações mostram que as escolas não possuem interceptos e inclina-

⁴ No modelo de regressão clássico, o intercepto e a inclinação são considerados parâmetros fixos; já nos modelos hierárquicos, o intercepto e o coeficiente de inclinação são considerados parâmetros aleatórios, dependentes da influência do nível mais alto (SOARES, 2003).

ções iguais, de maneira que os efeitos aleatórios u_{0j} e u_{1j} ajudam a explicar essa diferenciação entre as unidades de ensino.

Substituindo as equações (2) e (3) na equação (1), chega-se a um modelo hierárquico de dois níveis com a seguinte estrutura de erro aleatório:

$$u_{0j} + u_{1j} (X_{ij} - \bar{X}) + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

A equação (4) é, conforme Machado *et al.* (2008), um termo de erro composto cuja variância contém a variabilidade remanescente que não foi explicada mesmo após a inclusão das variáveis dos dois níveis. Essa estrutura de erro inviabiliza a estimação dos parâmetros pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)⁵, uma vez que, em cada escola, os erros são dependentes (u_{0j} e u_{1j} são comuns a todos os alunos da escola j), e as variâncias desses erros são desiguais (pois dependem dos valores de $X_{ij} - \bar{X}$, que variam de aluno para aluno). Na literatura, os autores têm utilizado, com frequência, o método da Máxima Verossimilhança (MV), para estimar os parâmetros de modelos com estruturas de erro desse tipo. Devido à complexidade da estrutura hierárquica, comumente os pesquisadores começam construindo um modelo mais simples, desprovido de variáveis explicativas. Faz parte do processo básico para a construção de um modelo hierárquico, de acordo com Soares (2005), começar com um procedimento do tipo *bottom-up*⁶, ou seja, constrói-se um modelo simplificado e, a partir dele, incluem-se as variáveis explicativas. Iniciando com esse modelo mais simples (chamado, na literatura, de nulo ou incondicional), em seguida se faz uma decomposição da variância entre os níveis incluindo as variáveis explicativas, chegando, desse modo, ao modelo completo. O modelo nulo serve como base para analisar os subseqüentes, como salientam Jesus e Laros (2004).

Segundo Natis (2001), a estrutura mais simples possível do modelo hierárquico linear de dois níveis é dada pelo submodelo ANOVA⁷ com um fator e efeitos aleatórios. O submodelo em questão não possui variável explicativa em nenhum dos seus níveis, sendo, exatamente, o modelo nulo ou incondicional. Machado *et al.* (2008) fazem uma análise de variância com efeitos aleatórios, decompondo a variância entre os três níveis de seu modelo, a princípio sem variáveis explicativas e, depois, realizando outra ANOVA com efeitos aleatórios, incluindo, dessa vez, as variáveis preditoras. Os autores ressaltam que analisar o modelo final a partir de um modelo nulo

⁵ A estimação de parâmetros por MQO requer que os erros sejam independentes, normalmente distribuídos e que possuam variância constante.

⁶ *Bottom up* significa, literalmente, “de baixo para cima”.

⁷ *Analysis of Variance*.

desprovido de variáveis explicativas possibilita verificar a qual ponto a parcela da variância alocada em cada nível é significativa.

Sem nenhuma variável preditora, a inclinação de β_{1j} no primeiro nível é nula $\forall j$. O modelo do nível 1 seria, desse modo, expresso pela equação abaixo:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

em que β_{0j} é a resposta esperada para a i -ésima escola. Supõe-se que $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ e os ε_{ij} 's são independentes.

No nível 2, por sua vez, o modelo é dado pela seguinte equação:

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

onde γ_{00} é a resposta esperada para a população, e u_{0j} é o efeito aleatório associado à j -ésima escola. Admite-se que $u_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$, e que os erros u_{0j} 's são independentes entre si e independentes dos ε_{ij} 's. A variância da resposta é representada pela seguinte equação:

$$\text{Var}(Y_{ij}) = \text{Var}(u_{0j} + \varepsilon_{ij}) = (\tau_{00} + \sigma^2) \quad (7)$$

Ou seja, a variância total é dada pela variação entre as unidades do primeiro nível (alunos) e pela variação das unidades do segundo nível (escolas), como mostra Natis (2001).

3.2 Fonte dos dados e variáveis

Como se pode, facilmente, identificar na literatura, existe, atualmente, uma grande difusão de sistemas de avaliação da qualidade do ensino, sobretudo nas escolas públicas. O Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul foi instituído por meio do decreto estadual nº 45.300, de 30 de outubro de 2007, para obter informações sobre a qualidade do ensino oferecido nas escolas gaúchas.

Dentre os motivos que justificaram a criação de um sistema próprio de avaliação no Estado, uma vez que já existem sistemas nacionais de avaliação da qualidade do ensino, destaca-se que os exames seriam aplicados também nas escolas das zonas rurais e que avaliariam séries não avaliadas pelo Sistema de Avaliação da Educação Básica do Ministério da Educação (MEC). O SAERS avalia os alunos através da aplicação anual de provas de língua portuguesa e matemática a alunos da 2.^a e da 5.^a série do ensino fundamental e do 1.^o ano do ensino médio e utiliza a mesma metodologia da prova do SAEB, o que permite fazer comparações entre os resultados.

São participantes do SAERS escolas urbanas e rurais da rede pública estadual (independentemente do número de alunos) e escolas municipais e

particulares cujos núcleos gestores decidam aderir ao sistema de avaliação do Estado. Em 2007, os testes foram aplicados em todas as escolas da rede estadual e em escolas municipais de 56 municípios, além de 18 da rede privada e uma federal, totalizando 288.734 alunos avaliados. Ademais, professores, diretores e alunos preencheram questionários cujos dados servem de subsídio informativo sobre o contexto socioeconômico dos atores da comunidade escolar, além de trazerem informações sobre a infraestrutura das unidades de ensino. O processo realizado em 2007 pode ser visto como um ponto de partida para a reconstrução da avaliação externa de caráter censitário, não apenas amostral (SISTEMA DE AVALIAÇÃO DO RENDIMENTO ESCOLAR DO RIO GRANDE DO SUL, 2013).⁸

Não existe consenso na literatura sobre quais variáveis devem ser incluídas na função de produção educacional. Normalmente, a escolha dessas variáveis depende muito das informações disponíveis na base de dados utilizada. Como o SAERS dispõe de informações tanto sobre alunos quanto sobre escolas gaúchas, nesta pesquisa optou-se por trabalhar usando esse banco de dados em ambos os níveis do modelo. O Quadro 1 apresenta a amostra utilizada nesse estudo, após a exclusão de alunos e escolas sem o código identificador.

As variáveis extraídas do SAERS utilizadas no primeiro nível (aluno) incluem informações relativas a gênero, etnia, faixa etária, distorção idade-série, dever de casa, frequência em biblioteca e sala de informática, etc. Essas informações refletem as características individuais dos alunos. Já informações como existência de banheiro em casa, TV, rádio, geladeira, *freezer*, máquina de lavar roupa, automóvel, *DVD player*, ser beneficiário, ou não, do programa Bolsa Família e disponibilidade de livros e computador em casa foram utilizadas como *proxy* para entender as condições socioeconômicas das famílias desses alunos.

O segundo nível hierárquico é composto por variáveis criadas com base em questionários de professores, diretores e da infraestrutura. Do questionário dos professores, foram extraídas informações como regime de trabalho, formação básica e aperfeiçoamento, gênero e disciplina lecionada. O do diretor, por sua vez, proveu informações para criação de variáveis que refletem, além das características pessoais, experiência e capacidade administrativa do gestor da escola. Já as informações do questionário de infraestrutura, que é respondido pelo diretor, fornecem subsídio informativo para verificar como está a situação material e das instalações da escola.

⁸ Maiores informações podem ser obtidas em Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul (2013).

Quadro 1

Escolas participantes do Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do RS — 2007

AMOSTRA	DISCIPLINAS	5. ^a SÉRIE	1. ^o ANO	TOTAL
Antes do filtro	Matemática	5.273	5.431	10.704
		49,26%	50,74%	
	Língua Portuguesa	5.273	5.431	10.704
		49,26%	50,74%	
Após o filtro	Matemática	2.930	2.106	5.036
		58,18%	41,82%	
	Língua Portuguesa	2.930	1.909	4.839
		60,55%	39,45%	

4 Análise dos resultados

A análise descritiva dos dados (tanto da 5.^a série quanto do 1.^o ano) será feita respeitando a seguinte ordem: em primeiro lugar, serão analisadas as características dos alunos e suas condições socioeconômicas e, em segundo, as características da escola. Esses dados serão explanados através da análise das características dos professores e dos diretores e da infraestrutura da escola.

4.1 Estatísticas descritivas da 5.^a série do ensino fundamental

As estatísticas descritivas evidenciam que, entre os alunos matriculados na 5.^a série, a proporção de meninos supera a proporção de meninas em pouco mais de 3%. Essa configuração é compatível com a demografia do Estado, no qual a população masculina é maior que a feminina na faixa etária entre zero e 24 anos (FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER, 2013). Ao contrário do observado para os alunos da 5.^a série, o gênero feminino é levemente predominante em relação ao masculino nas turmas de 1.^o ano. Uma provável explicação para isso é que os meninos deixam a escola antes das meninas, para entrar no mercado de trabalho. Vale ressaltar que a amostra do SAERS engloba escolas da zona rural, onde é comum os filhos ajudarem os pais na agricultura.

Com respeito à distribuição racial, mais de 60% dos alunos da 5.^a série são de raça branca. Tal raça é predominante também no 1.^o ano, sendo a distorção ainda maior, chegando a 70% contra os 30% que se enquadram

em todas as outras etnias. Identifica-se, dessa forma, que a proporção de alunos brancos que chega ao ensino médio é maior que a das outras etnias.

A maior parte dos alunos da 5.^a série do ensino fundamental e do 1.^o ano do ensino médio das escolas gaúchas não está na idade correta para cursar essas séries. Uma boa parcela deles está atrasada entre um e três anos em relação à idade ideal para estar matriculado na 5.^a série (11 anos de idade) e no 1.^o ano (15 anos de idade). Com relação ao dever de casa, apenas 8,5% dos estudantes da 5.^a série admitiram não o fazer. A maior parte deles declarou fazê-lo pelo menos às vezes. Entre os alunos do ensino médio, a variável dever de casa mostrou números piores. Apenas 21,7% dos do 1.^o ano o fazem, e outros 11,87% declararam não o fazer. Os dados mostraram ainda que mais de 60% dos alunos da 5.^a série recebem ajuda dos pais para fazer a tarefa de casa, enquanto, no 1.^o ano, esse número cai para 30%. É fato que as dificuldades dos deveres do ensino médio aumentam, e, dessa forma, é natural que haja uma diminuição da participação dos pais, que já não são capazes de ajudar na tarefa, seja porque não lembram alguns conteúdos mais complexos ou até mesmo porque nunca os souberam. Estudos mostram que grande parte dos pais de alunos de escola pública, principalmente provenientes de camadas mais desfavorecidas da população, possui baixa escolaridade e, portanto, não podem ajudar os filhos com o dever de casa. Infelizmente, o SAERS não dispõe de dados sobre a escolaridade dos pais, de forma que não será possível fazer maiores inferências nesse âmbito para o Rio Grande do Sul.

Os dados revelaram que menos da metade dos alunos da 5.^a série do ensino fundamental tem suas famílias beneficiadas pelo principal programa de transferência de renda do País, o Bolsa Família. Identificou-se que apenas 40,9% desses alunos recebem o benefício. Mais da metade deles (55,9%) possui até 20 livros em casa, e pouco mais de um quinto (21,8%) possui quantidade maior. Um quarto dos alunos possui computador com acesso à *internet*, mas a maioria (58,5%) não possui sequer o computador. Cerca de 60% dos alunos declararam frequentar biblioteca, e outros 44,1% declararam frequentar laboratório de informática. No caso do 1.^o ano do ensino médio, a maior parte dos alunos tem acesso a elementos básicos, como, pelo menos, um banheiro (64%) e uma geladeira (78,8%) em casa.

Destaca-se a grande proporção de alunos que possuem itens não tão básicos em seus lares, como, por exemplo, DVD *player* (62,3%) e máquina de lavar roupa (75,4%). Cerca de 63% deles possui mais de uma televisão em cores, e quase metade possui *freezer* em casa. Um dado que particularmente chamou atenção foi, novamente, relativo ao Bolsa Família. Apenas 23,2% dos alunos declarou que suas famílias são beneficiárias do programa federal. O dado chamou atenção na análise feita para a 5.^a série, em que foi

evidenciado que menos da metade das famílias recebe tal auxílio. No caso dos alunos do 1.º ano, a proporção se mostrou ainda menor, o correspondente a menos de um quarto das famílias.

As estatísticas mostram que mais de 60% dos alunos do 1.º ano possui até 20 livros em casa, e outros 21,8% possuem quantidade maior do que isso. Ainda é grande o número de alunos do ensino médio que não possui computador em casa (58,5%), com apenas um quarto deles tendo acesso à *internet*. Em suma, percebe-se que o perfil dos alunos do 1.º ano do ensino médio é muito parecido ao dos alunos da 5.ª série do ensino fundamental, exceto por alguns detalhes. Evidenciou-se que a proporção de alunos brancos é muito superior à proporção de alunos de outras etnias, que a proporção de meninas supera a de meninos e que grande parte dos alunos possui distorção idade-série entre um e três anos. Uma pequena proporção de alunos da primeira série do ensino médio possui o hábito de fazer dever de casa, e a maioria não recebe ajuda dos pais nessa atividade.

A maior parte dos alunos do 1.º ano possui itens básicos em casa, tais como banheiro e geladeira, mas ainda são poucos os que têm computador com *internet* em suas residências. Mais da metade dos alunos frequenta biblioteca e laboratório de informática. As escolas do Rio Grande do Sul que ofertam a primeira série do ensino médio avaliadas pelo SAERS 2007 apresentam muitas similaridades com as de ensino fundamental. Evidenciou-se que a maioria dos professores de matemática é formada na modalidade licenciatura e que uma grande parcela do corpo docente participou de formação continuada. A maioria desses professores possui vínculo estável com a escola (em geral, estatutários). Os gestores, em sua maioria, são do gênero feminino e estão na faixa etária entre 40 e 54 anos, como foi observado também nas escolas de 5.ª série. A maior parte dos diretores das escolas possui ampla experiência na área de educação e considerável experiência na função de direção de escola (no mínimo cinco anos). Em relação à proposta pedagógica, existe em grande parte das escolas, mas apenas cerca de um terço dos diretores avalia a proposta elaborada. Quanto à infraestrutura, os banheiros são, no mínimo, regulares na maioria das escolas, mas a maior parte dos estabelecimentos de ensino é desprovida de quadra poliesportiva e laboratório de ciências. O número de computadores com *internet* disponível nas escolas é muito abaixo do ideal, visto a importância desse material.

Na próxima seção, serão apresentados e discutidos os resultados dos modelos hierárquicos estimados para a 5.ª série do ensino fundamental das escolas avaliadas pelo SAERS no ano de 2007. Após, serão apresentados os resultados das estimações para o 1.º ano do ensino médio.

4.2 Análise econométrica dos modelos

4.2.1 Resultados dos modelos hierárquicos da 5.^a série

Diversas variáveis foram testadas, de maneira a encontrar o modelo mais bem ajustado para os dados disponíveis. Conforme exposto no capítulo de metodologia, neste trabalho realizou-se um procedimento *bottom-up*, estimando-se, primeiramente, o modelo incondicional, desprovido de preditores. A Figura 1 mostra os resultados da estimação do modelo nulo para a proficiência em matemática da 5.^a série.

Figura 1

Proficiência em matemática nas escolas da 5.^a série do ensino fundamental do RS — 2007

Efeitos fixos	Coefficiente	Erro-padrão	Z	p-valor
Desempenho escolar	211,787	0,273	776,930	0,000

Efeitos aleatórios	Estimativa	Erro-padrão
var(_cons)	302,830	7,670
var(Residual)	1.554,657	6,896

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul, 2013.
NOTA: Os dados referem-se ao modelo incondicional.

A estimação sugere que as escolas se diferenciam na proficiência média em matemática e que a variação é ainda maior entre os estudantes das escolas, sendo o componente de variância na proficiência dos alunos (intra-escola) cinco vezes maior que o componente de variância entre as escolas. O resultado obtido é muito parecido com o do modelo nulo do exemplo apresentado por Singer (1998). Outra maneira de identificar as fontes de variação é analisando o coeficiente de correlação intraescola⁹, dado por:

$$\hat{\rho} = \frac{\hat{\tau}_{00}}{\hat{\tau}_{00} + \hat{\sigma}^2}$$

O valor do coeficiente de correlação intraescola informa qual porção da variância total ocorre entre escolas. Esse coeficiente varia entre 0 e 1 e, quanto maior seu valor, maior a proporção da variância devida ao segundo nível (SOARES, 2003). O cálculo de ρ é normalmente utilizado para justifi-

⁹ Na literatura, esse coeficiente normalmente é calculado com o rótulo de correlação intraclasse.

car o uso de modelos multiníveis frente aos modelos clássicos de regressão. Para os dados apresentados na Figura 1, o valor de p foi 0,163, indicando que, no modelo nulo, é evidenciada alguma distorção nos resultados das escolas de 5.^a série, tendo em vista a proficiência média em matemática.

Na realidade, o modelo nulo possui um preditor implícito, o vetor que representa o intercepto, que ilustra o único efeito fixo do modelo incondicional. O valor do coeficiente estimado (211,787) informa qual o nível médio da proficiência em matemática, na amostra das escolas.

A Figura 2 mostra os resultados da estimação, quando são incluídas as variáveis preditoras do nível 1 (aluno). Note-se que, com a inclusão das variáveis relativas às características do aluno, os componentes de variância caíram, indicando que elas contribuíram para explicar a variabilidade na média da proficiência em matemática das escolas da 5.^a série.

Figura 2

Proficiência em matemática nas escolas da 5.^a série do ensino fundamental do RS — 2007

Efeitos fixos	Coeficiente	Erro-padrão	Z	p-valor
Beneficiário do Bolsa Família	-8,844	0,211	-41,890	0,000
Não possui banheiro em casa	-14,363	0,587	-24,470	0,000
Possui geladeira	10,458	0,284	36,760	0,000
Possui automóvel	3,353	0,257	13,070	0,000
Faz dever de casa	5,150	0,253	20,360	0,000
Tem mais de 20 livros	3,006	0,335	8,980	0,000
Constante	197,300	6,148	32,090	0,000
Efeitos aleatórios	Estimativa	Erro-padrão		
var(bolsa)	17,639	3,130		
var(banh0)	0,000	0,000		
var(gelad1)	0,000	0,000		
var(autom1)	14,026	5,401		
var(devc_sim)	18,265	5,290		
var(qtlivm~0)	110,899	9,976		
var(_cons)	208,784	6,360		
var(Residual)	1.452,853	6,839		

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul, 2013.

NOTA: Os dados incluem as variáveis preditoras do 1º nível.

A variável que se mostrou mais significativa foi a referente a banheiro (não possui banheiro em casa). Isso significa que esse fato é um grande

determinante, que afeta, negativamente, a proficiência em matemática. Essa variável informa sobre o acesso do aluno a uma infraestrutura mínima, e entende-se que essa condição é um forte indicador de pobreza. É natural que alunos que vivem em situação de extrema carência obtenham piores resultados.

Como se poderia esperar, ter geladeira, ter automóvel, fazer o dever de casa e possuir um pequeno acervo de livros em casa afeta, positivamente, a proficiência em matemática, na 5.^a série. A variável Bolsa Família afeta, negativamente, a proficiência, provavelmente porque é um indicativo de pobreza. Alunos cujas famílias recebem esse benefício do Governo são, em geral, muito carentes, portanto é natural que a variável afete o desempenho negativamente. Note-se ainda que o valor de p caiu para 0,126, indicando que as variáveis incluídas no nível aluno contribuíram para reduzir a porção da variância que ocorre entre escolas (Figura 3).

A Figura 3 sintetiza os resultados encontrados no modelo, após a inclusão das variáveis relativas às características das escolas, no nível 2. Verifica-se que essa inclusão contribuiu pouco para reduzir a variância entre escolas, pois quase todas as variáveis se mostraram sem significância estatística (com exceção de uma).

A variância residual sofreu um leve acréscimo com a inclusão das variáveis do nível 2, mostrando que as características da escola não são capazes de explicar a diferenciação na proficiência em matemática, entre os alunos de 5.^a série (análise intraescola). As variáveis do primeiro nível no modelo completo continuam apresentando coerência entre os determinantes que afetam, negativamente e positivamente, a proficiência média das escolas de 5.^a série na disciplina de matemática.

Nesse modelo, apenas a variável representativa da experiência do diretor (mais exatamente, de dois a quatro anos de direção) mostrou-se significativa para explicar o desempenho médio em matemática, nas escolas de 5.^a série. Escolas cujos diretores possuem experiência nessa faixa conseguem atingir um escore cerca de 10,3 pontos superior ao escore médio obtido nas outras escolas.

Figura 3

Proficiência em matemática nas escolas da 5.^a série do ensino fundamental do RS — 2007

Efeitos fixos	Coefficiente	Erro-padrão	Z	p-valor
Menos de 2 anos como diretor	2,860	4,439	0,640	0.519
De 2 a 4 anos de direção	10,324	4,367	2,360	0.018
De 5 a 10 anos de direção	-2,287	6,729	-0,340	0.734
Mais de 15 anos de direção	0,983	10,631	0,090	0.926
Pós-graduação do professor	5,947	3,529	1,690	0.092
Escola possui laboratório de ciências	1,354	3,382	0,400	0.689
Escola possui quadra poliesportiva	-0,429	3,320	-0,130	0.897
Beneficiário do Bolsa Família	-7,778	2,185	-3,560	0.000
Não possui banheiro em casa	-17,458	6,577	-2,650	0.008
Possui geladeira	7,068	2,716	2,600	0.009
Possui automóvel	5,098	2,603	1,960	0.050
Faz o dever de casa	8,501	2,621	3,240	0.001
Possui mais de 20 livros em casa	6,985	2,902	2,410	0.016
Constante	202,136	5,625	35,940	0.000
Efeitos aleatórios	Estimativa	Erro-padrão		
var(bolsa)	26,367	34,391		
var(banh0)	0,000	0,000		
var(gelad1)	0,001	0,188		
var(autom1)	39,934	51,049		
var(devc_sim)	54,878	58,139		
var(qtlivm~0)	15,056	81,670		
var(_cons)	18,872	28,882		
var(Residual)	1.472,404	68,921		

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul, 2013.
 NOTA: Os dados referem-se ao modelo completo.

4.2.2 Resultados dos modelos hierárquicos do 1.º ano

Seguindo a mesma linha, em primeiro lugar, foi estimado um modelo incondicional desprovido de variáveis explicativas, tendo como variável dependente a proficiência média das escolas do 1.º ano na disciplina de matemática. Na Figura 4, podem-se verificar os resultados do modelo nulo.

Figura 4

Proficiência em matemática nas escolas do 1.º ano do ensino médio do RS — 2007

Efeitos fixos	Coefficiente	Erro-padrão	Z	p-valor
Desempenho escolar	261,984	0,307	853,750	0,000

Efeitos aleatórios	Estimativa	Erro-padrão
var(_cons)	397,977	9,804
var(Residual)	1.702,274	7,902

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul, 2013.

NOTA: Os dados referem-se ao modelo incondicional.

Os resultados mostram que existe uma diferenciação nas médias das escolas do 1.º ano. O coeficiente de correlação intraescola, calculado com os dados obtidos no modelo nulo assumiu o valor de 0,189. Após inclusão das variáveis do nível 1, que dizem respeito às características individuais e socioeconômicas dos alunos, verifica-se que os resultados encontrados para o 1.º ano são similares aos encontrados na análise da 5.ª série, pelo menos no nível aluno.

As variáveis beneficiário do Bolsa Família, não possui banheiro em casa e não faz o dever de casa afetam, negativamente, a proficiência em matemática, ao passo que as variáveis possui geladeira, possui automóvel e possui mais de 20 livros em casa afetam, positivamente, o desempenho dos alunos. Novamente, a variável com maior coeficiente foi a relativa a banheiro, que demonstra um grande impacto negativo na proficiência dos estudantes. Isso não surpreende, pois, como comentado anteriormente, não ter banheiro em casa é um forte indicador de pobreza, e já é esperado um rendimento mais baixo de alunos mais pobres. Os componentes de variância foram reduzidos, indicando que as variáveis incluídas contribuíram para explicar a proficiência média das escolas do 1.º ano na disciplina de matemática. O coeficiente de correlação intraescola também foi reduzido de 0,189 para 0,168, mostrando redução na porção da variância que ocorre entre as escolas. Na Figura 5, a seguir, são exibidos os resultados encontrados após serem inseridas as variáveis preditoras do nível aluno.

Figura 5

Proficiência em matemática nas escolas do 1.º ano do ensino médio do RS — 2007

Efeitos fixos	Coefficiente	Erro-padrão	Z	p-valor
Beneficiário do Bolsa Família	-6,801	0,298	-22,860	0,000
Não possui banheiro em casa	-16,316	1,068	-15,280	0,000
Possui geladeira	6,362	0,340	18,690	0,000
Possui automóvel	2,719	0,279	9,750	0,000
Não faz dever de casa	-4,545	0,439	-10,360	0,000
Possui mais de 20 livros em casa	7,350	0,353	20,79	0,000
Constante	256,626	0,435	589,77	0,000
Efeitos aleatórios	Estimativa	Erro-padrão		
var(bolsa)	35,037	6,118		
var(banh0)	108,031	55,836		
var(gelad1)	0,000	0,000		
var(autom1)	12,890	6,490		
var(não devc_sim)	54,990	10,555		
var(qtlivm~0)	75,739	11,048		
var(_cons)	330,470	8,957		
var(Residual)	1.638,340	8,177		

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul, 2013.

NOTA: Os dados incluem as variáveis preditoras do 1º nível.

Analisando o resultado do modelo completo, obtido após a inclusão das variáveis do segundo nível, que contempla os dados referentes às escolas do 1.º ano, identificou-se que as variáveis computador com *internet* e pós-graduação dos professores apresentam significância estatística a 5%. Ambas afetam, positivamente, a proficiência dos alunos. O impacto positivo da variável laboratório de ciências não apresentou significância estatística a 5%, mesmo nas escolas do 1.º ano do ensino médio. Os componentes de variância e o coeficiente de correlação intraescola reduziram ainda mais com a inclusão das variáveis do segundo nível, mostrando que algumas características das escolas impactam na proficiência média, na disciplina de matemática, no 1.º ano do ensino médio. Os resultados do modelo completo são expostos na Figura 6.

Figura 6

Proficiência em matemática nas escolas do 1.º ano do ensino médio do RS — 2007

Efeitos fixos	Coefficiente	Erro-padrão	Z	p-valor
Experiência do diretor	9,069	4,925	1,840	0,066
Computador com internet	5,973	0,310	19,240	0,000
Pós-graduação dos professores	1,373	0,657	2,090	0,037
Escola possui laboratório de ciências	4,244	4,171	1,020	0,309
Beneficiário do Bolsa Família	-5,912	0,302	-19,600	0,000
Não possui banheiro em casa	-16,199	1,070	-15,140	0,000
Possui geladeira	6,720	0,341	19,720	0,000
Possui automóvel	2,421	0,280	8,650	0,000
Não faz o dever de casa	-4,896	0,482	-10,170	0,000
Possui mais de 20 livros em casa	6,673	0,354	18,850	0,000
Constante	254,050	0,475	535,230	0,000
Efeitos aleatórios	Estimativa	Erro-padrão		
var(bolsa)	35,767	6,133		
var(banh0)	112,286	56,252		
var(gelad1)	0,000	0,000		
var(autom1)	15,584	6,514		
var(não devc_sim)	134,226	19,200		
var(qtlivm~0)	72,641	10,917		
var(_cons)	318,531	8,710		
var(Residual)	1.630,845	8,122		

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul, 2013.

NOTA: Os dados referem-se ao modelo completo.

4.3 Discussão dos resultados

Em suma, pelos resultados descritos, verificou-se que as características dos alunos e suas condições socioeconômicas têm grande importância para explicar a diferença no escore médio obtido pelas escolas nas disciplinas de matemática. Os trabalhos que serviram de base teórica para o desenvolvimento deste artigo evidenciaram que as características dos alunos e a situação econômica e cultural de suas famílias são determinantes mais fortes do rendimento escolar em relação às características das escolas onde estão matriculados e das regiões onde vivem.

Como constatado em trabalhos, como Albernaz, Ferreira e Franco (2002), Soares (2003, 2005), Jesus e Laros (2004), Machado *et al.* (2008), Gonçalves, Rios-Neto e César (2011) e França e Gonçalves (2012), os resultados do presente estudo corroboram as evidências de que o capital

econômico das famílias é um grande determinante no desempenho escolar dos estudantes, mesmo com a utilização de modelos hierárquicos. Mais de uma década de publicações de diversos autores revelam que, mesmo utilizando um método capaz de isolar os efeitos das características individuais e socioeconômicas do aluno e as características da escola em diferentes níveis, o contexto socioeconômico do docente se apresenta como o maior determinante do seu desempenho escolar, isto é, quão melhores forem as condições da sua família, melhor será a proficiência dele nas disciplinas.

Nos estudos econômicos feitos na área de educação, geralmente os pesquisadores têm observado impacto negativo da variável raça. As pesquisas de Albemaz, Ferreira e Franco (2002), Soares e Mendonça (2003), Soares (2005) e França e Gonçalves (2012), por exemplo, evidenciaram que o aluno ser de raça negra impacta, negativamente, em seu desempenho escolar. Ao contrário do que normalmente se verifica na literatura brasileira concernente a estudos educacionais, neste trabalho, não foi evidenciado impacto negativo significativo da variável raça. É possível que isso seja uma particularidade do Estado do Rio Grande do Sul, onde, de acordo com os dados do IBGE, a maioria dos indivíduos declara ser de raça branca.

Em dois dos modelos hierárquicos estimados neste trabalho, a pós-graduação dos professores teve impacto positivo na proficiência dos alunos. Na literatura em geral, os estudiosos têm utilizado variáveis relativas à escolaridade dos professores na análise de desempenho escolar, e muitos encontram relação positiva dessa variável com o rendimento dos alunos, como, por exemplo, Albemaz, Ferreira e Franco (2002) e França e Gonçalves (2012). Também, em dois dos modelos estimados nesta pesquisa, foi encontrada significância estatística na experiência do diretor da escola. Não é tão comum na literatura trabalhos que incluam variáveis referentes às características do diretor da escola, portanto as evidências sobre o impacto das características dos gestores das escolas no rendimento dos alunos são raras.

Dentre os estudos que serviram de arcabouço teórico para este trabalho, apenas o de Natis (2001) constatou que um diretor mais atuante tem impacto positivo na proficiência dos estudantes. Pode ser uma boa ideia continuar investigando o impacto dessas variáveis na proficiência média das escolas, já que elas podem se mostrar significativas, portanto.

Neste trabalho, não foi identificada grande contribuição da infraestrutura da escola em termos físicos (representada pela existência de laboratório de ciências e quadra poliesportiva) na proficiência dos alunos. Por outro lado, a existência de computadores com *internet* disponíveis para uso dos alunos parece ter um impacto positivo significativo na proficiência escolar. Essa é outra variável que parece interessante de ser monitorada, uma vez

que o uso de computadores se tem tornado cada vez mais importante no que diz respeito ao acesso à informação. Estudos como Albernaz, Ferreira e Franco (2002), Gonçalves, Rios-Neto e César (2011) e França e Gonçalves (2012) encontraram impacto positivo da infraestrutura da escola na proficiência dos alunos. Evidenciou-se que a distorção idade-série (entendida como a diferença entre a idade do aluno e a idade ideal para cursar sua série) afeta, negativamente, o rendimento dos alunos do 1.º ano. Os estudos de Schiefelbein e Simmons (1980), Natis (2001), Soares e Mendonça (2003), Jesus e Laros (2004) e Soares (2005) também identificaram que, quanto mais distante o aluno está da idade correta para cursar sua série, pior seu desempenho.

Conforme se observa na literatura empírica sobre educação, a defasagem escolar é uma das características individuais do aluno que mais impacta, negativamente, na sua proficiência. Em contrapartida, uma característica do aluno que se tem apresentado recorrentemente, na literatura, como um grande fator positivo no desempenho escolar é o dever de casa. Fazer o dever de casa afeta, positivamente, a proficiência dos estudantes, como apontam os resultados do presente trabalho e das pesquisas de Schiefelbein e Simmons (1980), Jesus e Laros (2004) e Machado *et al.* (2008). Outra variável que mostrou impacto positivo no desempenho dos estudantes, neste estudo, foi a variável referente a livros. Alunos que têm acesso a pelo menos um pequeno acervo em casa tendem a obter melhores resultados nos testes. O estudo de Machado *et al.* (2008) evidenciou o mesmo.

5 Considerações finais

O presente trabalho propôs-se a fazer uma análise do desempenho escolar no Rio Grande do Sul, a partir dos modelos hierárquicos lineares. Estimou-se uma “função de produção educacional”, no sentido de tentar entender a contribuição de determinados insumos ao processo de produção escolar no Estado, como já vem sendo feito em vários trabalhos tanto na literatura internacional quanto na literatura nacional. A amostra utilizada no estudo foi proveniente da base de dados do Sistema de Avaliação do Rendimento Escolar do Rio Grande do Sul (SAERS) do ano de 2007.

A pesquisa encontrou efeitos positivos de variáveis relativas aos itens que os alunos dispõem em seus lares (como geladeira, automóvel, livros, etc.) que apresentaram impacto significativo na proficiência dos estudantes, indicando que as características socioeconômicas são grandes determinantes do desempenho escolar. Por outro lado, foram evidenciadas poucas características da escola que produzissem efeitos positivos significativos no

rendimento escolar dos estudantes. Os resultados podem ter se apresentado dessa forma, devido ao uso ineficiente que vem sendo feito desses recursos, e não porque as características da instituição não sejam capazes de surtir efeito positivo nos resultados escolares dos alunos.

A maioria dos resultados encontrados neste estudo corrobora o que vem sendo afirmado na literatura, no que diz respeito à baixa contribuição das características da escola no desempenho escolar dos estudantes. O efeito escola mostrou-se reduzido, frente às características socioeconômicas do aluno e de sua família, mesmo utilizando modelos multiníveis, conhecidos por separarem o efeito dos componentes dos vários níveis, de maneira a não subestimar o efeito de cada um no desempenho escolar. Como vem sendo discutido por diversos autores, os resultados deste trabalho reforçam a assertiva de que é necessário fazer algo, na tentativa de ampliar o efeito escola no “produto” relativo à proficiência do estudante, de maneira que aqueles oriundos de famílias mais carentes tenham oportunidade de vivenciar alguma mobilidade social através de esforço próprio, sem que as características socioeconômicas determinem, de maneira decisiva, aonde o indivíduo vai chegar.

Conforme ressaltam França e Gonçalves (2012), a oferta de ensino de qualidade pode promover justiça social, através da diminuição da desigualdade de oportunidades. É necessário perseguir esse objetivo, de potencializar o efeito das características da escola frente ao efeito do capital econômico, social e humano existente nas famílias dos alunos, de maneira a romper com o ciclo de transmissão intergeracional de pobreza.

Uma limitação do presente estudo reside no uso das proficiências apenas do ano de 2007. O uso de informações de anos subsequentes poderia ser útil, na medida em que seria possível verificar se ocorre o efeito-aprendizado, isto é, se os resultados das proficiências do ano de 2007 geraram algum mecanismo para melhorar o desempenho dos alunos nos anos posteriores. Outro refreamento é o fato de a base de dados do SAERS não conter informações sobre a renda familiar e sobre a escolaridade dos pais. No caso da renda, os itens que os alunos dispõem em casa foram utilizados como *proxy*, para analisar o nível socioeconômico das famílias; no entanto, quanto à escolaridade dos pais, não foi possível fazer inferência. Variáveis relativas ao contexto regional não foram testadas neste trabalho. Um próximo passo para avançar nas análises, além do uso de informações de anos subsequentes, seria empregar dados sobre os municípios onde as escolas se localizam, no intuito de observar se as características regionais contribuem na explicação do desempenho escolar dos alunos, no Rio Grande do Sul.

Referências

ALBERNAZ, Â.; FERREIRA, F. H. G.; FRANCO, C. Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 3, p. 453-476, 2002.

BIONDI, R. L.; FELÍCIO, F. de. **Atributos escolares e o desempenho dos estudantes**: uma análise em painel dos dados do SAEB. Brasília, DF: MEC/INEP, 2008.

CADAVAL, A. F.; MONTEIRO, S. M. M. Determinantes da qualidade da educação fundamental no Brasil: uma análise com dados do SAEB. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39., 2011, Foz do Iguaçu. **Anais...** Niterói: Anpec, 2011. Disponível em:

<<http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2011#TRABALHOS>>.

Acesso em: 24 abr. 2013.

FELÍCIO, F. de; FERNANDES, R. O Efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do ensino fundamental no estado de São Paulo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais...** Niterói: Anpec, 2005. Disponível em:

<<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A157.pdf>>. Acesso em: 24 abr. 2013.

FRANÇA, M. T. A.; GONÇALVES, F. de O. Sistemas públicos de ensino fundamental e a perpetuação da desigualdade: democracia e qualidade educacional como promotoras de justiça social. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 2, p. 303-322, jul./dez. 2012.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (FEE). **Estatísticas**. 2013. Disponível em:

<http://www.fee.tche.br/sitefee/pt/content/estatisticas/pg_populacao.php>.

Acesso em: 28 fev. 2013.

GONÇALVES, M. E.; RIOS-NETO, E. L. G.; CÉSAR, C. C. Aplicação do Modelo Hierárquico Logístico Longitudinal à análise da trajetória escolar (4^a a 8.^a Série) no ensino fundamental. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 16., 2011, Fortaleza. **Crescimento Econômico e Redução da Pobreza**. Fortaleza: Banco do Nordeste, 2011. p. 43-43.

HANUSHEK, E. A. The economics of schooling: production and efficiency in public schools. **Journal of Economic Literature**, Pittsburgh, PA, v. 24, n. 3, p. 1141-1177, 1986.

JESUS, G. R. de.; LAROS, J. A. Eficácia escolar: regressão multinível com dados de avaliação em larga escala. **Avaliação Psicológica**, Itatiba, v. 3, n. 2, p. 93-106, 2004.

MACHADO, A. F. *et al.* Qualidade do ensino em matemática: determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas estaduais mineiras. **Economia**, Brasília, DF, v. 9, n. 1, p. 23-45, jan./abr. 2008.

MENEZES-FILHO, N. **Os Determinantes do Desempenho Escolar do Brasil**. [S.l.]: Instituto Futuro Brasil, 2007. Disponível em: <http://veja.abril.com.br/gustavo_ioschpe/arquivos_270908/Menezes-Filho%202007%20-%20Os%20Determinantes%20do%20Desempenho%20Escolar%20no%20Brasil.pdf>. Acesso em: 7 maio 2012.

NATIS, L. Modelos hierárquicos lineares. **Estudos em Avaliação Educacional**, São Paulo, n. 23, p. 3-29, jun./jul. 2001.

O'CONNELL, A. A.; MCCOUCH, D. B. **Multilevel modeling of educational data**. Charlotte, NC: IAP, 2008.

POR DENTRO DO SAERS. **Educar para Crescer**. 2013. Disponível em: <http://educarparacrescer.abril.com.br/indicadores/materias_295297.shtml> Acesso em: 24 jan. 2013.

RIO GRANDE DO SUL. **Resultados do SAERS são discutidos por diretores das escolas do noroeste**. 23 maio 2008. Disponível em: <<http://www.rs.gov.br/conteudo/141975/resultados-do-saers-sao-discutidos-por-diretores-das-escolas-do-noroeste>>. Acesso em: 24 jan. 2013.

RIO GRANDE DO SUL. Secretaria da Educação. **SAERS**. 2012. Disponível em: <<http://www.educacao.rs.gov.br/pse/html/saers.jsp?ACAO=acao1>>. Acesso em: 26 abr. 2012.

SCHIEFELBEIN, E.; SIMMONS, J. Os determinantes do desempenho escolar: uma revisão de pesquisas nos países em desenvolvimento. **Caderno de Pesquisa**, São Paulo, n. 35, p. 53-71, 1980.

SENGER, R. **Os determinantes da qualidade da educação básica no Rio Grande do Sul: uma análise com dados da prova Brasil**. 2012. 112 f. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento) — Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

SINGER, J. D. Using SAS PROC MIXED to fit multilevel models, hierarchical models, and individual growth models. **Journal of Educational and Behavioral Statistics**, [S.l.], v. 23, n. 4, p. 323-355, 1998.

SISTEMA DE AVALIAÇÃO DO RENDIMENTO ESCOLAR DO RIO GRANDE DO SUL (SAERS). **O SAERS**. 2013. Disponível em: <<http://www.saers.caedufjf.net/o-programa/>>. Acesso em: 24 jan. 2013.

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**, São Paulo, n. 28, p. 103-124, jul./dez. 2003.

SOARES, T. M. Modelo de três níveis hierárquicos para a proficiência dos alunos da 4.^a série avaliados no teste de língua portuguesa do SIMAVE/PROEB-2002. **Revista Brasileira de Educação**, Rio de Janeiro, n. 29, p. 73-87, maio/ago. 2005.

SOARES, T. M.; MENDONÇA, M. C. Construção de um modelo de regressão hierárquico para os dados do SIMAVE-2000. **Pesquisa Operacional**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 3, p. 421-441, set./dez. 2003.

XERXENEVSKY, L. L. **Programa Mais Educação**: avaliação do impacto da educação integral no desempenho de alunos no Rio Grande do Sul. 2012. 142 f. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento) — Programa de Pós-graduação em Economia do Desenvolvimento, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

Uma avaliação espacial da incidência da dengue nos municípios de Minas Gerais, nos anos 2000 e 2010*

Bruno Silva de Moraes Gomes^{**}

Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), doutorando em Economia pela UFJF, Professor do Instituto Federal do Rio de Janeiro

Suzana Quinet de Andrade Bastos^{***}

Doutora pela Universidade Federal do Rio de Janeiro, Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da UFJF

Bruna Rodrigues Nascimento^{****}

Bacharel em Economia pela UFJF

Resumo

O trabalho busca entender a influência do espaço (vizinhança) e das variáveis ambientais e socioeconômicas na incidência da dengue, nos municípios do Estado de Minas Gerais. Para isso, utiliza-se da análise exploratória de dados espaciais (AEDE), de estimações por mínimos quadrados ordinários (MQO) para os anos de 2000 e 2010 e dos dados em diferença (2010/2000). Os resultados indicam que o saneamento básico, o Produto Interno Bruto (PIB) e a densidade populacional influenciam positivamente na incidência da dengue. Na análise espacial, as variáveis climáticas (temperatura mínima e máxima, umidade e precipitação) influenciam nos casos de dengue. Além disso, o controle da dependência espacial não deve ser considerado em âmbito municipal, ou seja, o que ocorre em um município não se relaciona com seus vizinhos no que tange à dengue. Tal resultado de-

* Artigo recebido em jan. 2015 e aceito para publicação em mar. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann.

^{**} E-mail: brunomoraesgomes@gmail.com

^{***} E-mail: quinet.bastos@gmail.com

^{****} E-mail: brunardn@gmail.com

mostra que o problema da dengue merece um controle mais localizado do que a abrangência municipal, devendo ser desagregado, possivelmente, em bairros, quarteirões e ruas.

Palavras-chave

Dengue; políticas públicas; primeira diferença; autocorrelação espacial

Abstract

This paper aims to understand the influence of space (neighborhood) and environmental and socioeconomic variables on the incidence of dengue in the municipalities of the State of Minas Gerais. For this purpose, the authors use an exploratory spatial data analysis and estimates by ordinary least squares (OLS) for the years 2000, 2010 and the differing data (2010/2000). The results indicate that basic sanitation, the Gross Domestic Product (GDP) and population density positively influence the incidence of dengue. In the spatial analysis, the climate variables (minimum and maximum temperature, humidity and precipitation) influence the cases of dengue. In addition, the control of spatial dependence should not be considered at the municipal level, that is, what occurs in a municipality does not relate to its neighbors as far as dengue is concerned. This result demonstrates that the problem of dengue deserves a control more localized than the municipal scope and should be disaggregated perhaps to districts, blocks and streets.

Keywords

Dengue; public policies; first difference; spatial autocorrelation

Classificação JEL: I18, I12, C21

1 Introdução

A saúde é direito de todos e dever do Estado (BRASIL, 1988). Medidas que visam à redução dos riscos de doenças e demais agravos, além de ações de promoção, proteção e recuperação da saúde, são formas de se garantir esse direito (BRASIL, 1990). O controle dos riscos e agravos de

doenças insere-se em um conceito mais amplo de saúde, de modo que um “estado saudável” não está associado apenas à ausência de doenças. Condiçionantes e determinantes do processo saúde-doença ganham destaque, a exemplo do saneamento básico, meio ambiente, educação, lazer, transporte, moradia, renda, alimentação e acesso aos bens e serviços essenciais (LIMA; VILABÔAS, 2011).

O conceito ampliado de saúde indica a necessidade de ações que extrapolem os limites do setor e que estabeleçam diálogo com outros setores a fim de operacionalizar parcerias e articular saberes e experiências. Essa forma de enfrentamento dos problemas de saúde tem sido denominada intersetorialidade. Tal perspectiva implica mudanças na gestão, ainda muito setorializada, das políticas públicas, contribuindo, dessa forma, para melhorar os indicadores de saúde da população.

A intersetorialidade como ferramenta de políticas públicas saudáveis e de promoção da saúde extrapola os limites estatais e exige maior articulação do Estado com a população. A participação popular é primordial para aumentar o poder das comunidades e sua consciência política. É necessário estabelecer uma distribuição de poder mais igualitária entre os setores de forma a evitar a subordinação de um setor a outro e a conformação de dificuldades e resistências por parte de alguns deles, o que dificulta a operacionalização de práticas intersetoriais (WESTPHAL; MENDES, 2000).

Segundo Lima e Vilabôas (2011), a ação do Estado, destacando-se as ações intersetoriais das prefeituras junto às demais instituições locais e o apoio populacional, é o principal fator capaz de diminuir a incidência dos casos de dengue no Brasil.

O *Aedes Aegypti*, vetor da dengue, apresenta quatro sorotipos: DENV1, DENV2, DENV3 e DENV4, que podem se manifestar desde a forma assintomática até quadros graves e hemorrágicos. O mosquito reproduz-se em água limpa, onde os ovos são depositados, e, em sete dias, dependendo da temperatura, completa-se a reprodução. O ciclo de vida do mosquito dura aproximadamente um mês. A transmissão da dengue dá-se pela picada da fêmea do *Aedes Aegypti*, que precisa de sangue humano para a maturação dos ovos. O mosquito infectado transmite o vírus ao picar uma pessoa sadia, e uma pessoa infectada transmite o vírus para outros mosquitos (BRASIL, 2007). Para combater a dengue, é necessário o controle da reprodução do mosquito-vetor, o *Aedes Aegypti*.

A Organização Panamericana de Saúde (1991) cita como macrodeterminantes da dengue: a densidade populacional moderada ou alta, os padrões de assentamento inadequado, as habitações com ausência de água encanada e com recipientes para armazenamento vedados inadequadamente, a coleta de lixo deficiente e as condições socioeconômicas precárias.

rias. Ou seja, o vírus da dengue está associado a atividades antrópicas, que viabilizam sítios para a reprodução do mosquito, permitindo a manutenção da sua infestação.

O ambiente exerce grande influência na saúde humana (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2012). As doenças sensíveis ao clima são um dos principais problemas de saúde pública do século. Segundo Mendonça, Paula e Oliveira (2012), fatores como a umidade do ar, temperatura e ventos são relevantes para a manifestação de muitas doenças, epidemias e endemias humanas. Além do clima, outros elementos da natureza, como água e solo, contribuem para a permanência de doenças na população (ROSEN, 1994).

Por ser um mosquito urbano, ele se adapta ao espaço, aos fluxos de pessoas e aos materiais. Nas grandes cidades, o vetor encontra alimento, locais de repouso e reprodução. Os vírus encontra um grande número de pessoas concentradas, que se deslocam dentro das cidades, e entre as cidades, em áreas em que pode existir o vetor em número suficiente para continuar a transmissão (CATÃO, 2012).

Assim, a dengue é uma doença ligada às características socioeconômicas, ambientais e espaciais. A compreensão da relação entre os casos de dengue e esses fatores pode ajudar a desenvolver estratégias de combate mais eficazes. Segundo Buss (2000), a saúde pública envolve dois tipos de compromisso: o de colocar a saúde como prioridade e a intervenção nos fatores que definem saúde e doença.

Diante desse contexto, o objetivo do presente trabalho é analisar a influência do espaço e das variáveis ambientais e socioeconômicas na incidência de dengue nos municípios de Minas Gerais. Para lograr esse objetivo, utiliza-se a estimação dos dados em diferença e em cortes transversais por mínimos quadrados ordinários (MQO), com incorporação da análise espacial. Tal análise é feita para os anos de 2000 e 2010 e para os dados em diferença (2010/2000)¹.

O trabalho está distribuído da seguinte forma: além desta **Introdução**, o subcapítulo 2 apresenta uma descrição da dengue em Minas Gerais. Nas sessões seguintes são apresentadas a base de dados e a metodologia e, por fim, os resultados e as **Considerações finais**.

¹ Os anos 2000 e 2010 são anos censitários, e como se trabalha com municípios, o Censo é a pesquisa geradora de grande parte dos dados disponibilizados pela Fundação João Pinheiro (FJP).

2 Dengue em Minas Gerais

Minas Gerais, por ser um estado com elevado crescimento industrial e urbano, apresenta populações do mosquito *Aedes Aegypti* dispersas em várias áreas e com elevada densidade (em virtude da alta aglomeração de criadouros propícios e ambientes favoráveis). Segundo Minas Gerais (2005), o clima tropical e subtropical, como o de Minas Gerais, apresenta condições favoráveis ao desenvolvimento e à proliferação do mosquito.

A primeira notificação de dengue ocorrida em Minas Gerais foi em 1987. Até o ano de 1996, a incidência de dengue era restrita a alguns municípios do interior do Estado. Nesse mesmo ano, foram confirmados casos da doença na região metropolitana de Belo Horizonte. A primeira epidemia de dengue, em Minas Gerais, ocorreu em 1998, quando a região metropolitana de Belo Horizonte teve a incidência de 862,08 casos por 100.000 habitantes, com predomínio de DENV 1 e 2 (Figura 1). Uma segunda epidemia ocorreu em 2002, com 60.078 casos notificados de DENV 1, 2 e 3 (MARQUES *et al.*, 2010). Entre os anos de 2003 a 2005, a transmissão da doença mostrou-se estável, com aproximadamente 21.000 casos notificados, com o DENV 3 como soropositivo mais prevalente. Em 2006, o índice de casos notificados de dengue dobrou, sendo registrados 41.373. O mesmo patamar foi observado em 2007. Uma grande epidemia ocorreu em Minas Gerais no período de 2008-09, com 79.223 casos registrados de dengue em 2008 e 83.129 casos registrados em 2009, com predomínio do soropositivo DENV2. Em 2010, o Estado apresentou uma nova grande epidemia, com 268.440 casos notificados. Nesse ano, o município com maior número total de casos notificados foi Belo Horizonte, com 68.959 casos, seguido por Betim, com 19.559, e por Juiz de Fora, com 9.396 casos. Foram confirmados 105 óbitos no Estado (MINAS GERAIS, 2011).

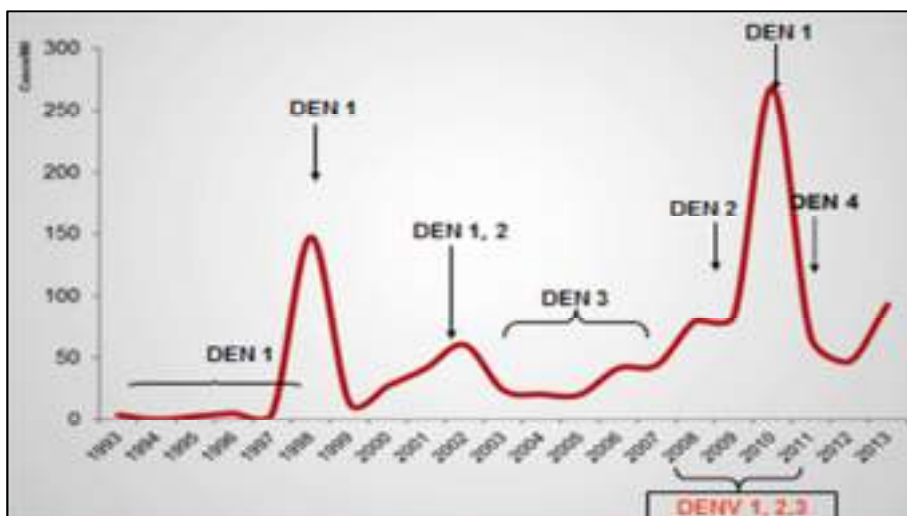
No ano de 2011, o Estado apresentou 66.596 casos notificados, ocorrendo uma expressiva diminuição em relação ao ano anterior. Nesse mesmo ano foi identificado, no Município de Frutal, o primeiro caso confirmado de dengue pelo sorotipo DEN 4, marcando a reintrodução deste sorotipo no Estado. Nos anos de 2012 e 2013, o Estado identificou a circulação de dois sorotipos DEN 1 e DEN 4. Em 2012, a queda da taxa de casos foi ainda maior, passando para 46.681 casos notificados. Minas Gerais, no ano de 2013, sofreu outra séria epidemia, que pode estar relacionada ao sorotipo 4 do dengue, com 93.184 casos notificados no Estado.

Na tentativa de conter o avanço da doença no Estado, o governo de Minas Gerais elaborou, em 2008, o Plano Estadual de Contingência da Dengue, que destaca a conscientização das pessoas sobre o combate à dengue e a capacitação dos profissionais de saúde para um melhor diag-

nóstico e tratamento da doença. O Estado também realiza o Levantamento Rápido do Índice de Infestação por *Aedes Aegypti* (LIRAA) três vezes por ano, no qual mapeia os índices de infestação para todo o Estado. Vale ressaltar a importância desse procedimento, pois possibilita a identificação dos criadouros predominantes, a situação de infestação do município, bem como permite o direcionamento das ações de controle para as áreas mais críticas.

Figura 1

Casos notificados de dengue e circulação viral em Minas Gerais — 1993-2013

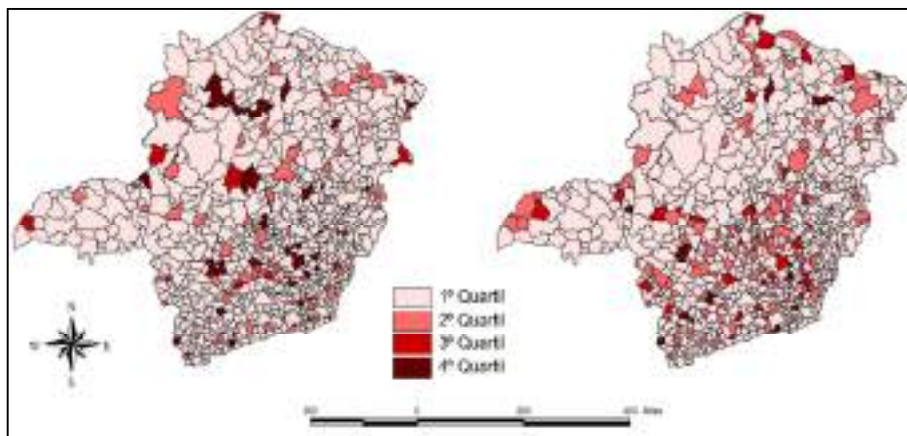


FONTE: Minas Gerais (2014).

Especialmente se percebe, através dos mapas percentílicos de notificações de dengue por municípios de Minas Gerais (Figura 2), que não há uma constância e nem se consegue identificar perfis de proliferação. Os anos 2001 e 2010 não apresentam uma semelhança significativa. Uma questão que pode contribuir para essa não continuidade é o tempo do mandato eleitoral no Brasil, que são de quatro anos. Ao considerar uma análise com corte de 10 anos, um município pode ter apresentado, em 2001, um prefeito que não se preocupou em combater a dengue, o que gerou um surto, mas, em 2010, o prefeito em posse pode ter elaborado um plano de combate à dengue que trouxe melhores resultados.

Figura 2

Mapas quartílicos das notificações de dengue dos municípios de Minas Gerais — 2001 e 2010



NOTA: 1. Por cem mil habitantes.

2. Elaborado a partir do software ArcView.

3 Escolha das variáveis e base de dados

Em termos empíricos, Mondini e Chiaravalloti Neto (2007) perceberam que o nível socioeconômico e o risco de dengue não tiveram associação ao avaliarem a cidade de São José do Rio Preto, em São Paulo, entre 1990 e 2002. Costa e Natal (1998) encontraram que a incidência da dengue é inversamente proporcional às condições socioeconômicas, de forma que ela não atinge a cidade de forma homogênea. Eles observaram correspondência entre maior adensamento populacional e maior incidência de dengue. Teixeira *et al.* (2009), ao analisarem a distribuição de epidemias de dengue nos municípios do Estado do Rio de Janeiro, em 2002 e sua relação com variáveis sociodemográficas, encontraram que proporção de população urbana, percentual de população com água canalizada e percentual de cobertura do programa de saúde da família (PSF) foram as variáveis que melhor se ajustaram no modelo, explicando 30,2% da variabilidade das taxas de incidência de dengue.

Aparecida da Silva *et al.* (2003), ao analisarem os bairros do Município de Umuarama, no Paraná, perceberam que os bairros mais afetados com a dengue foram os contornados pelo córrego da cidade. Tais bairros tinham um saneamento básico precário. Mendonça, Paula e Oliveira (2012), observaram, ao analisar a cidade de Curitiba, também no Paraná, que a maior

incidência de dengue se dá em um ambiente climático quente e úmido e mais expressivamente nas classes mais pobres da população. Câmara *et al.* (2009) verificaram, em cinco bairros do Rio de Janeiro, nos anos de 1986 a 2003, que, nos anos de epidemia, as temperaturas mínimas foram mais altas que nos outros anos, sugerindo que essas temperaturas foram um fator importante para o aparecimento dos casos de dengue. Carneiro e Candeias (2010), ao analisarem os fatores que caracterizam um ambiente mais propício para a proliferação da dengue, utilizando bairros do Recife, no período 2000-06, identificaram a vegetação como um fator capaz de influenciar a ocorrência de dengue.

Segundo Araquan (2014), o aumento da área urbana e periférica de Belo Horizonte, em número e tamanho com a incapacidade de prover habitações e infraestrutura básica para a população, principalmente para os distritos do norte, aumentou o número de criadouros e o espraiamento da doença ao longo dos anos. O lixo abundante e não coletado armazena água da chuva, convertendo-se em criadouros dos vetores da dengue e de outras doenças. O clima e a existência de criadouros provocam os surtos de dengue. A renda está diretamente ligada à infecção, pelas condições de moradia, acesso aos serviços de saneamento urbano e a qualidade geral de vida da região.

Almeida, Medronho e Valencia (2009), Flauzino, Souza-Santos e Oliveira (2009), Pereda, Alves e Rangel (2011) e Cabral e Freitas (2012) avaliaram as questões socioeconômicas e ambientais relacionadas à dengue, traçando o perfil das regiões e das pessoas infectadas. Os dois primeiros trabalhos buscaram estratificar as ocorrências para, através da análise multivariada, fazer correlações entre os casos e as questões socioeconômicas. Os resultados demonstraram uma maior incidência em pessoas do sexo feminino, com idades economicamente ativas e residentes em favelas (moradores com nível socioeconômico mais baixo). Os demais trabalhos incorporaram a essa análise o tratamento espacial, chegando a conclusões semelhantes aos primeiros, acrescentando: (a) o aumento da temperatura impacta positivamente no risco de dengue; (b) as chuvas possuem efeito positivo, porém decrescente, chegando a ser negativo no caso de grandes quantidades de chuvas para algumas das regiões; (c) a umidade relativa média também impacta a incidência de dengue; e (d) independente do nível de desenvolvimento, os municípios estão suscetíveis à proliferação dos casos de dengue.

Para Marzochi (1994) e Laporta (2004), a ausência de infraestrutura, a existência de rede irregular ou inexistente de abastecimento de água, os serviços insuficientes de coleta de lixo, o baixo envolvimento da população e a presença de recipientes expostos têm favorecido a proliferação do mos-

quito e dificultado a tomada de medidas de controle eficientes por parte dos poderes públicos.

A partir dos trabalhos empíricos, consideram-se as seguintes variáveis explicativas na análise da influência das variáveis socioeconômicas e ambientais na incidência da dengue nos municípios de Minas Gerais: densidade populacional, cujos dados foram retirados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (2013). Espera-se uma relação positiva entre a densidade populacional e as notificações de dengue, como evidenciado por Carneiro e Candeias (2010).

As variáveis: gastos *per capita* com saúde e saneamento básico, renda líquida *per capita* e Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* foram retirados do Índice Mineiro de Responsabilidade Social, realizado pela Fundação João Pinheiro (FJP) (2013). Os valores anuais foram convertidos em valores de dezembro de 2010 mediante os valores médios do Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI) de cada ano e do valor do IGP-DI de dezembro de 2010.

Com relação às variáveis ambientais, as climáticas de precipitação, temperatura mínima, temperatura máxima e umidade foram extraídas do Instituto Nacional de Meteorologia (Inmet) (2013), especificamente do Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa (BDMEP). Para os municípios onde não existiam estações ou para os quais o BDMEP não disponibilizava os dados, foi utilizado o método de krigagem, de estatística espacial, que permite a interpolação dos dados. A porcentagem do município com cobertura vegetal por flora nativa foi extraída do Zoneamento Econômico Ecológico de Minas Gerais (MINAS GERAIS, 2013). Os valores relativos ao ano de 2003 foram repetidos em 2000 e os do ano 2007 foram repetidos em 2010.

A variável dependente, notificações de dengue, engloba os casos clássico e hemorrágica. Os dados são do Sistema de Informação e Agravos de Notificação (SINAN) (2013). Todo caso suspeito ou confirmado de dengue deve ser notificado ao SINAN, que é o sistema de informações mais importante para a Vigilância Epidemiológica (SARACENI *et al.*, 2005).² A variável de notificações de dengue começou a ser computada por município pelo SINAN³, em 2001, então se repete o dado de 2001 no ano 2000.

² A desarticulação do sistema de vigilância em alguns municípios e a não garantia de mecanismos que facilitem a notificação, aliadas ao desconhecimento ou descaso por parte de profissionais da área de saúde e dos gestores, levam ao sub-registro de doenças (subnotificação) (TEIXEIRA *et al.*, 1998).

³ Todas as doenças de notificação compulsória têm uma ficha de notificação preenchida em âmbito local, e o seu conteúdo, no SINAN e nas Secretarias de Saúde, sendo os dados consolidados no nível federal.

4 Metodologia

O trabalho é desenvolvido primeiramente através da análise exploratória de dados espaciais (AEDE), que busca capturar a dependência espacial ao longo do tempo. Em seguida, rodam-se as regressões como descritas nas equações (3), (4) e (5) para os anos de 2000 e 2010 e os dados em diferença (2010/2000) para capturar a possível correlação entre as variáveis e testar a autocorrelação espacial do modelo.

A AEDE auxilia na descrição e visualização de padrões de associação espacial e sugere os regimes e as configurações espaciais na taxa de notificações de dengue, nas variáveis ambientais e socioeconômicas. Assim, torna-se possível ver padrões de associação no espaço de evolução da incidência da dengue e do comportamento dessa variável com o das variáveis ambientais e socioeconômicas, ou seja, verifica-se se há uma aleatoriedade da distribuição dos casos de dengue no espaço, ou se o padrão espacial é sistemático, e calculam-se os coeficientes de autocorrelação espacial que testam essa aleatoriedade.

Os coeficientes de correlação espacial são construídos a partir de três elementos: uma medida de autocovariância, uma medida de variância dos dados e uma matriz de ponderação (W). O Índice I de Moran verifica a presença de autocorrelação espacial. Esse índice caracteriza-se por fornecer uma medida geral da associação espacial existente no conjunto dos dados, variando entre -1 e +1. Quando o valor é próximo de 0, indica inexistência de autocorrelação; quando o valor é um número positivo, representa autocorrelação positiva, ou seja, o objeto tende a ser semelhante aos valores dos seus vizinhos; e quando é um valor negativo, representa autocorrelação espacial negativa, isto é, o valor do atributo numa região não é dependente dos valores dos seus vizinhos.

Não existe uma metodologia que indique como escolher a melhor matriz, assim, testaram-se as matrizes de contiguidade e k vizinhos como sugere Baumont (2004). A ideia é escolher a matriz que fornece o maior I de Moran. Nesse caso, os resultados foram similares, independentemente da matriz escolhida. Utiliza-se a matriz de contiguidade do tipo Rainha, que considera como vizinhança todos os vizinhos limítrofes. O índice I de Moran é definido por (1).

$$I = \frac{n}{w} \left(\frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_i z_i^2} \right) \text{ para } i \neq j. \quad (1)$$

Onde n é o número de observações, w_{ij} é o elemento na matriz de vizinhança para o par i e j , w é a soma dos ponderadores da matriz, z é a média e z_i e z_j são os desvios em relação à média ($z_i - z$), ($z_j - z$).

A AEDE permite ainda identificar a existência de *clusters* espaciais e as mudanças neles ocorridas ao longo do tempo, visualizando padrões de associação espacial para as variáveis isoladamente e em conjunto. O Indicador Local de Associação Espacial (LISA) identifica a existência de *clusters* espaciais locais ao redor de uma localização individual e também faz inferências a respeito da estacionariedade da autocorrelação espacial global. Uma variável y_i , observada em um município i na análise univariada, pode ser expressa, conforme Anselin (1995), pela estatística L_i como (2):

$$L_i = f(y_i, y_{ji}) \quad (2)$$

em que f é uma função que pode incluir parâmetros adicionais e y_i são os valores observados em municípios vizinhos ji de i . Os valores de y_i podem ser os valores originais das observações ou alguma padronização desses para evitar dependência do indicador local.

Os mapas de dispersão de Moran apresentam quatro classes de autocorrelação espacial. Valores positivos de I indicam *clusters* espaciais de valores similares: alto-alto (AA) ou baixo-baixo (BB), um município de valores altos cercado de vizinhos com valores altos ou um município de valores baixos cercado de vizinhos com valores baixos. Valores negativos de I indicam *clusters* de valores heterogêneos: alto-baixo (AB) ou baixo-alto (BA), municípios de valores altos e vizinhos de valores baixos e municípios de valores baixos e vizinhos de valores altos.

Através da análise do LISA bivariado, é possível verificar a existência da relação de dependência espacial entre a incidência de dengue e as demais variáveis. Os mapas de *clusters* bivariados seguem os mesmos critérios do LISA univariado.

Após a AEDE, é realizada a estimação das regressões para o ano 2000 (3), 2010 (4) e com os dados em diferença (5), 2010/2000. Na regressão (5), cada variável diferenciada ao longo do tempo serve para tratar o efeito-fixo. Assim, o ganho em utilizar os dados em diferenças está em descartar o efeito não observado, que pode ser correlacionado com as variáveis explicativas (ALMEIDA, 2012). Assim:

$$not_{i1} = \beta_0 + \beta_1 den_{i1} + \beta_2 pib_{i1} + \beta_3 rl_{i1} + \beta_4 abas_{i1} + \beta_5 veg_{i1} + \beta_6 saud_{i1} + \beta_7 sanea_{i1} + \beta_8 educ_{i1} + \beta_9 renda_{i1} + \beta_{10} tmax_{i1} + \beta_{11} tmin_{i1} + \beta_{12} umid_{i1} + \beta_{13} prec_{i1} + a_i + u_{i1} \quad (t = 1) \quad (3)$$

$$not_{i2} = \beta_0 + \beta_1 den_{i2} + \beta_2 pib_{i2} + \beta_3 rl_{i2} + \beta_4 abas_{i2} + \beta_5 veg_{i2} + \beta_6 saud_{i2} + \beta_7 sanea_{i2} + \beta_8 educ_{i2} + \beta_9 renda_{i2} + \beta_{10} tmax_{i2} + \beta_{11} tmin_{i2} + \beta_{12} umid_{i2} + \beta_{13} prec_{i2} + a_i + u_{i2} \quad (t = 2) \quad (4)$$

onde i denota os diferentes municípios, e t indica o período no tempo. As equações (3) e (4) representam os anos 2000 e 2010 respectivamente. Subtraindo-se a segunda equação (4) da primeira (3), obtém-se a primeira diferença, conforme equação (5):

$$\Delta not_i = \delta_0 + \beta_1 \Delta den_i + \beta_2 \Delta pib_i + \beta_3 \Delta rl_i + \beta_4 \Delta abas_i + \beta_5 \Delta veg_i + \beta_6 \Delta saud_i + \beta_7 \Delta sanea_i + \beta_8 \Delta educ_i + \beta_9 \Delta renda_i + \beta_{10} \Delta tmax_i + \beta_{11} \Delta tmin_i + \beta_{12} \Delta umid_i + \beta_{13} \Delta prec_i + \quad (5)$$

em que Δ representa a mudança de $t = 1$ para $t = 2$.

A equação (5) é regredida usando-se mínimos quadrados ordinários, considerando os diagnósticos de heterocedasticidade e multicolinearidade.

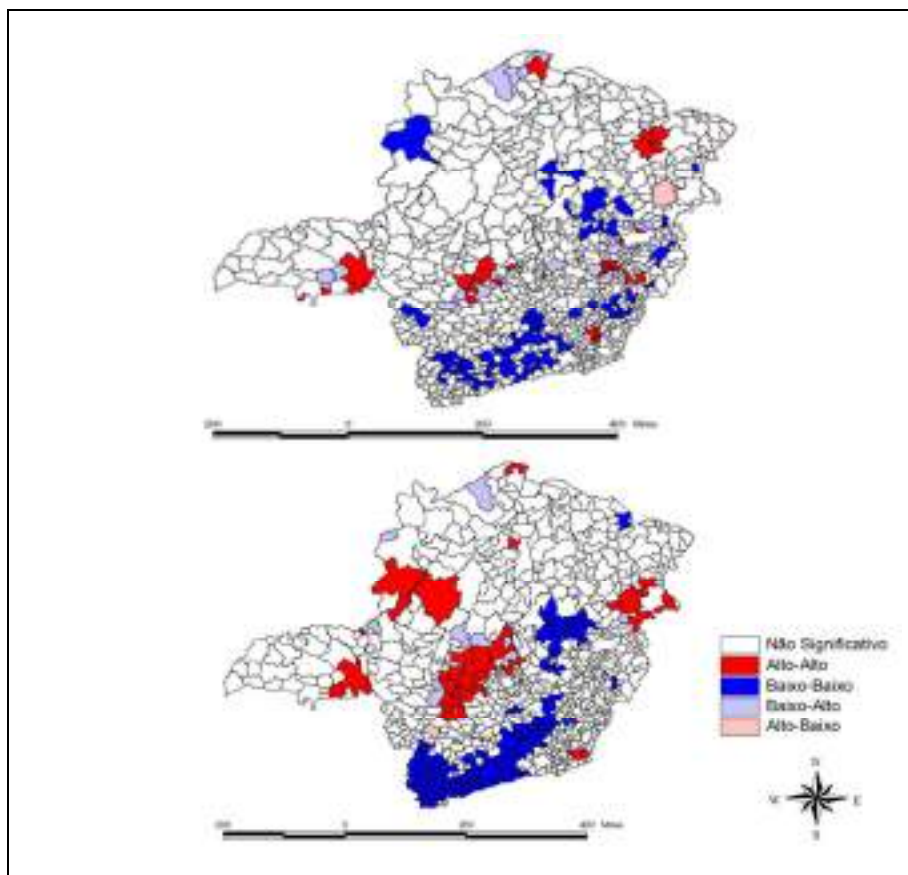
A autocorrelação espacial implica em prejuízos na estimação do modelo pelo método de mínimos quadrados ordinários, assim, caso ocorra autocorrelação na variável dependente, as estimativas de MQO são viesadas e inconsistentes. Quando a correlação está presente no termo do erro, não há viés, entretanto, o estimador de MQO deixa de ser o mais eficiente. Na situação dos dados espaciais, quando está presente a autocorrelação espacial, as estimativas do modelo devem incorporar essa estrutura espacial, uma vez que a dependência entre as observações altera o poder explicativo do modelo. Para verificar a existência de dependência espacial, realizam-se os testes de I de Moran e das estatísticas do Multiplicador de Lagrange (LM) nos resíduos da equação estimada (ALMEIDA, 2012).

5 Resultados

No primeiro momento avalia-se o comportamento espacial da taxa de notificação de dengue nos municípios de Minas Gerais. Na Figura 3, observa-se uma aleatoriedade nos mapas de *clusters* univariados da taxa de notificações de dengue, com um maior número de *clusters* do tipo alto-alto em 2010 concentrados na região central de Minas Gerais. Em 2010, ocorreu um dos maiores surtos de dengue do Estado, sendo a região metropolitana de Belo Horizonte a mais afetada, seguida pelos Municípios de Betim e Juiz de Fora (MINAS GERAIS, 2011). Tal fato é evidenciado pelo *cluster* alto-alto em Belo Horizonte e nos municípios vizinhos. Os municípios de Betim e Juiz de Fora também foram classificados como *clusters* AA. Os casos do tipo baixo-baixo concentraram-se no sul do Estado em 2001 e 2010.

Figura 3

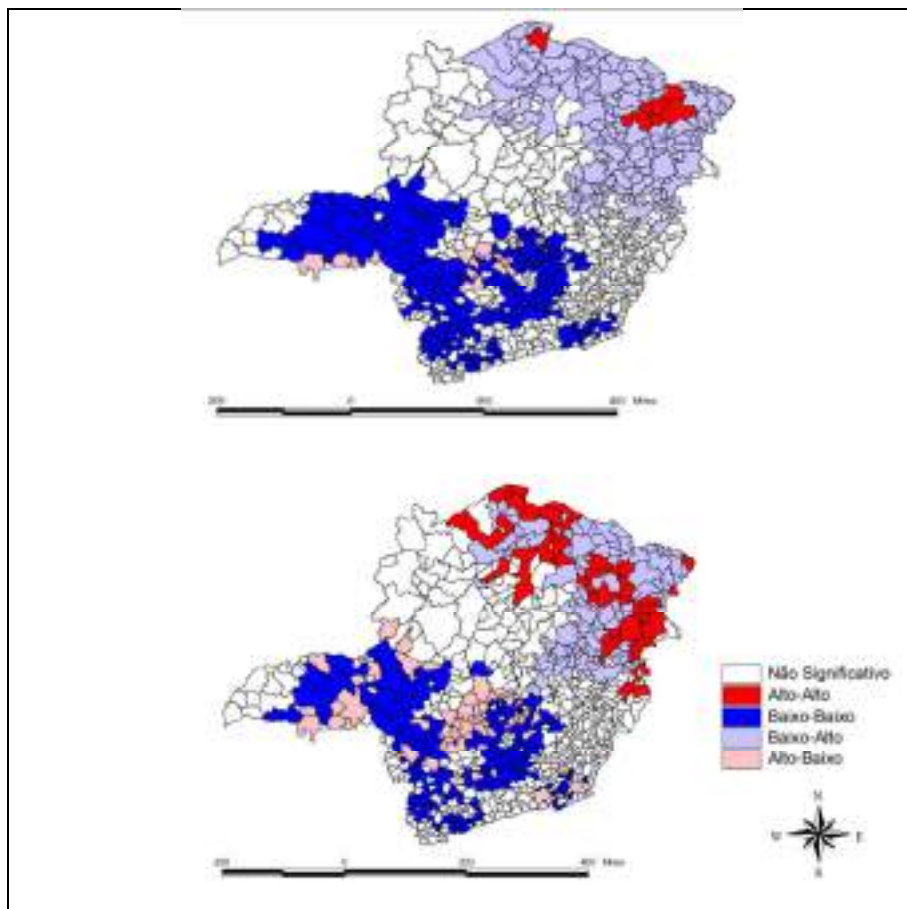
Mapas LISA univariados das taxas de notificações de dengue — 2001 e 2010



Os mapas de *clusters* bivariados (Figuras 4 a 17) possuem como análise a taxa de notificação de dengue cercada pelos dados das demais variáveis nos vizinhos. Observa-se, na Figura 4, no norte do Estado, os casos de baixa taxa de notificações de dengue com alta taxa de analfabetismo dos vizinhos em 2000 e 2010, os *clusters* baixo-alto (BA). No ano de 2010, verificaram-se mais *clusters* do tipo alto-alto no norte de Minas Gerais, evidenciando que a região norte mais pobre tem maiores taxas de analfabetismo e, por isso, quando ocorreu o surto de dengue, em 2010, surgiram *clusters* AA nessa região. No sul do Estado predominam os *clusters* do tipo baixo-baixo em ambos os anos.

Figura 4

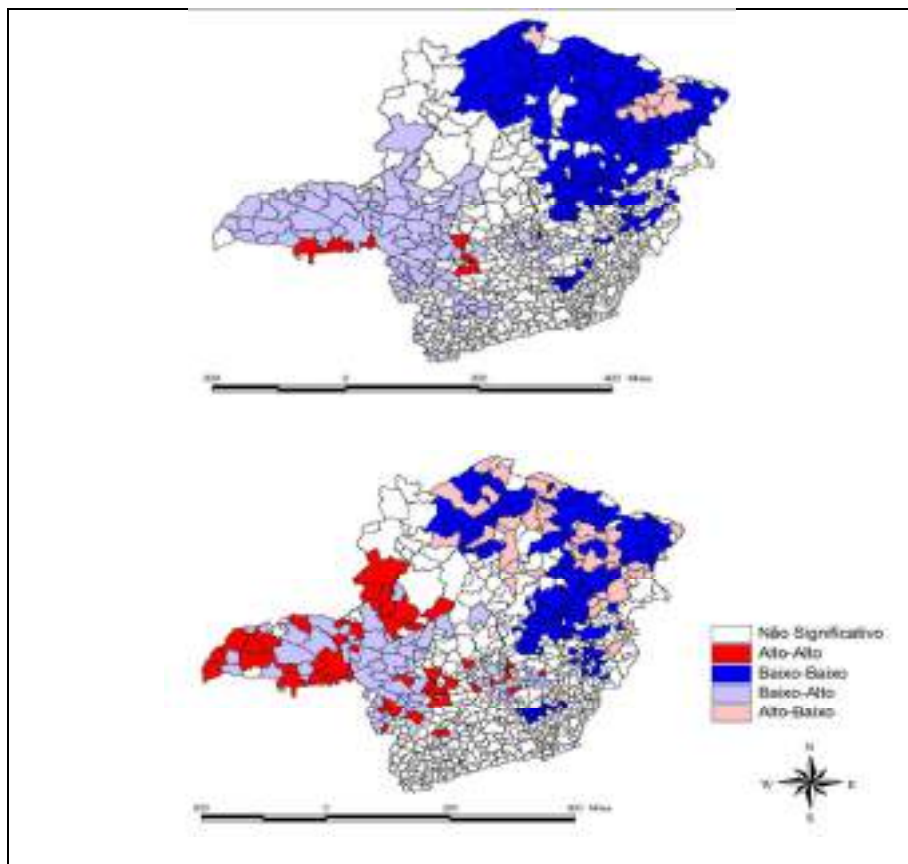
Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e da taxa de analfabetismo — 2000 e 2010



A Figura 5 mostra os mapas de *clusters* bivariados da taxa de notificações de dengue e o PIB. Verificam-se *clusters* do tipo baixo-baixo no norte do Estado e *clusters* baixo-alto (BA) no oeste de Minas Gerais. Nota-se ainda o aumento dos *clusters* do tipo alto-alto no oeste e alto-baixo, no norte. Ou seja, há uma piora na situação do Estado. O PIB elevado da região de Belo Horizonte foi acompanhado em 2010 pela elevação das notificações de dengue marcado pelos *clusters* AA.

Figura 5

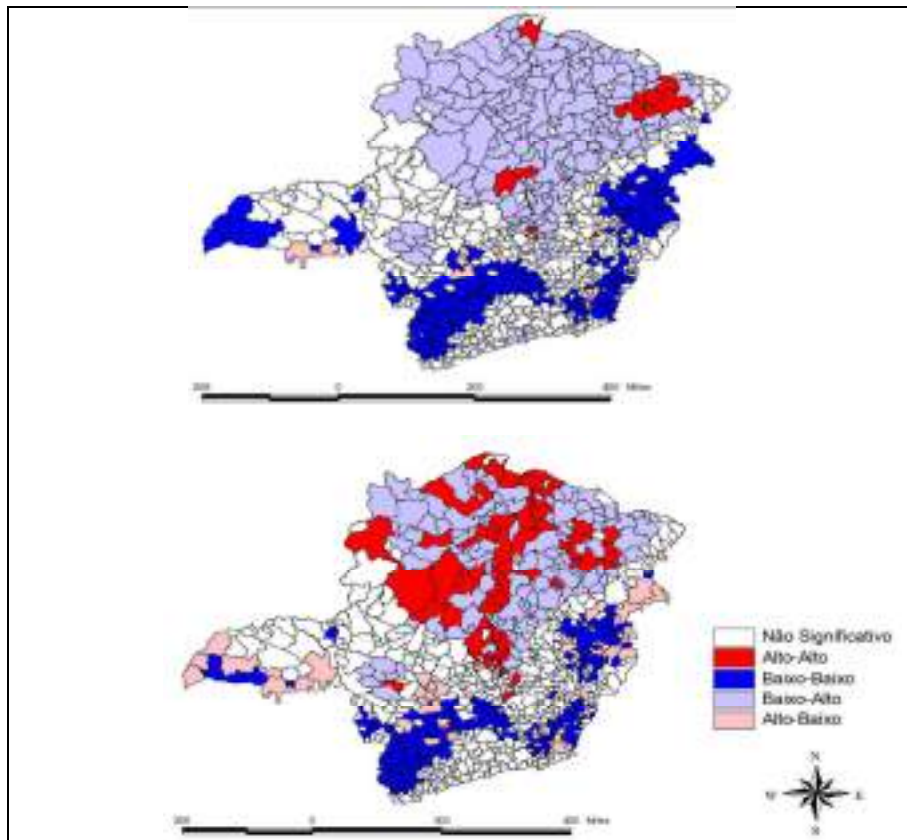
Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e do Produto Interno Bruto — 2000 e 2010



Através da Figura 6, visualiza-se a concentração de *clusters* do tipo baixo-baixo no sul de Minas Gerais, ou seja, são municípios com baixa taxa de notificações de dengue rodeados de vizinhos com baixa cobertura vegetal. No norte do Estado, nota-se a proliferação dos *clusters* alto-alto em 2010, ou seja, ocorre o aumento da taxa de notificações de dengue em municípios com alta incidência de dengue circundados por municípios com alta cobertura vegetal. A elevada cobertura vegetal do norte de Minas pode ter contribuído para o agravamento das taxas de notificações de dengue em 2010, uma vez que as folhas e os entroncamentos das árvores podem servir de recipientes (criadouros) para o acúmulo da água da chuva, como constatado por Carneiro e Candeias (2010).

Figura 6

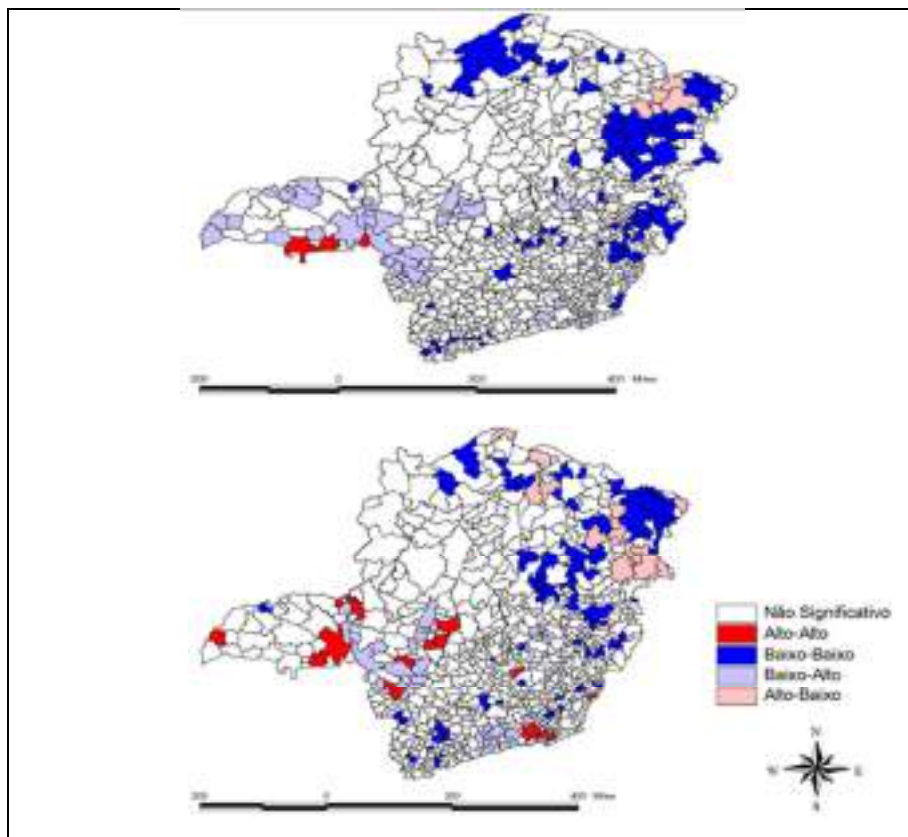
Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e da cobertura vegetal — 2000 e 2010



Averigua-se um baixo número de *clusters* do tipo alto-alto na Figura 7, revelando que poucos municípios com alta incidência da dengue têm como vizinhos municípios com elevado gasto com saúde. Ou seja, os gastos com saúde na região mostram-se um forte indício no combate à dengue. Em 2010, no norte do Estado de Minas Gerais, há o aumento dos *clusters* do tipo alto-baixo, ou seja, municípios com alta taxa de notificações de dengue circundados por municípios com poucos gastos com saúde.

Figura 7

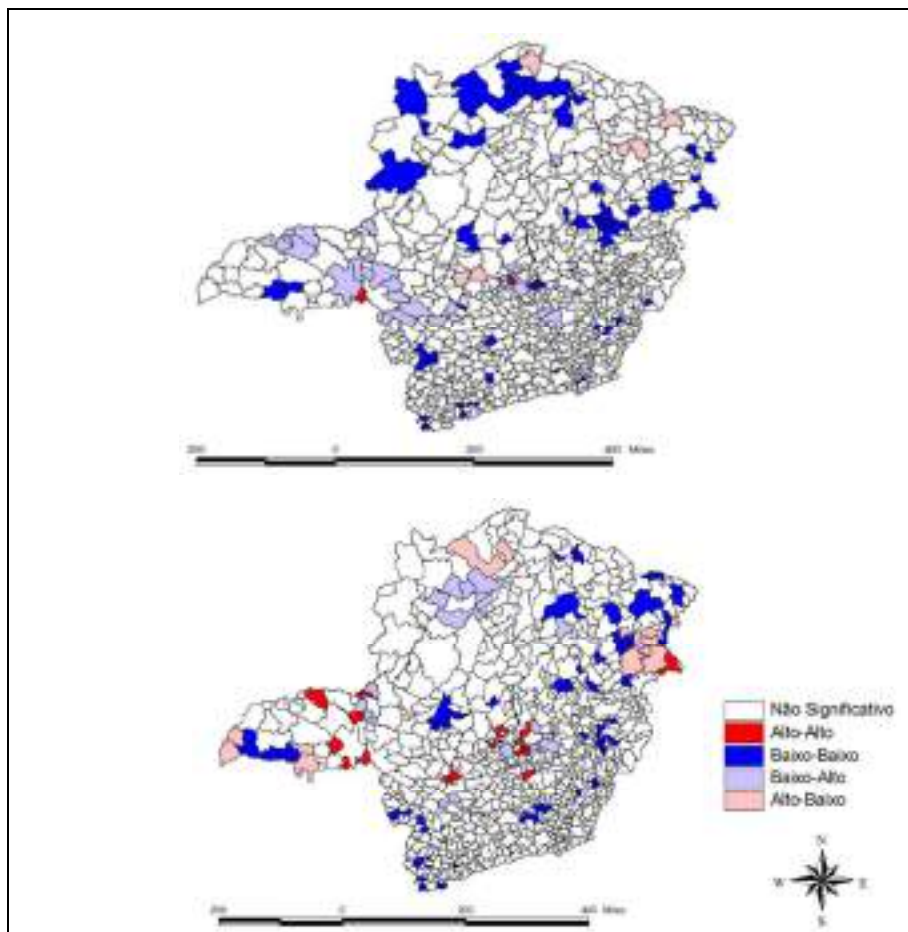
Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e dos gastos com saúde — 2000 e 2010



Nos mapas da Figura 8, constata-se alta aleatoriedade e baixa significância dos *clusters* com predominância do tipo baixo-baixo, indicando baixa taxa de notificação de dengue e baixo gasto com saneamento. Os gastos com saúde e saneamento são essenciais para o controle do *Aedes* e a erradicação da dengue. Além disso, é necessário aumentar os gastos na promoção dos cuidados com higiene e saúde, em especial para a eliminação dos criadouros com envolvimento dos agentes de saúde locais (ARAQUAN, 2014). Os locais com menores gastos com saúde e saneamento são os mais suscetíveis aos casos mais graves da dengue (LAPORTA, 2004; MARZOCHI, 1994).

Figura 8

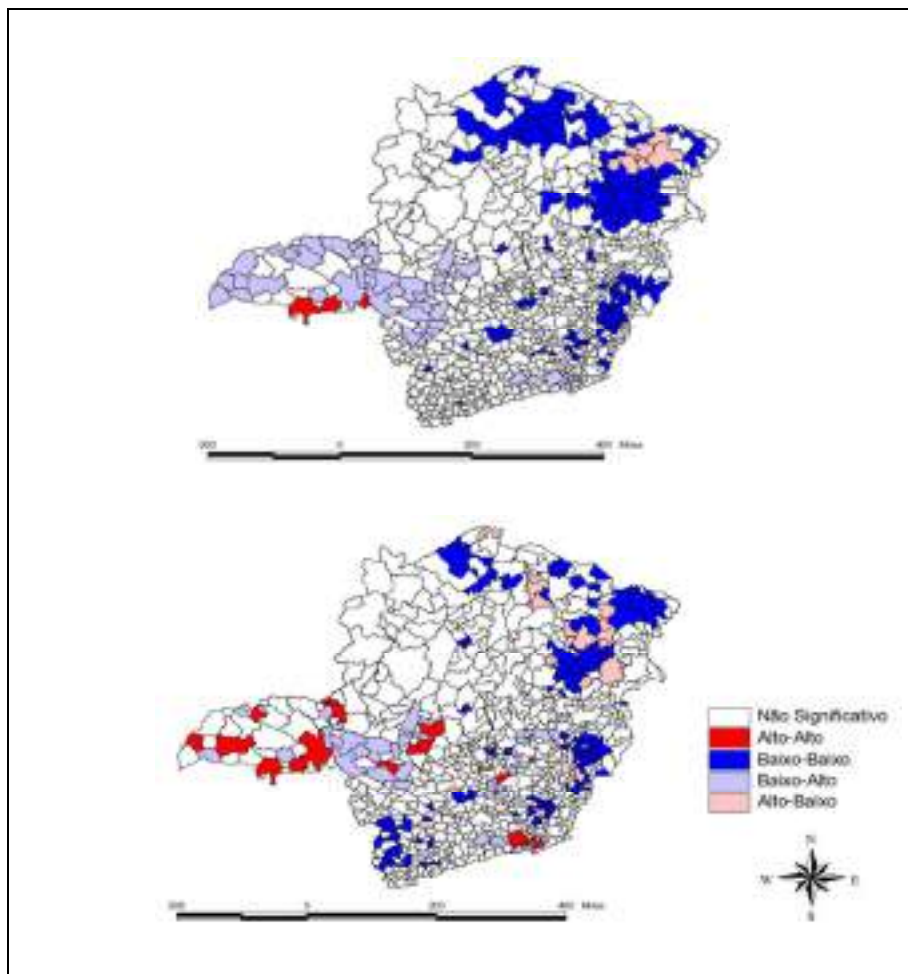
Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e dos gastos com saneamento — 2000 e 2010



Predominam, na Figura 9, *clusters* do tipo baixo-baixo, indicando municípios que apresentam baixa incidência de dengue com vizinhos com baixa renda, ou seja, é possível regiões com baixa renda conseguirem manter o controle dos casos dengue. No sul do Estado, visualizam-se *clusters* do tipo baixo-alto e alto-alto, revelando que essa é a região com renda mais elevada. Assim, são municípios que possuem vizinhos com alta renda.

Figura 9

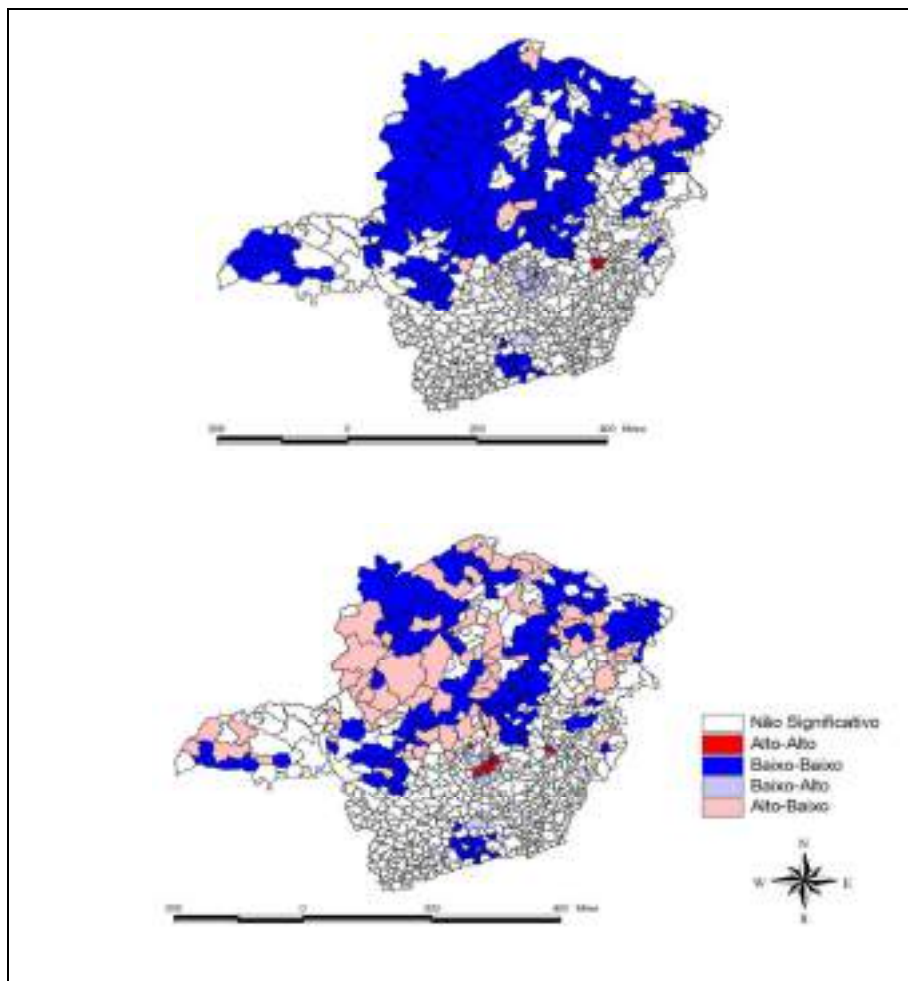
Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e da renda líquida — 2000 e 2010



Constata-se o aumento dos *clusters* do tipo alto-baixo no norte de Minas Gerais, assim, em 2010, esses municípios tiveram uma alta na taxa de notificações de dengue. Como um todo, o Estado apresenta majoritariamente *clusters* do tipo baixo-baixo, ou seja, são municípios com baixa incidência de dengue cercados por municípios com baixa densidade demográfica.

Figura 10

Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e da densidade demográfica — 2000 e 2010

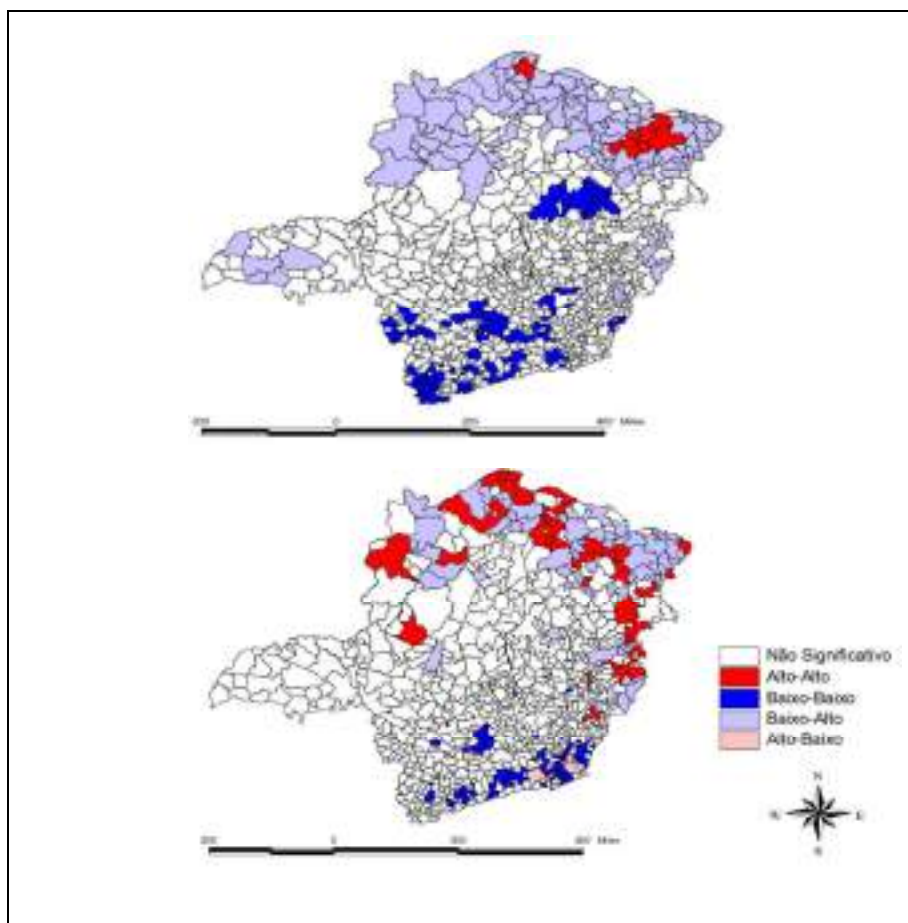


As Figuras 11, 12, 13 e 14 mostram a relação da taxa de notificações de dengue com as variáveis: temperatura máxima, mínima, precipitação e umidade. Tais variáveis compõem o componente principal de clima. Analisando-se os mapas de temperatura (Figuras 11 e 12), observa-se o aumento, em 2010, dos *clusters* do tipo alto-alto no norte do Estado, revelando que essa região, conhecida pelas altas temperaturas, teve o aumento das taxas

de notificações de dengue, enquanto, no Sul do Estado, predominaram os *clusters* do tipo baixo-baixo em 2000 e 2010.

Figura 11

Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e da temperatura máxima — 2000 e 2010



Analisando-se a relação entre dengue, precipitação e umidade, visualiza-se a presença dos *clusters* do tipo baixo-baixo principalmente no norte de Minas Gerais, região conhecida pela seca e baixa umidade. Em 2010, nota-se o surgimento de *clusters* do tipo alto-baixo, revelando o aumento dos casos de dengue.

Figura 12

Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e da temperatura mínima — 2000 e 2010

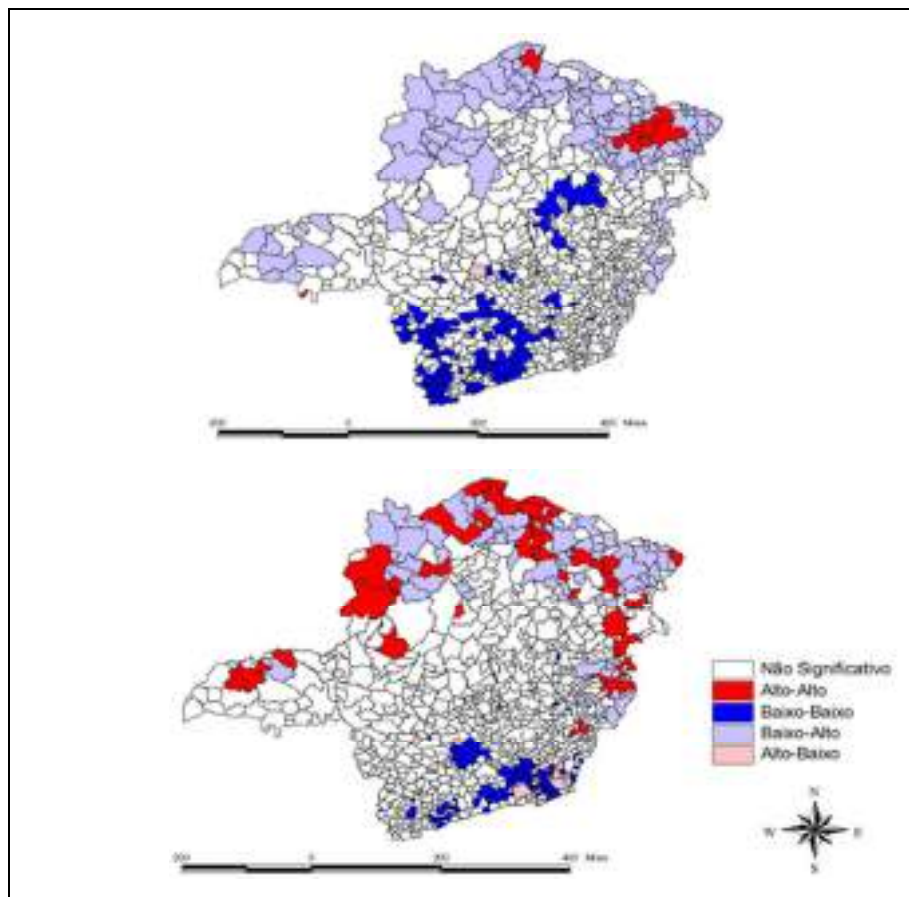


Figura 13

Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e da precipitação — 2000 e 2010

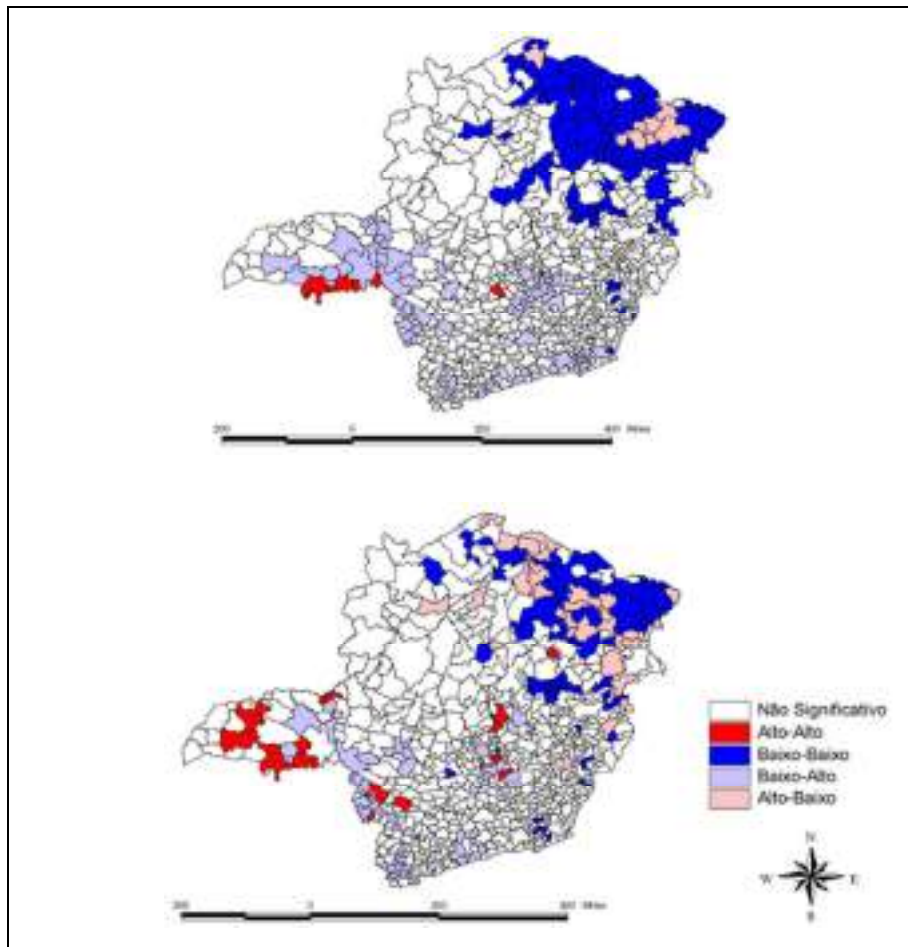
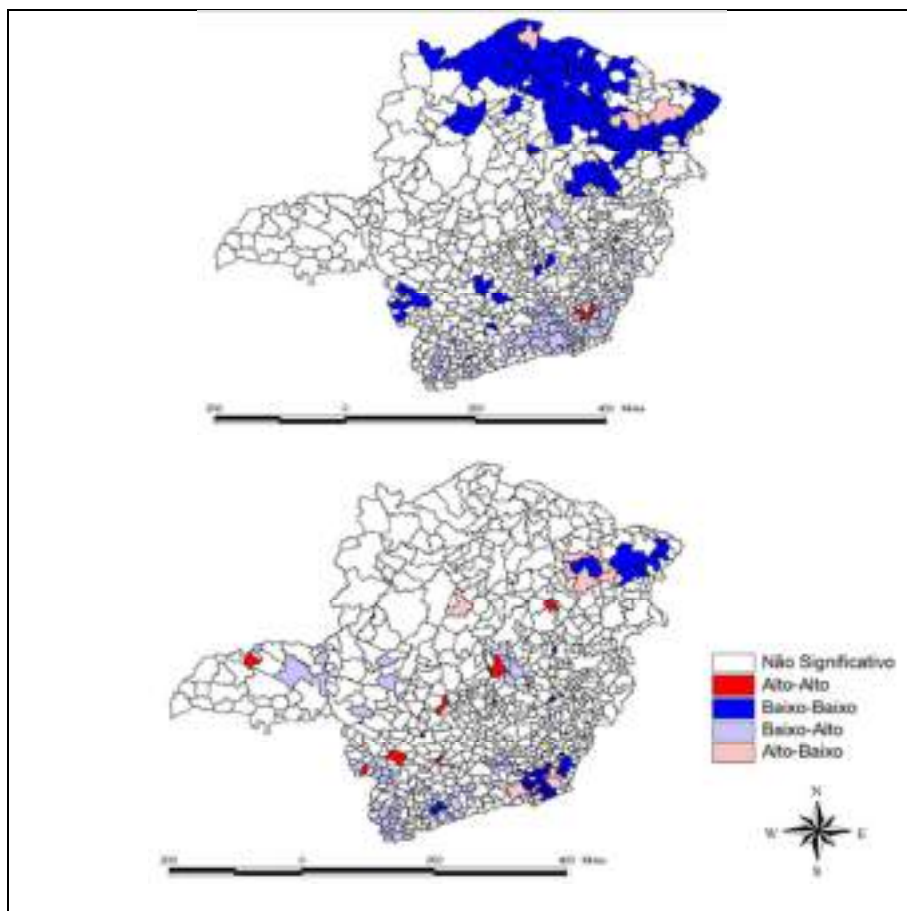


Figura 14

Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e da umidade — 2000 e 2010



Evidencia-se que os fatores climáticos, tais como: temperatura máxima e mínima, umidade relativa do ar e precipitação influenciaram a dinâmica do vetor, bem como a epidemia de dengue em 2010, independente da variável climática analisada. Assim mesmo, no norte do Estado, onde a precipitação é menor, em 2010, observa-se o aumento da taxa de notificações de dengue acompanhando as altas temperaturas máximas e mínimas dessa região (ALMEIDA; MEDRONHO; VALENCIA, 2009; ARAQUAN, 2014; CABRAL; FREITAS, 2012; FLAUZINO; SOUZA-SANTOS; OLIVEIRA, 2009; PEREDA; ALVES; RANGEL, 2011).

Nas Figuras 15, 16 e 17 verificam-se as relações entre a taxa de notificações de dengue e as variáveis: abastecimento de água, coleta de lixo e esgotamento sanitário. Essas variáveis compõem o componente principal de condições sanitárias. Observa-se uma baixa significância dos *clusters*. No norte do Estado, observa-se a baixa presença dos *clusters* do tipo alto-alto, sendo esses mais presentes em 2010, quando o número de casos da dengue aumenta. São municípios com alta incidência de dengue circundados por vizinhos com elevado número de domicílios que apresentam abastecimento de água, coleta de lixo e esgotamento sanitário. Apenas quando se observa a taxa de notificações por dengue com a variável coleta de lixo é que há a predominância dos *clusters* do tipo baixo-baixo (BB), revelando uma baixa incidência de dengue nos municípios circundados por vizinhos com número baixo de domicílios com coleta de lixo. Assim, propiciar infraestrutura com água canalizada, coleta de lixo e esgotamento sanitário são fundamentais para controle do vetor (ARAQUAN, 2014; LAPORTA, 2004; MARZOCHI, 1994; TEIXEIRA *et al.*, 2009).

Figura 15

Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e dos domicílios com abastecimento de água — 2000 e 2010

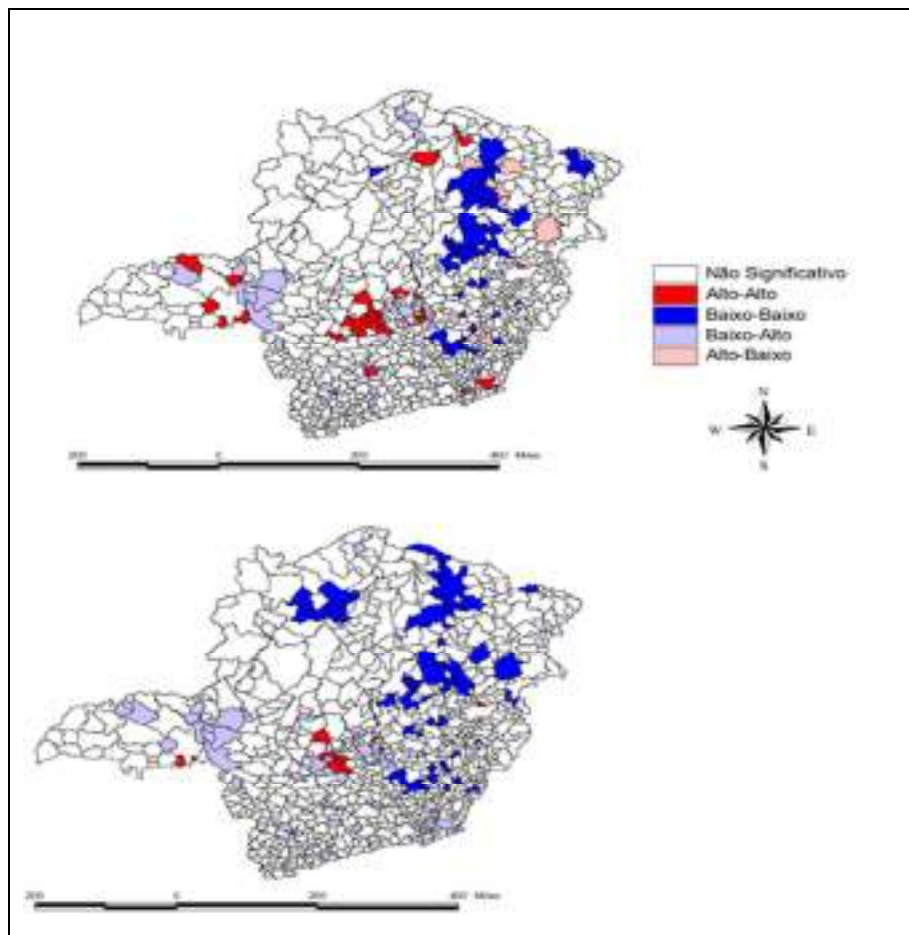


Figura 16

Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e dos domicílios com coleta de lixo — 2000 e 2010

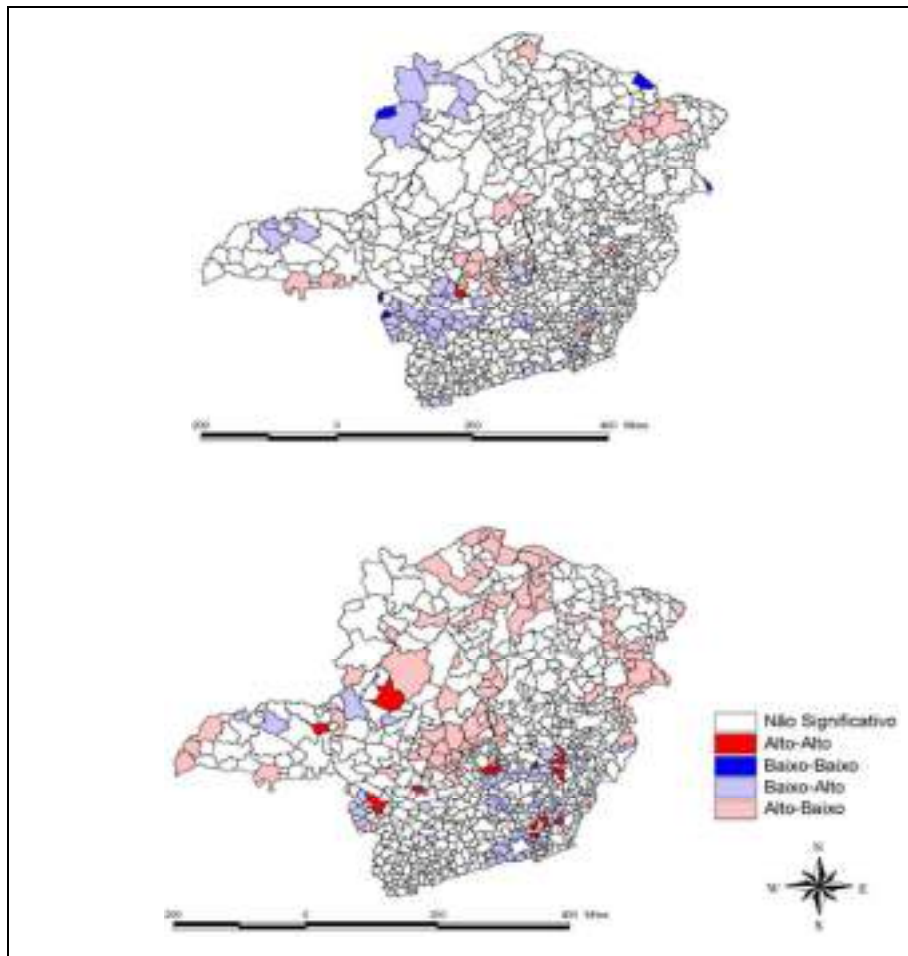
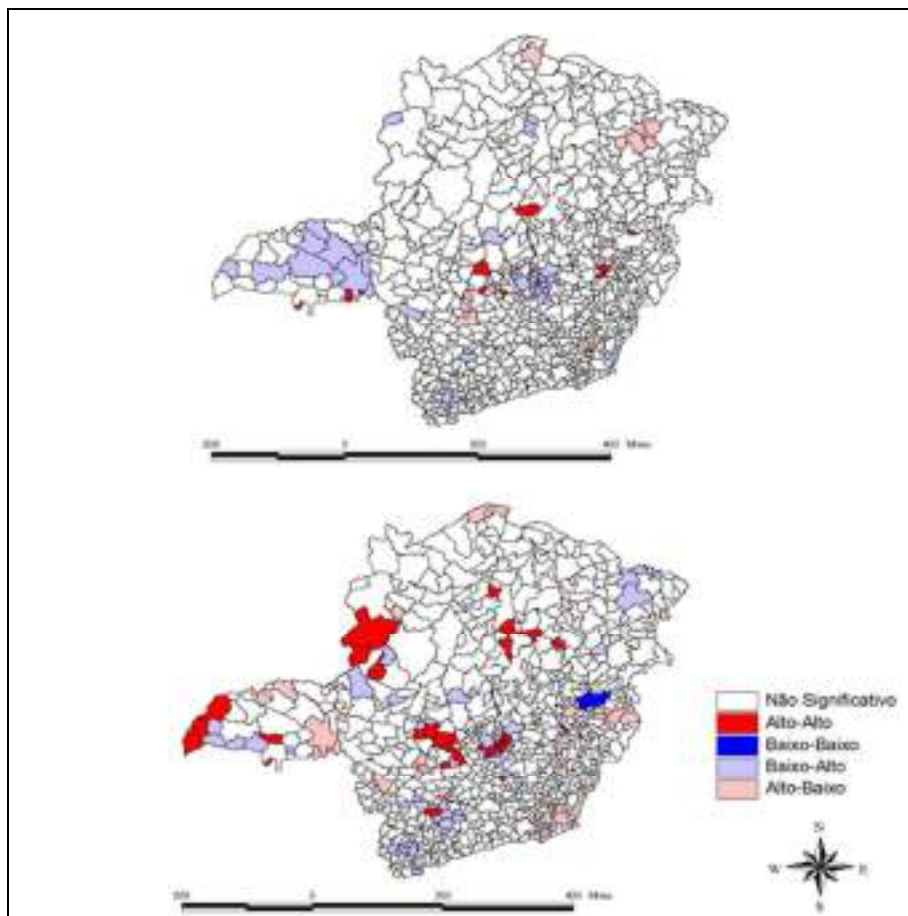


Figura 17

Mapas LISA bivariados da taxa de notificações de dengue e dos domicílios com esgotamento sanitário — 2000 e 2010



Após investigar o comportamento espacial das variáveis através dos mapas de *clusters*, estimam-se as regressões conforme descrito pelas equações (3), (4) e (5). As regressões 3, 4 e 5 foram estimadas por MQO para os anos de 2000 e 2010 e com os dados em diferença (2010/2000) respectivamente. A Tabela 1 mostra os resultados das estimações.

Tabela 1

Resultado das estimações das regressões em municípios do
Estado de Minas Gerais — 2000 e 2010

COEFICIENTES	2000	2010	2010/2000
Constante	-169,69	404,76	(1) 1991,32
Clima	(2) 14,83	40,24	63,74
Condições sanitárias	(2) 20,14	(1) 138,12	182,54
Taxa de analfabetismo	-1,12	5,44	(3) 234,59
Log do PIB	(2) 44,61	(1) 385,51	386,85
Log da renda líquida	-26,31	(2) -412,70	(2) 2382,77
Gastos com saneamento	(3) 0,59	(1) 2,88	6,16
Gastos com saúde	(2) -0,23	-0,11	(2) -2,93
Log da densidade demográfica	(2) 20,75	(3) 132,20	3571,77
Cobertura vegetal	0,34	-3,26	-15,15
R ² ajustado	0,055	0,056	0,016
R ²	0,065	0,066	0,026
MV	-5925,68	-7227,74	-8632,59
AIC	11871,35	14475,49	17285,18
SC	11918,84	14522,97	17332,67
Diagnósticos da heterocedasticidade e da multicolinearidade			
Número Condicional	102,99	108,78	7,06
Jarque-Bera	80922,3	11381,09	240492,82
Desvio-padrão	0,00	0,00	0,00
Breush-Pagan	370,53	218,53	412,90
Desvio-padrão	0,00	0,00	0,00
Koenker-Basset	15,37	23,79	9,99
Desvio-padrão	0,08	0,00	0,35

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2013).

Fundação João Pinheiro (2013).

Instituto Nacional de Meteorologia (2013).

Sistema de Informação e Agravos de Notificação (2013).

(1) Significativo a 0,1%. (2) Significativo a 5%. (3) Significativo a 1%.

Com relação às variáveis socioeconômicas para o ano de 2000, gastos com saneamento básico, gastos com saúde, *log* do PIB, *log* da densidade demográfica e os componentes principais para clima e condições sanitárias mostraram-se influentes na incidência da dengue. Dessas, apenas a variável gastos com saúde apresentou sinal negativo, assim, quanto menor o gasto em saúde, maior o risco de ocorrerem casos de dengue no município.

No ano de 2010, as variáveis condições sanitárias, *log* do PIB, gastos com saneamento, *log* da densidade demográfica e o *log* da renda líquida mostraram-se significativas. Costa e Natal (1998), Almeida, Medronho e Valencia (2009) e Flauzino, Souza-Santos e Oliveira (2009) verificaram relação positiva entre a incidência da dengue e condições sanitárias, o que

corroborar com o resultado encontrado. O crescimento urbano desordenado associado às condições sanitárias inadequadas proporciona condições favoráveis à transmissão da dengue (COSTA; NATAL, 1998). Para Carneiro e Candeias (2010) e Cabral e Freitas (2012), a densidade populacional é fator decisivo para a ocorrência da dengue.

A regressão para a diferença da taxa de notificações em dengue entre os anos 2010 e 2000 apresentou como variáveis significativas o *log* da renda líquida e os gastos com saúde. Além dessas variáveis, a taxa de analfabetismo mostrou-se influente. Essa variável, representando a influência da educação na incidência da dengue, não apresenta um consenso na literatura, pois Mendonça, Paula e Oliveira (2012), Mondini e Chiaravalloti Neto (2007) e Flauzino, Souza-Santos e Oliveira (2009) não encontram relação entre casos de dengue e escolaridade, diferentemente de Nascimento, Petta e Farias (2009), que verificaram uma relação positiva entre as variáveis.

No que se refere aos sinais das variáveis, a constante e a variável taxa de analfabetismo apresentaram sinal negativo para o ano 2000 (equação (1)), sendo essas não significativas, o que não ocorreu nas equações (2) e (3). A variável gastos com saúde apresentou coeficiente negativo em todas as regressões, o que sugere que quanto menores os gastos em saúde, mais propício está o município para a incidência de dengue. Já o *log* da renda líquida apresentou sinal positivo somente para a regressão em primeira diferença (3).

Especificamente sobre as variáveis climáticas, o componente principal de clima foi significativo apenas para o ano 2000. Esse resultado converge com o encontrado na literatura, uma vez que o aumento da temperatura impacta positivamente no risco de ocorrência da dengue. A relação entre dengue e quantidade de chuvas foi também positiva, porém, Pereda, Alves e Rangel (2011) verificaram efeitos decrescentes e até negativos com índice pluviométrico muito elevado. A variável cobertura vegetal não foi significativa para nenhuma das regressões, entretanto, Carneiro e Candeias (2010) encontraram relação inversa entre vegetação e incidência de dengue.

Analisando-se os valores do R^2 ajustado e da máxima verossimilhança, verificou-se que as regressões possuem baixo poder preditivo. Os critérios de informação de Akaike e Schwartz consideram o modelo de primeira diferença como sendo o melhor.

Observa-se que o teste de Jarque-Bera indica que os erros não seguem uma distribuição normal⁴. Os modelos apresentam erros homocedáti-

⁴ A premissa de normalidade dos erros confere maior eficiência aos estimadores e possibilita melhores inferências estatísticas. A justificativa teórica para a inclusão dessa premissa está relacionada à interpretação do termo aleatório u_i e ao Teorema Central do Limite (TCL).

cos, de acordo com os testes de Koenker-Basset e Breush-Pagan, por isso, optou-se em utilizar os resultados gerados usando erros-padrões robustos com correção da matriz de White. Com relação à autocorrelação espacial, os testes *I* de Moran e LM dos resíduos não se mostraram significativos.

6 Considerações finais

O objetivo do trabalho foi entender a influência do espaço e das variáveis ambientais e socioeconômicas na incidência da dengue, nos municípios do Estado de Minas Gerais. O trabalho contribui com a literatura de economia da saúde e de política pública, uma vez que é pioneiro em fazer uma análise econométrica para os municípios mineiros.

Ao se analisarem as variáveis taxa de notificações de dengue conjuntamente com as variáveis ambientais e socioeconômicas através da AEDE, observaram-se: (a) o aumento dos casos de dengue; (b) a dicotomia entre norte e sul do Estado, em que o norte possui em sua maioria *clusters* do tipo baixo-baixo, com baixa taxa de notificações em dengue, baixos gastos com saúde, saneamento, PIB e *log* da renda líquida; (c) a região metropolitana de Belo Horizonte configura um *cluster* do tipo alto-alto, com alta taxa de notificações de dengue, vizinho de municípios com elevadas condições sanitárias.

Os resultados das estimações indicam que o saneamento básico, o PIB *per capita* do município e a densidade populacional influenciam positivamente na incidência da dengue. A variável taxa de analfabetismo não é significativa para as regressões de corte transversal, e isso demonstra que as questões básicas de saúde, ou seja, aquelas que afetam a todos os indivíduos igualmente, independem da educação individual.

A componente principal de clima aparece significativa somente para o ano 2000. Quando a regressão é feita com as variáveis separadamente, ou seja, temperatura mínima e máxima, umidade e precipitação, nenhuma delas parece influenciar nos casos de dengue.

Dado que os testes *I* de Moran e LM não se mostraram significativos, o controle da dependência espacial não deve ser considerado no caso da dengue para os municípios. Tal resultado indica que as políticas públicas podem ter caráter individualizado, pois o que ocorre num município não se relaciona com seus vizinhos no que tange à dengue. Assim, cabe uma aná-

u_i representa a influência combinada do grande número de variáveis não incluídas explicitamente no modelo. O TCL demonstra que a distribuição da soma de um grande número de variáveis aleatórias independentes com mesma distribuição tende a uma normal na medida em que o número de variáveis aumenta.

lise de âmbito mais desagregado, considerando-se bairros e/ou setores censitários e/ou ruas. Tal resultado reforça a importância do controle municipal, com medidas de combate e prevenção da dengue.

Além disso, a dengue não tem causa única, apresentando um conjunto de condições sociais e ambientais que possibilitam a transmissão do vírus por mosquitos. O seu controle requer a formulação de soluções integradas que levem em consideração as inter-relações entre os fatores ambientais, sociais, culturais e econômicos envolvendo os diversos atores sociais: populações locais, pesquisadores e gestores de diversas áreas.

Assim, para erradicar os casos de dengue, é necessária uma atuação integrada que viabilize uma eficiente ação coletiva para controlar a proliferação dos mosquitos em bairros e na comunidade. Devem-se envolver no controle da dengue agentes de saúde moradores do bairro onde trabalham, facilitando, assim, os contatos com a comunidade e as ações de vigilância. Além disso, a participação social não deve ser limitada aos moradores no ambiente doméstico. Ela deve envolver os diversos setores privados e públicos responsáveis pela gestão de áreas que podem oferecer as condições para a proliferação dos mosquitos.

Anexos

Quadro A.1

Detalhamento das variáveis explicativas

VARIÁVEL	DEFINIÇÃO	FONTE
Densidade populacional	Razão entre o número total de pessoas residentes no município e a sua área total, em habitantes/km ²	IBGE
Percentual da população com acesso a abastecimento de água e banheiro	Número de pessoas que vivem em domicílio com água encanada em pelo menos um dos seus cômodos e com banheiro, dividido pela população total e multiplicado por 100	IBGE
Percentual da população atendida com sistema de esgotamento sanitário	Número de pessoas com acesso à rede geral de esgotamento sanitário dividido pela população total do município multiplicado por 100	FJP
Percentual da população atendida por sistema de coleta e tratamento de lixo	Número de pessoas com acesso ao sistema de coleta de lixo dividido pela população urbana total do município multiplicado por 100. São considerados apenas os municípios onde esse percentual é igual ou superior a 70%	FJP

(continua)

Quadro A.1

Detalhamento das variáveis explicativas

VARIÁVEL	DEFINIÇÃO	FONTE
Condições sanitárias	Componente principal feito a partir das variáveis de abastecimento de água, esgoto e lixo	Elaboração própria
Percentual de cobertura vegetal por flora nativa	Razão entre a área coberta por flora nativa (Mata Atlântica, Cerrado e Caatinga) e a área total do município multiplicada por 100	FJP
Produto Interno Bruto (PIB) <i>per capita</i>	PIB total do município no ano, em reais de dezembro de 2010, dividido pela sua população total. Os valores correntes anuais do PIB <i>per capita</i> foram convertidos em valores de dezembro de 2010	FJP
Taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais	Razão entre o número de pessoas de 15 anos ou mais de idade analfabetas e a população total nessa faixa etária multiplicada por 100	IBGE
Gasto <i>per capita</i> com atividades de saúde	Valor dos gastos orçamentários apresentados nas prestações de contas anuais (PCA), realizados nas subfunções Atenção Básica, Assistência Hospitalar e Ambulatorial, Suporte Profilático e Terapêutico, Vigilância Sanitária, Vigilância Epidemiológica e Alimentação e Nutrição, dividido pela população total do município, em reais de dezembro de 2010	FJP
Gasto <i>per capita</i> com saneamento	Valor dos gastos orçamentários apresentados nas prestações de contas anuais (PCA), realizados nas subfunções Saneamento Básico Rural e Saneamento Básico Urbano, dividido pela população total do município, em reais de dezembro de 2010	FJP
Renda líquida <i>per capita</i>	Valor da receita orçamentária da administração municipal, deduzido operações de crédito, dividido pela população total, em reais de dezembro de 2010	FJP
Temperatura média mínima e máxima	Média das temperaturas para os meses de dezembro a fevereiro	Inmet
Umidade	Média da umidade para os meses de dezembro a fevereiro	Inmet
Precipitação	Média da precipitação de dezembro a fevereiro	Inmet
Clima	Componente principal feita a partir das variáveis temperatura mínima e máxima, umidade e precipitação	Elaboração própria

FONTE: Fundação João Pinheiro (2013).
 Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2013).
 Instituto Nacional de Meteorologia (2013).

Tabela A.1

Análise descritiva das variáveis nos municípios do Estado de Minas Gerais — 2000 e 2010

VARIÁVEIS	MÉDIA		DESVIO-PADRÃO	
	2000	2010	2000	2010
Notificação (1)	37,41	244,47	266,08	1963,39
Densidade	59,13	65,67	286,12	313,67
Produto Interno Bruto	9.136,82	12.213,8	9206,59	14094,5
Renda Líquida	1241,6	1.598,56	620,14	755,37
Vegetação	25,59	25,16	17,99	17,74
Saúde	189,27	389,31	119,60	164,93
Saneamento	32,56	34,63	44,46	53,89
Taxa de analfabetismo	18,22	13,46	8,18	6,46
Esgoto	5,18	11,27	19,19	26,58
Água	40,94	54,99	35,88	39,46
Lixo	2,87	17,21	16,55	37,5
Condições sanitárias	-1,46	1,50	1,10	1,10
Temperatura Máxima	28,71	29,16	1,85	3,26
Temperatura Mínima	17,58	18,32	1,62	2,25
Umidade	71,51	67,94	3,69	6,51
Precipitação	149,20	174,62	43,74	58,46
Clima	7,90	-1,15	1,65	1,49

VARIÁVEIS	MÍNIMO		MÁXIMO	
	2000	2010	2000	2010
Notificação	0,00	0,00	4731,0	52177
Densidade	1,40	1,40	6778,7	7192,4
Produto Interno Bruto	2351,8	3593,19	149121,7	239773,6
Renda Líquida	431,86	671,24	6910,34	8951,91
Vegetação	1,09	1,09	78,61	78,44
Saúde	0,56	56,08	1555,0	1364,0
Saneamento	0,00	0,00	446,0	538,0
Taxa de analfabetismo	4,63	2,87	46,08	35,0
Esgoto	0,00	0,00	99,13	100
Água	0,00	0,00	100	100
Lixo	0,00	0,00	100	100
Condições sanitárias	-2,42	-2,45	6,32	4,09
Temperatura Máxima	21,3	11,3	33,6	35,9
Temperatura Mínima	12,9	1,02	21,7	23,8
Umidade	57,2	30,2	80,9	79,6
Precipitação	50,03	35,86	252,2	383,1
Clima	-4,84	-10,77	5,04	2,94

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2013).

Fundação João Pinheiro (2013).

Instituto Nacional de Meteorologia (2013).

Sistema de Informação e Agravos de Notificação (2013).

(1) Notificação de dengue referente ao ano de 2001.

Tabela A.2

Índice I de Moran da taxa de notificações de dengue com a matriz do tipo rainha em municípios do Estado de Minas Gerais — 2000 e 2010

ANOS	ÍNDICE
2000	(1) 0,301
2010	(1)0,2997

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Sistema de Informação e Agravos de Notificação (2013).

(1) $p < 0,01$.

Tabela A.3

Índice I de Moran bivariado da taxa de notificações de dengue e das variáveis explicativas com a matriz rainha em municípios do Estado de Minas Gerais — 2000 e 2010

VARIÁVEIS EXPLICATIVAS	2000	2010
Domicílios com abastecimento de água	0,0094	(1)0,0922
Densidade demográfica	(2) 0,0154	0,0079
Domicílios com esgotamento sanitário	0,0382	0,0391
Domicílios com coleta de lixo	-0,0034	-0,018
Temperatura máxima	0,0193	(3)0,0427
Temperatura mínima	0,0041	(1)0,0562
Taxa de analfabetismo	(1)-0,0512	(1) -0,039
Produto Interno Bruto	(3) 0,0302	(1)0,0792
Renda líquida	(2)-0,0225	(3) 0,033
Gastos com saneamento	-0,0106	(1)0,0524
Cobertura vegetal	(1)-0,0387	-0,0064
Umidade	(3) 0,0326	0,0096
Precipitação	-0,0031	0,014
Gastos com saúde	-0,0099	0,0211

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2013).

Fundação João Pinheiro (2013).

Instituto Nacional de Meteorologia (2013).

Sistema de Informação e Agravos de Notificação (2013).

(1) $p < 0,01$. (2) $p < 0,1$. (3) $p < 0,05$.

Referências

ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

ALMEIDA, S. A.; MEDRONHO, R. A.; VALENCIA, L. I. O. Análise espacial da dengue e o contexto socioeconômico no município do Rio de Janeiro, RJ. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 43, n. 4, p. 666-673, 2009.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association — LISA. **Geographical analysis**, Columbus, OH, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ARAQUAN, R. B. **Análise da incidência de dengue nos distritos regionais de Belo Horizonte — MG, entre os anos de 2005 a 2013**. 2014. 49 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) — Departamento de Geografia, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa (MG), 2014.

BAUMONT, C. **Spatial Effects in Housing Price Models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** [S.l.]: U. Bourgogne, 2004. Mimeografado.

BRASIL. Constituição (1988). **Constituição Federal**. Brasília, DF: Senado Federal, 1988.

BRASIL. Lei nº 8.080, de 19 de setembro de 1990. **Diário Oficial da União**, Brasília, DF, 20 set. 1990. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/L8080.htm>. Acesso em: 3 jan. 2013.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. **Dengue: decifra-me ou devoro-te**. Brasília, DF, 2007.

BUSS, P. M. Promoção da Saúde e qualidade de vida. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 1, p. 167-77, 2000.

CABRAL, J. A.; FREITAS, M. V. Distribuição espacial e determinantes socioeconômicos e demográficos da dengue nos municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**, Juiz de Fora, v. 6, n. 1, p. 81-95, 2012.

CÂMARA, F. P. *et al.* Clima e epidemias de dengue no Estado do Rio de Janeiro. **Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical**, Uberaba, v. 42, n. 2, p. 137-40, 2009.

CARNEIRO, L. I. S.; CANDEIAS, A. L. B. Análise de dados socioeconômicos e ambientais na cidade do Recife e a dengue no período: 2000 — 2006. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CIÊNCIAS GEODÉSICAS E TECNOLOGIAS DA GEOINFORMAÇÃO, 3, 2010, Recife. **Anais...** Recife: Universidade Federal de Pernambuco, 2010. p. 1-9.

CATÃO, R. C. **Dengue no Brasil: abordagem geográfica em escala nacional**. São Paulo: Cultura acadêmica, 2012.

COSTA, A. I. P.; NATAL, D. Distribuição espacial da dengue e determinantes socioeconômicos em localidade urbana no Sudeste do Brasil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 32, n. 3, p. 232-236, 1998.

FLAUZINO, R. F.; SOUZA-SANTOS, R.; OLIVEIRA, R. M. Dengue, geoprocessamento e indicadores socioeconômicos e ambientais: um estudo

de revisão. **Revista Panamericana de Salud Pública**, Washington, v. 25, n. 5, p. 456-461, 2009.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO (FJP). **Dados de Minas Gerais**. 2013. Disponível em: <<http://datagerais.fjp.mg.gov.br/>>. Acesso em: 7 fev. 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação Automática**: Censo demográfico 2000 e 2010. 2013. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-demografico>>. Acesso em: 7 fev. 2013

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA (Brasil) (Inmet). **BDMEP**: Banco de Dados Meteorológicos para Ensino e Pesquisa. 2013. Disponível em: <<http://www.inmet.gov.br/portal/index.php?r=bdmep/bdmep>>. Acesso em: 7 fev. 2013.

JESUS, E. F. R. Interface entre a climatologia e a epidemiologia: uma abordagem geográfica. **Geotextos**, Salvador, v. 6, n. 2, p. 211-236, 2010.

LAPORTA, J. L. **Dengue e infestação do Aedes aegypti no município de Santo André, São Paulo**. 2004. Tese (Doutorado em Saúde Pública) — Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

LIMA, E. C.; VILASBÔAS, A. L. Q. Implantação das ações intersectoriais para o controle da dengue. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 8, p. 1507-1519, 2011.

MARQUES, A. J. *et al.* **Situação da dengue no Estado de Minas Gerais**. Belo Horizonte: Secretaria de Estado de Saúde de Minas Gerais, 2010. Disponível em: <http://bvsms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/sistema_nacional_vigilancia_saude_mg_5ed.pdf>. Acesso em: 19 fev. 2013.

MARZOCHI, K. B. F. Dengue in Brazil: situation, transmission and control — a proposal for ecological control. **Memórias do Instituto Oswaldo Cruz**, Rio de Janeiro, v. 89, n. 2, p. 235-245, 1994.

MENDONÇA, F.; PAULA, E. V.; OLIVEIRA, M. M. F. **Aspectos socioambientais da expansão da dengue no Paraná**. [S.l.]: Organização Panamericana de la Salud, 2012. Disponível em: <<http://www.bvsde.paho.org/bvsacd/cd25/dengue.pdf>>. Acesso em: set. 2012.

MINAS GERAIS. Secretaria de Estado da Saúde. **Informativo**: Situação atual da dengue em Minas Gerais. Belo Horizonte, 2011.

MINAS GERAIS. Secretaria de Estado da Saúde. **Informe Epidemiológico da Dengue**: 11/04/2014. Belo Horizonte, 2014. Disponível em: <<http://www.saude.mg.gov.br/component/gmg/story/6340-informe-epidemiologico-da-dengue-11-04-2014>>. Acesso em: 3 fev. 2017.

MINAS GERAIS. Secretaria de Estado da Saúde. **Linha-Guia de Atenção à Saúde**: multivariada: uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: Editora da UFMG, 2005.

MINAS GERAIS. Secretaria de Estado de Meio Ambiente e Desenvolvimento Sustentável. **Zoneamento econômico ecológico do Estado de Minas Gerais**. 2013. Disponível em: <<http://www.zee.mg.gov.br/>>. Acesso em: 6 fev. 2013.

MONDINI, A.; CHIARAVALLI NETO, F. Variáveis socioeconômicas e a transmissão de dengue. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 41, n. 6, p. 923-930, 2007.

NASCIMENTO, P. S. R.; PETTA R. A.; FARIAS, D. R. Análise espaço-temporal da incidência dos casos de dengue no Rio Grande do Norte entre os anos de 2004 e 2007. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 14., 2009, Natal. **Anais...** São José dos Campos: Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2009. p. 7561-7568.

ORGANIZAÇÃO PAN-AMERICANA DA SAÚDE (OPAS). **Curso de aperfeiçoamento em desenvolvimento de recursos humanos de saúde**. Brasília, DF, 1991. (Série Desenvolvimento de Recursos Humanos, n. 3). Disponível em: <http://bvsmis.saude.gov.br/bvs/publicacoes/CADRHU_completo.pdf>. Acesso em: 6 fev. 2013.

PEREDA, P. C.; ALVES, D. C. O.; RANGEL, M. A. Elementos climáticos e incidência de dengue: teoria e evidências para municípios brasileiros. In: MEETING OF THE BRAZILIAN ECONOMETRIC SOCIETY, 33, 2011, Foz do Iguaçu. **Anais...** Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2011. Disponível em: <bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE11/paper/download/2938/1333>. Acesso: 13 jan. 2014.

ROSEN, G. **Uma história da Saúde Pública**. São Paulo: Hucitec, 1994.

SARACENI, V. *et al.* Estudo de confiabilidade do SINAN a partir das Campanhas para a Eliminação da Sífilis Congênita no Município do Rio de Janeiro. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 8, n. 4, p. 419-424, 2005.

SILVA, A. A. *et al.* Fatores sociais e ambientais que podem ter contribuído para a proliferação da dengue em Umuarama, estado do Paraná. **Acta Scientiarum: Health Science**, Maringá, v. 25, n. 1, p. 81-85, 2003.

Disponível em:

<<http://periodicos.uem.br/ojs/index.php/ActaSciHealthSci/article/view/2305>>.

Acesso em: dez. 2012.

SISTEMA DE INFORMAÇÃO E AGRAVOS DE NOTIFICAÇÃO (SINAN). **Total de casos notificados de Dengue por semana de início dos sintomas e classificação final**. Belo Horizonte, 2013. Disponível em: <http://portalpbh.pbh.gov.br/pbh/ecp/comunidade.do?evento=portlet&pIdPlc=ecpTaxonomiaMenuPortal&app=saude&tax=34838&lang=pt_BR&pg=5571&taxp=0>. Acesso em: 19 fev. 2013.

TEIXEIRA, M. G. *et al.* Dengue: vinte e cinco anos da reemergência no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 25, supl. 1, p. 7-18, 2009.

TEIXEIRA, M. G. *et al.* Seleção das doenças de notificação compulsória: critérios e recomendações para as três esferas de governo. **Informe Epidemiológico do Sus**, Brasília, DF, v. 7, n. 1, p. 7-28, 1998.

WESTPHAL, M. F.; MENDES R. Cidade saudável: uma experiência de interdisciplinaridade e intersetorialidade. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 6, p. 47-61, 2000.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **World health statistics**. [S.l.], 2012. Disponível em:

<<http://www.who.int/whosis/whostat/2012/en/index.html>>. Acesso em: 5 maio 2013.

Igualdade de oportunidades: uma análise espacial para os municípios brasileiros a partir do Censo de 2010*

Diego Ferreira**

*Doutorando em Desenvolvimento
Econômico pela Universidade Federal do
Paraná (UFPR)*

Géssica Mathias Diniz***

*Doutoranda em Desenvolvimento
Econômico pela UFPR*

Victor Rodrigues de Oliveira****

*Doutorando em Economia Aplicada pela
Universidade Federal do Rio Grande do
Sul*

Flávio de Oliveira Gonçalves*****

*Professor adjunto da UFPR, Pós-Doutor
em Dinâmica Industrial na Scuola
Superiore Sant'Anna*

Resumo

O presente estudo busca analisar se o acesso aos serviços básicos é distribuído de forma justa e igualitária nos municípios brasileiros mediante o Índice de Oportunidade Humana (IOH). Além disso, busca-se verificar a possível existência de associações espaciais entre os municípios a partir dos índices de Moran. Com base nos dados preliminares do **Censo 2010**, os resultados do IOH demonstraram que as cidades com piores níveis de acesso aos serviços de água canalizada, energia elétrica, educação e, principalmente, serviço de saneamento básico encontram-se nas Regiões Norte e Nordeste do País. Também foi possível verificar que, em caráter global, os municípios brasileiros, no que tange ao IOH, apresentam associação espa-

* Artigo recebido em out. 2014 e aceito para publicação em maio 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann.

** E-mail: diegoferreira.eco@gmail.com

*** E-mail: gessica92eco@gmail.com

**** E-mail: victor5491@gmail.com

***** E-mail: f.goncalves@ufpr.br

cial positiva e direta. Ressalta-se a evidência de polarização do tipo norte-sul, dada a predominância de *clusters* do tipo baixo-baixo nas Regiões Norte e Nordeste e do tipo alto-alto nos Estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, com destaque para o último.

Palavras-chave

Índice de Oportunidade Humana; índice de Moran; municípios brasileiros

Abstract

*This paper aims to discuss if the access to basic services is distributed equally and fairly in all Brazilian municipalities, by using the Human Opportunity Index (HOI). Moreover, it verifies the possibility of spatial association among these municipalities, by means of Moran's index. Based on preliminary data from the **2010 Census**, the results for the HOI showed that the cities with the worst level of access to water supply, electricity, education and, mainly, basic sanitation services are those in the North and Northeast regions of the country. Also, it was verified that, in general, the Brazilian municipalities have positive and direct spatial association, as far as the HOI is concerned. Evidences of north-south polarization emerge from the results from local spatial association, which demonstrated predominance of "low-low" clusters in the North and Northeast regions and "high-high" clusters in the States of São Paulo and Rio Grande do Sul, with a special emphasis on the latter.*

Keywords

Human Opportunity Index; Moran's index; Brazilian municipalities

Classificação JEL: C43, D63, R10

1 Introdução

A pesquisa sobre as desigualdades sociais existentes entre os indivíduos tem produzido uma grande quantidade de estudos empíricos e teóri-

cos. Sob o ponto de vista da plena distribuição de recursos entre os membros de uma sociedade, a existência de desigualdade constituiria um obstáculo à justiça social. No entanto, a partir do trabalho seminal de John Rawls (1971), desenvolveu-se a percepção de que apenas as diferenças de resultado provenientes de fatores fora da jurisdição dos indivíduos seriam socialmente injustas e, portanto, deveriam ser neutralizadas.

Amartya Sen (1979), em sua abordagem das capacitações, estende a análise de bens primários apresentada por Rawls (1971), colocando a liberdade de acesso a bens e serviços como fundamental para a realização dos *beings and doings* (funcionamentos) valorados pelo indivíduo e, consequentemente, para a expansão das liberdades humanas.

Também apoiado na perspectiva rawlsiana, John Roemer (1998) propõe dois elementos principais que determinariam o resultado auferido pelos indivíduos: (a) o esforço exercido por eles; e (b) as circunstâncias em que estão inseridos, ou seja, seus atributos inatos, como gênero, raça e *background* familiar. Logo, tais circunstâncias seriam responsáveis por determinar as oportunidades a que os indivíduos possuiriam acesso.

Em linhas gerais, a abordagem baseada nas oportunidades aponta que uma sociedade justa não é aquela em que a igualdade de resultado é necessariamente observada, mas sim aquela em que há plena igualdade de acesso aos bens e serviços básicos necessários para o desenvolvimento de cada indivíduo.

No Brasil, apesar da ausência de um consenso acerca da formulação de políticas públicas para a redução das desigualdades de resultado existentes, principalmente em relação à renda, Figueiredo e Silva (2012) ressaltam que a desigualdade de oportunidades brasileira apresenta significativo impacto sobre a desigualdade total verificada. Além disso, os estudos de Barros *et al.* (2009) e de Dill e Gonçalves (2012, 2013), mediante o Índice de Oportunidade Humana (IOH), demonstram que a distribuição do acesso às oportunidades, tanto em um país quanto em suas unidades federativas, ainda está aquém do ótimo social.

Entretanto, conforme apontam Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), mensurar a desigualdade de oportunidade de uma sociedade, apesar de seu caráter não trivial, não pode ser considerado um exercício de simples execução, haja vista os problemas referentes à existência de dados, bem como métodos capazes de expurgar os efeitos das variáveis de esforço.

Na busca de ampliar o debate acerca da desigualdade de oportunidades brasileira, o presente trabalho baseia-se na abordagem empírica proposta por Barros *et al.* (2009), objetivando mensurar como se distribui o acesso às oportunidades humanas básicas entre os municípios brasileiros

mediante a construção do IOH para eles. Além disso, baseado nos resultados obtidos pelos índices de Moran, pretende-se verificar a possível existência de associações espaciais entre os municípios e evidenciar a formação de *clusters* e *outliers* espaciais.

Dessa forma, as contribuições deste trabalho estão na construção de uma base de dados brasileira em nível municipal para a desigualdade de oportunidades, bem como na apresentação de evidências de padrões de associação espacial entre esses resultados. Para o desenvolvimento deste estudo foram utilizados os microdados preliminares do **Censo 2010**, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (2010). Além disso, foi realizado um levantamento teórico acerca da importância do acesso a oportunidades básicas para os indivíduos e de outros trabalhos que tiveram por objeto de pesquisa o Índice de Oportunidade Humana.

O trabalho é organizado em cinco seções, incluindo esta **Introdução**. Na seção dois são apresentados os debates da justiça distributiva e da igualdade de oportunidades, tanto em caráter teórico quanto empírico. Na seção três define-se o Índice de Oportunidade Humana, sua forma de mensuração, a base de dados utilizada e os principais resultados para os municípios brasileiros. A seção quatro apresenta a construção dos índices de Moran e a associação espacial global e local entre os municípios no que tange à desigualdade de oportunidades. Para concluir, são apresentadas as **Considerações Finais** do trabalho na seção cinco.

2 Justiça distributiva e igualdade de oportunidades

2.1 Aspectos teóricos

John Rawls (1971), em **A Theory of Justice**, ao buscar uma concepção de justiça como equidade, enfatiza a ideia desta última como um subconjunto da estrutura básica constituinte da sociedade. Ao propor a substituição do referencial utilitarista pela noção de bens primários¹, o autor procura demonstrar que o ponto de partida para a análise da justiça deve ser a necessidade dos indivíduos *vis-à-vis* suas preferências. Como destacado pelo autor, o indivíduo possui uma “inviolabilidade fundada na justiça”, que

¹ Bens primários podem ser definidos como: (a) liberdades básicas; (b) liberdade de locomoção e escolha de ocupação; (c) posições e responsabilidades públicas; (d) renda e riqueza; e (e) autorrespeito.

nem mesmo o bem-estar da sociedade pode subjugar. Dessa forma, ao afirmar que esses bens são pautados por componentes responsáveis por constituir as condições necessárias para o pleno desenvolvimento individual, Rawls (1971) pondera que a presença de desigualdade de resultado entre os indivíduos seria socialmente injusta se proveniente de diferenças no grau de acesso a tais bens.

A partir da concepção de um contrato social estabelecido entre os indivíduos, no qual esses não detêm o conhecimento acerca de sua posição na sociedade, nem mesmo seus atributos, o autor ressalta que, dado um conjunto de aptidões, as chances de se atingir determinado objetivo é resultado desse acordo, bem como dos bens primários. Todavia, a construção teórica de Rawls não traz explicitamente o conceito de oportunidade *per se*.

De acordo com tal abordagem, uma sociedade somente seria considerada justa se: (a) apresentasse igualdade na atribuição de deveres e direitos básicos, assegurando, assim, liberdade a todos (princípio da igual liberdade); e (b) as desigualdades econômicas e sociais resultarem em benefícios para os membros menos favorecidos (princípio da diferença). Destaca-se, contudo, que tais princípios apresentam relação lexicográfica entre si, sendo o primeiro estritamente preferível ao segundo.

Sen (2003) expande a ideia de Rawls (1971) de que a igualdade de acesso a bens básicos resultaria em liberdade para todos. Para Sen (2003), a abordagem das capacitações² corresponde a uma extensão dos bens primários de John Rawls (1971), porém, com um caráter não “fetichista”, isto é, sem colocar a atenção apenas sobre os recursos, mas sim, sobre a liberdade que o indivíduo tem para escolher quais funcionamentos realizar na posse desses bens.

Sen (1985) afirma que a limitação da visão rawlsiana está no fato de ela assumir que o benefício gerado por um dado conjunto de bens primários é igual para todos, visto que não há referência à diversidade presente no que tange às características individuais. As disparidades interindividuais podem estar associadas tanto aos diferentes fins e objetivos que os indivíduos possuem quanto as suas distintas habilidades (*e.g.* gênero, idade e dotações genéticas) para então converter recursos em liberdades. Desse modo, tais características diversas levariam a diferentes resultados a partir de um mesmo pacote de bens primários (SEN, 1990).

² A abordagem das capacitações foi apresentada pela primeira vez em 1979, no artigo intitulado **Equality of what?**, de Amartya Sen. Essa abordagem analisa a habilidade do indivíduo em realizar os funcionamentos valorados (SEN, 1985a). A capacitação corresponde à liberdade para realizar os *beings and doings* valorados pelo indivíduo, e os funcionamentos referem-se à realização do bem-estar.

Como em Rawls (1971), a oportunidade também não está explícita no arcabouço teórico estruturado por Sen (1985). Dessa forma, poderia ser compreendida como um aspecto implícito no conceito de liberdade, que, por sua vez, constitui parte central dos funcionamentos dos indivíduos. A ausência de acesso às oportunidades refletiria em entraves ao pleno gozo das liberdades. Segundo Sen (2010), a expansão da liberdade é o fim primordial e o principal meio do desenvolvimento. Assim, uma proposta de desenvolvimento baseada na expansão das liberdades humanas deve buscar a eliminação de possíveis privações que os indivíduos enfrentem, como, por exemplo, o acesso a serviços básicos.

O trabalho de Dworkin (1981) define o conceito de responsabilidade pessoal (*personal responsibility*), ao afirmar que o resultado final obtido pelos indivíduos também é produto das ações tomadas por eles. Logo, a justiça requer apenas a compensação de diferenças de resultado provenientes de condições iniciais.

Pode-se depreender a partir de Dworkin (1981) que as fundamentações de Rawls e Sen tratam da ideia exposta anteriormente de forma secundária. Todavia, no final da década de 80 do último século, Arneson (1989) e Cohen (1989) ressaltaram que as escolhas não necessariamente estariam sob jurisdição dos indivíduos, em contraste às proposições supracitadas. Por conseguinte, a tomada de decisão estaria correlacionada às condições em que os indivíduos estão inseridos.

A compreensão do conceito de oportunidade sob uma abordagem estritamente econômica emerge com os trabalhos desenvolvidos por John Roemer³. Entre suas contribuições, Roemer (1998) delineou dois aspectos fundamentais: (a) as circunstâncias, que estariam relacionadas aos atributos natos de um indivíduo (e.g. gênero, raça, sexo, grupo social, *background* familiar); e (b) o esforço, ou seja, aquele comportamento autônomo responsável por influenciar o resultado final auferido. Assim, o esforço seria um fator de responsabilidade, enquanto as circunstâncias seriam fatores de não responsabilidade.

Conforme exposto em Figueiredo e Silva (2012), sendo C o conjunto de variáveis de circunstância e E o conjunto de variáveis de esforço, pode-se representar a relação entre tais elementos e o rendimento individual Y ao denotar:

³ A abordagem desenvolvida por John Roemer é tida como *ex post*, pois foca na desigualdade de resultado entre indivíduos que exercem o mesmo nível de esforço. A abordagem *ex ante* baseia-se na diferença entre as expectativas de resultado dos indivíduos com circunstâncias idênticas, ou seja, foca na desigualdade entre grupos sociais definidos pelo mesmo conjunto de circunstâncias. Ver Checchi e Peragine (2010) e Fleurbaey e Peragine (2009) para maiores detalhes.

$$Y_i = f(C_i, E_i[C_i, v_i], u_i) \quad (1)$$

sendo u_i e v_i vetores que captam os possíveis componentes aleatórios, bem como os não observáveis. Portanto, tem-se que as circunstâncias impactam o resultado final tanto via efeito direto, quanto indireto.

Tendo isso em vista, a oportunidade seria gerada através do conjunto de circunstâncias presente aos indivíduos, em que essas são responsáveis por determinar o acesso a determinados bens ou serviços. Consequentemente, Barros *et al.* (2009) afirmam que a igualdade de oportunidades somente seria constatada ao observar que a distribuição de resultados entre indivíduos díspares é estocasticamente independente de qualquer circunstância. De tal maneira, infere-se que as desigualdades de resultado provenientes das circunstâncias seriam socialmente injustas e deveriam ser neutralizadas.

2.2 Trabalhos empíricos

Na busca de aliar os conceitos teóricos à prática empírica, a literatura discute formas de mensurar a desigualdade de oportunidades, bem como sua influência sobre os resultados dos indivíduos. Contudo, conforme apontam Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), o número de estudos sobre o tema ainda é escasso devido a dois fatores principais: (a) a dificuldade conceitual ao diferenciar as circunstâncias dos esforços; e (b) a limitada disponibilidade de variáveis para representar satisfatoriamente as circunstâncias. Além disso, ainda não há um consenso acerca de qual seria a forma exata de mensuração da desigualdade de oportunidades.

Behrman, Birdsall e Székely (1999) analisaram a desigualdade de oportunidades referentes à escolaridade nos países da América Latina, focando-se na relação entre as características dos pais e os investimentos efetuados na escolaridade dos seus filhos. Os resultados demonstraram que filhos de pais com maior renda e grau de escolaridade apresentam significativos incrementos nos resultados obtidos quando adultos. Ou seja, o estudo foca-se em resultados futuros potenciais, não representando a participação das oportunidades sobre a desigualdade de resultado vigente.

Lefranc, Pistolesi e Trannoy (2008), ao estudarem nove países desenvolvidos, utilizaram o método de dominância estocástica para analisar as distribuições acumuladas dos resultados dos indivíduos, sendo que elas estão condicionadas a duas variáveis de circunstância: educação e ocupação dos pais. Os resultados demonstraram a existência de significativa desigualdade de oportunidades na Itália, nos Estados Unidos e na França.

Checchi e Peragine (2010), mediante um estudo não paramétrico, demonstraram que aproximadamente 30% da desigualdade de resultado observada na Itália, entre 1993 e 2000, é fruto da desigualdade de oportunidades. Além disso, foi constatado que a Região Sul do País apresenta o dobro desse tipo de desigualdade em relação à região centro-norte.

O estudo de Barros *et al.* (2009) desenvolve o IOH, responsável por mensurar quão igualitário é uma dada distribuição. O índice é construído através do enfoque em variáveis de circunstância, pois os autores afirmam que o esforço é um elemento que não pode ser diretamente observável. Dentre 19 países selecionados da América Latina, tem-se que Chile, Argentina e Costa Rica possuem a melhor distribuição de oportunidades, enquanto Nicarágua, Guatemala e Honduras apresentam os piores indicadores.

O Brasil encontra-se em melhor posição nos índices relacionados à água, à frequência escolar dos jovens entre 10 e 14 anos de idade e à eletricidade, com IOH acima de 75%. Já nos indicadores para saneamento e conclusão da sexta série no período correto, os resultados foram inferiores a 60% e a 50% respectivamente (BARROS *et al.*, 2009). No *ranking* do IOH geral para 2005, em que o Chile e a Argentina lideravam com 91% e 88%, respectivamente, o Brasil ocupava a 11.^a posição, com 72% do conjunto de oportunidades necessárias para assegurar o acesso universal aos serviços básicos disponíveis.

O trabalho de Dill e Gonçalves (2012), alinhado com a metodologia de Barros *et al.* (2009), propôs-se a explorar o acesso às oportunidades básicas no Brasil, com base em dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para os anos de 1999 e 2009. Os resultados obtidos corroboram os de Barros *et al.* (2009), com maior cobertura e melhor distribuição para os indicadores de água e energia. No entanto, entre 1999 e 2009, os resultados para educação e saneamento mostraram uma inversão, em que o pior resultado refere-se ao acesso ao saneamento, ainda que ele tenha seguido padrão de melhora similar ao apresentado pelos demais (de 0,334 para 0,393).

Outro exemplo de aplicação do IOH é o estudo de Singh (2011), com vistas a analisar a desigualdade proveniente do acesso heterogêneo à completa imunização (recebimento de seis vacinas) e à nutrição mínima (quando não se está abaixo do peso) das crianças indianas. Os resultados indicaram que, em 2005-06, 35% das oportunidades totais necessárias para assegurar o acesso universal à imunização completa estavam disponíveis e distribuídas de forma equitativa. Para o IOH relativo à nutrição, o percentual de oportunidades disponíveis e igualitariamente partilhadas foi de 40%.

Carvalho e Waltenberg (2015) aplicaram o IOH para analisar o acesso ao ensino superior no Brasil entre 2003 e 2013. Os autores identificaram

que mesmo tendo havido a expansão do acesso em direção aos grupos vulneráveis, o índice permaneceu baixo, passando de 0,240 para 0,281 no período. Com base na decomposição de Shapley por fatores, tem-se que a instrução do chefe do domicílio e a renda domiciliar *per capita* são as circunstâncias que mais contribuem para a desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior.

Com relação aos estudos sobre a desigualdade de oportunidades no Brasil, destaca-se o trabalho de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), que propõe uma abordagem paramétrica para explicar os rendimentos utilizando variáveis de circunstância e esforço. Em suas estimações, demonstraram que as circunstâncias, consideradas exógenas, apresentam, via impactos sobre o esforço, efeitos indiretos sobre os resultados individuais.

Figueiredo e Ziegelmann (2010) utilizaram um modelo de regressão logística não paramétrica local para mensurar a desigualdade de oportunidades brasileira. A abordagem de mobilidade intergeracional foi utilizada como principal fator para a construção do conjunto de oportunidades. Os autores concluem que indivíduos cujos pais pertencem a estratos de renda inferiores devem despendar maior esforço para atingir um determinado nível de renda.

No debate recente, Figueiredo e Silva (2012) mensuram a desigualdade de oportunidades brasileira mediante a geração de contrafactuais desenvolvidos com base em uma estrutura de estimação quantílica, sendo a questão de endogeneidade tratada, conforme a abordagem exposta por Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007). Os resultados demonstram que há impacto significativo da desigualdade de oportunidades sobre a desigualdade total, podendo variar de 29% a 35%.

3 Índice de Oportunidade Humana

Tendo em vista a importância das oportunidades para a determinação do resultado auferido pelos indivíduos, Barros *et al.* (2009) desenvolveram o IOH, uma medida sintética que evidencia quão distante do acesso pleno e igualitário a determinado bem ou serviço básico se encontra uma sociedade. Tal abordagem, ao se focar na utilização apenas de variáveis de não responsabilidade, possui o intuito de demonstrar, portanto, como as características individuais influenciam a probabilidade de acesso às oportunidades básicas.⁴

⁴ Nesse sentido, o Índice de Oportunidade Humana não pode ser considerado uma medida direta de desigualdade de oportunidades (VEJA *et al.*, 2010).

Esse índice foi desenvolvido com base na função de bem-estar social proposta por Sen (1976). A ideia por trás da medida é de que, no processo de desenvolvimento, deve-se assegurar a oferta de oportunidades básicas ao máximo de crianças possível, tendo como objetivo a universalização do acesso (BARROS *et al.*, 2009).

Para sua formulação, os autores propõem a utilização somente de indivíduos na faixa etária entre zero e 16 anos. Tal corte etário é justificado por dois motivos principais: (a) crianças são inaptas a realizar escolhas sobre o esforço, expurgando, assim, o efeito dessa variável; e (b) há evidências que políticas públicas focalizadas no início do ciclo de vida são menos custosas e mais custo-efetivas. Dessa forma, obtêm-se apenas os efeitos do componente de circunstância.

Nesse sentido, a probabilidade de uma criança i ter acesso ($A=1$) a determinado bem ou serviço, condicionado ao seu vetor de variáveis de circunstâncias (x), pode ser representada por:

$$P(A = 1 / x_{1i} \dots x_{mi}) \quad (2)$$

em que $i = 1, \dots, n$ e $\{x_k / k = 1, \dots, m\}$.

Através do modelo de regressão logística é possível estabelecer uma relação entre o conjunto de circunstâncias e o acesso. Visto que este é condicionado às características individuais e ao ambiente, estimam-se os parâmetros da seguinte regressão⁵:

$$p_i = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k x_{ki})}{1 + \exp(\beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k x_{ki})} \quad (3)$$

sendo p_i a probabilidade individual.

Com base no resultado individual da amostra de tamanho N , pode-se obter a taxa de cobertura (TC) do serviço em análise, ou seja, a proporção da população que tem acesso a ele. Para isso, toma-se a média aritmética das probabilidades condicionais individuais, de forma que:

$$TC = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n p_i \quad (4)$$

sendo que a taxa de cobertura situa-se no intervalo entre zero e um, onde mais próximo de zero reflete menor cobertura ao prover determinado bem.

Ressalta-se que embora a taxa de cobertura seja um indicador relevante para expor a disponibilidade de oportunidades básicas, de modo geral, é necessário analisar como o acesso a elas distribui-se entre os grupos defi-

⁵ A especificação das variáveis de circunstância utilizadas para a estimação da equação (3) segue a forma proposta por Vega *et al.* (2010) e está apresentada no Quadro A.1, no **Anexo**. Já para a construção das variáveis de oportunidade, ver Quadro A.2.

nidos pelas circunstâncias. Isso posto, Barros *et al.* (2009) propõem a utilização do índice de dissimilaridade (ID), cujo intuito é mensurar a fração de todas as oportunidades que precisam ser realocadas para que a igualdade de oportunidade seja preservada, de forma que:

$$ID = \frac{1}{2TC} \sum_{i=1}^n \frac{1}{N} |p_i - TC| \quad (5)$$

O valor do índice de dissimilaridade varia de zero a um, sendo que quanto mais próximo de um, mais desigual e injusta é a distribuição do acesso à determinada oportunidade.⁶ Nesse sentido, $1 - ID$ representa a proporção alocada igualitariamente entre os indivíduos.

A combinação entre a taxa de cobertura e o índice de dissimilaridade, portanto, resulta no IOH, que pode ser denotado por:

$$IOH = TC * (1 - ID) \quad (6)$$

cuja taxa de cobertura (TC) é o fator de ponderação da proporção alocada de acordo com o princípio de igualdade de oportunidade ($1 - ID$). Ao se constatar que o acesso das crianças a determinada oportunidade é independente do vetor de variáveis de não responsabilidade, ID torna-se zero e o IOH reflete tão somente TC.

Além disso, a estrutura do IOH permite inferir que ele é consistente no sentido de Pareto, visto que, dado o nível ID, a ampliação na cobertura das oportunidades (elevação em TC) expande o valor do índice, bem como a melhoria na alocação das oportunidades existente entre os grupos (redução em ID).

Assim, de acordo com a estrutura apresentada para a mensuração do IOH, Barros *et al.* (2009) propõem a utilização do acesso à água canalizada, energia elétrica, saneamento básico e educação para a composição do conjunto de oportunidades. As características relativas à habitação são utilizadas como parâmetros da qualidade de vida dos indivíduos, enquanto a probabilidade de estar na série correta em idade adequada representa o acesso à educação básica. As oportunidades foram especificadas de forma binária, recebendo valor um se o indivíduo tem acesso ao bem ou serviço, ou o valor zero se não tem acesso.

As variáveis de circunstância a serem utilizadas como regressores do conjunto de oportunidades são: gênero e raça (cujo propósito é visualizar possíveis efeitos de discriminação direta); gênero da pessoa de referência do domicílio (para captar possíveis efeitos indiretos de discriminação); renda

⁶ Para maiores detalhes acerca da formulação do índice de dissimilaridade por meio dos resultados da regressão logística, ver Barros, Vega e Chanduvi (2008).

mensal domiciliar *per capita* (para captar os efeitos provenientes de recursos a que o indivíduo possui acesso); condição da pessoa de referência como alfabetizado (*proxy* para origem familiar)⁷; área de residência (para analisar disparidades entre o meio urbano e rural); e número de pessoas que vivem no domicílio (VEGA *et al.*, 2010).⁸

Os microdados que alimentam a regressão logística foram obtidos no **Censo 2010**, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010). Apesar dos dados serem referentes aos resultados da amostra, foram aplicados seus respectivos pesos amostrais, possibilitando expandir as análises a toda população brasileira.

A seleção dos indivíduos foi realizada de acordo com a faixa etária proposta, sendo que também foram excluídos os indivíduos com valores nulos nas variáveis de interesse do presente estudo. Logo, a amostra resultou em 5.700.608 indivíduos.

3.1 Acesso às oportunidades em uma regressão logística

De modo geral, o modelo logístico demonstrou que os coeficientes estimados para as variáveis que constituem o conjunto de circunstâncias em estudo são estatisticamente significativos a 1%, com exceção da variável relacionada ao gênero, ao saneamento básico e à água canalizada. Todavia, a variável foi mantida como forma de padronizar a análise. Os resultados podem ser observados na Tabela 1.

A localização do domicílio no perímetro urbano faz com que a chance de seus moradores possuírem saneamento básico seja 20,46 vezes maior do que os localizados em áreas rurais. Com relação à energia elétrica e à água canalizada, as chances são 9,83 vezes e 5,48 vezes maiores respectivamente. O efeito mais brando sob o acesso à educação básica (*odds ratio* de 1,19) pode emergir do fato de o País ter ampliado suas políticas públicas de universalização da educação no meio rural, conforme apontam Andrade e Telles (2008). Dessa forma, há evidências de que a localização do domicí-

⁷ Apesar de os anos de escolaridade de um país representar um importante fator de circunstância, conforme demonstra o estudo de Bourguignon, Ferreira e Menéndez (2007), a insuficiência de dados no **Censo 2010** fez com que, no presente trabalho, fosse considerada apenas a alfabetização da pessoa de referência.

⁸ Devido à insuficiência de dados no **Censo 2010** (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010), visto que ele ainda não foi plenamente divulgado pelo IBGE, não foi possível utilizar a presença de ambos os pais como variável de circunstância para a construção do IOH. Dessa forma, a utilização dos dados preliminares do **Censo 2010** limita parcialmente o poder de análise do IOH.

lio no perímetro rural não necessariamente se constitui em um entrave ao acesso à educação básica.

Ao se considerarem os atributos natos dos indivíduos, aqueles declarados como brancos apresentaram maior probabilidade de acesso aos serviços básicos em estudo, visto que os coeficientes estimados para essa característica possuem sinal positivo. Porém, a análise acerca do gênero demonstra efeitos diversos sob a probabilidade de acesso, haja vista que o coeficiente estimado para saneamento básico possui sinal positivo, enquanto os demais são negativos. Tal fato demonstra que homens apresentam maior probabilidade de acesso apenas no que tange ao saneamento básico, sendo que as mulheres apresentam melhores resultados nos demais serviços.

Com relação à renda, os coeficientes estimados apresentaram os efeitos esperados para os serviços básicos considerados, revelando que indivíduos com maior rendimento *per capita* possuem maior probabilidade de acesso. Os impactos mais relevantes encontram-se no acesso ao saneamento básico e energia elétrica *vis-à-vis* o acesso à água canalizada e educação básica. No mesmo sentido, a presença de líderes familiares alfabetizados faz com que os indivíduos apresentem maior probabilidade de acesso aos serviços básicos, com destaque para água canalizada e escola.

Entretanto, ao se considerar o gênero da pessoa de referência, os efeitos observados são diversos. No que tange ao acesso à educação básica e à água canalizada, domicílios com líderes-homens possuem maior probabilidade de acesso a esses serviços, com chances 1,22 vezes e 1,11 vezes maiores do que aqueles com líderes-mulheres. Já o acesso ao saneamento básico e à energia elétrica são privilegiados com a presença de líderes-mulheres. Dessa forma, pode-se afirmar que os possíveis efeitos indiretos de discriminação a partir de gênero dos líderes familiares são diversos quando considerados os diferentes tipos de serviços básicos.

Por fim, os coeficientes estimados para o número de pessoas residindo nos domicílios demonstrou que quanto maior o número de integrantes, menor é a probabilidade de acesso aos serviços básicos considerados, com exceção do saneamento, que apresentou correlação positiva.

Tabela 1

Coeficientes e *odds ratios* estimados pelas regressões logísticas, por tipo de oportunidade, para os municípios do Brasil — 2010

VARIÁVEL	ESCOLA			SANEAMENTO		
		Coeficiente	<i>Odds Ratio</i>		Coeficiente	<i>Odds Ratio</i>
Constante	(1)	-1,6919	-	(1)	-9,2409	-
Erro-padrão		0,0078	-		0,0107	-
Gênero	(1)	-0,4333	0,6483		0,0025	1,0025
Erro-padrão		0,0025	-		0,0020	-
Raça	(1)	0,3355	1,3986	(1)	0,3417	1,4073
Erro-padrão		0,0027	-		0,0021	-
Meio Urbano	(1)	0,1772	1,1939	(1)	3,0184	20,4588
Erro-padrão		0,0030	-		0,0046	-
Gênero (pessoa de referência)	(1)	0,2024	1,2243	(1)	-0,1077	0,8979
Erro-padrão		0,0022	-		0,0021	-
Alfabetização (pessoa de referência)	(1)	0,6167	1,8529	(1)	0,4985	1,6462
Erro-padrão		0,0033	-		0,0033	-
Renda	(1)	0,2046	1,2270	(1)	0,5426	1,7205
Erro-padrão		0,0008	-		0,0009	-
Número de pessoas no domicílio	(1)	-0,0961	0,9083	(1)	0,0398	1,0406
Erro-padrão		0,0004	-		0,0004	-
Pseudo-log Likelihood		-1794074,6	-		-2826848,5	-
Pseudo R ²		0,0618	-		0,2706	-

VARIÁVEL	ENERGIA			ÁGUA		
		Coeficiente	<i>Odds Ratio</i>		Coeficiente	<i>Odds Ratio</i>
Constante	(1)	-2,0575	-	(1)	-2,8345	-
Erro-padrão		0,0243	-		0,0076	-
Gênero	(1)	-0,0238	0,9764		-0,0024	0,9976
Erro-padrão		0,0056	-		0,0026	-
Raça	(1)	0,5547	1,7414	(1)	0,4828	1,6206
Erro-padrão		0,0069	-		0,0028	-
Meio Urbano	(1)	2,2863	9,8386	(1)	1,7012	5,4806
Erro-padrão		0,0078	-		0,0026	-
Gênero (pessoa de referência)	(1)	-0,1508	0,8600	(1)	0,1042	1,1098
Erro-padrão		0,0064	-		0,0027	-
Alfabetização (pessoa de referência)	(1)	0,3371	1,4008	(1)	0,6648	1,9442
Erro-padrão		0,0059	-		0,0029	-
Renda	(1)	0,5049	1,6568	(1)	0,3613	1,4352
Erro-padrão		0,0025	-		0,0009	-
Número de pessoas no domicílio	(1)	-0,0703	0,9320	(1)	-0,1674	0,8458
Erro-padrão		0,0010	-		0,0004	-
Pseudo-log Likelihood		-518334,33	-		-2011499,3	-
Pseudo R ²		0,2375	-		0,2309	-

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

(1) Valores significativos a 1%.

3.2 Resultados para o Índice de Oportunidade Humana

Conforme exposto anteriormente, o IOH demonstra a situação em que se encontram as possibilidades de acesso a determinado bem ou serviço, o que permite visualizar quão distante uma sociedade está de oferecer pleno e igualitário acesso às oportunidades básicas. Ressalta-se que as quatro oportunidades abordadas no presente trabalho foram agregadas em um único índice através de média simples.

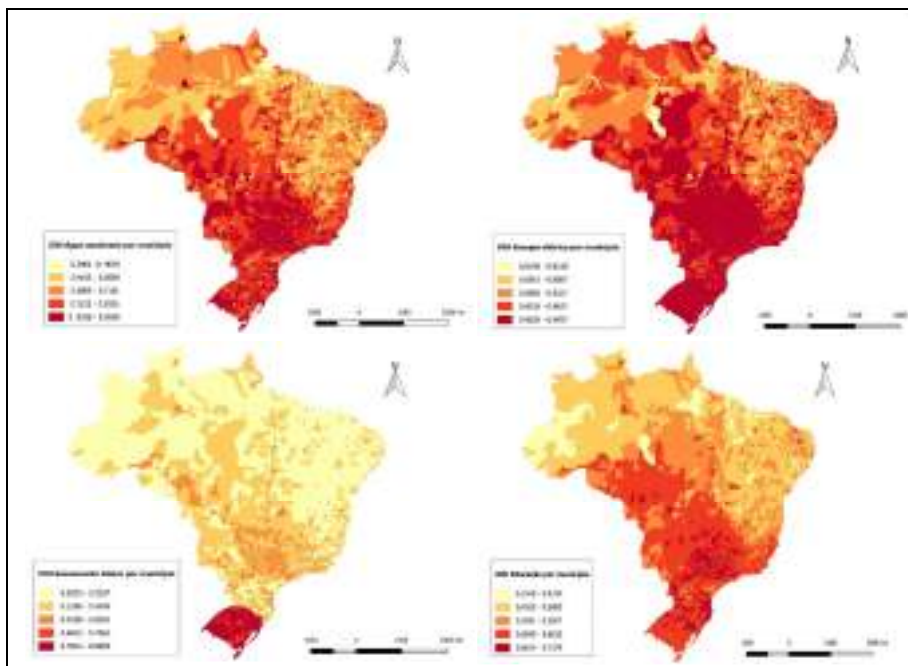
Na Figura 1 observa-se a distribuição do IOH desagregado por indicador (água canalizada, energia elétrica, saneamento básico e educação) nos municípios brasileiros. O índice decomposto permite que as disparidades municipais quanto ao acesso a cada serviço fiquem mais evidentes, dado que, ao se agruparem os indicadores pela média aritmética, sem atribuir pesos, essas discrepâncias podem ser encobertas.

O acesso à energia elétrica é a oportunidade mais amplamente disseminada e com menor desigualdade na distribuição entre as crianças e adolescentes (zero a 16 anos de idade) dos municípios brasileiros. A taxa de cobertura do serviço é elevada devido à implementação do Programa Luz para Todos, criado em novembro de 2003. O programa adotou como objetivo acabar com a exclusão elétrica no Brasil e prover acesso à eletricidade, gratuitamente, para a população da zona rural. O Luz para Todos estendeu o acesso à eletricidade para mais de 16 milhões de pessoas desde a sua adoção até abril de 2015 (BRASIL, 2017).

O IOH referente à água canalizada é mais alto nas Regiões Sul e Sudeste devido à regulação e execução de políticas específicas de gestão das águas, como, por exemplo, a Política Estadual de Recursos Hídricos de São Paulo e do Rio Grande do Sul. Também é importante considerar o papel de políticas de caráter internacional voltadas à disseminação e homogeneização do acesso a essa oportunidade (e.g. o projeto Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS), firmado em 2015). Uma das metas do ODS6, que trata da água e do saneamento, é: “até 2030, alcançar o acesso universal e equitativo a água potável e segura para todos” (UNITED NATIONS, 2015, *online*).

Figura 1

Distribuição espacial do Índice de Oportunidade Humana, desagregado por indicador, para os municípios brasileiros — 2010



O índice de oportunidade relativo ao serviço de saneamento básico possui a maior disparidade de acesso entre as demais oportunidades, ao variar entre 0,02 e 0,99, sendo que os melhores resultados se concentram no Rio Grande do Sul, uma vez que os 393 municípios com índice superior a 0,796 estão localizados nesse estado. O baixo valor do índice deve-se, principalmente, à baixa taxa de cobertura do serviço, inferior a 30% em aproximadamente 42% dos municípios brasileiros, enquanto o índice de dissimilaridade é superior a 0,50 em 15,25% dos 5.564 municípios. A deficiente cobertura dos serviços de coleta e tratamento de esgoto no Brasil pode ser associada ao reduzido nível de investimentos no setor.

Já os dados sobre a probabilidade de estar na série correta em idade adequada resultaram no IOH com a menor variação entre os municípios brasileiros, sendo que 53,72% dos municípios possuem índice entre 0,58 e 0,74. A taxa de cobertura nos 5.564 municípios está entre 0,42 e 0,77, e o índice de dissimilaridade varia entre 0,03 e 0,16.

As reprovações podem ser levantadas como uma das variáveis explicativas do baixo IOH educacional, pois reduzem a probabilidade de o indivi-

duo estar na série correta, em idade adequada. Conforme dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2017), no ano de 2010, a distorção idade-série⁹, no Brasil, foi de 23,6% no ensino fundamental e de 34,5% no ensino médio, com taxas de reprovação iguais a 10,3% e 12,5% respectivamente. Nas Regiões Norte e Nordeste, a distorção foi ainda maior, aproximando-se de 40%, em média. Nas demais regiões, esse valor caiu para 20%. No entanto, a taxa de reprovação não variou muito entre as regiões, permanecendo próxima dos 10%. Talvez, uma questão adicional que possa ser levantada como essencial para explicar as diferenças nos resultados para o Norte e o Sul do Brasil é a distância das escolas e, conseqüentemente, o ingresso tardio no ensino básico em locais mais remotos do norte brasileiro, acarretando, assim, no aumento da distorção idade-série.

Em relação aos cinco municípios brasileiros com maiores IOH, os resultados apresentados pela Tabela 2 demonstram que eles se situam integralmente no Estado do Rio Grande do Sul. Isso se deve à presença de elevada taxa de cobertura e ao baixo índice de dissimilaridade, demonstrando que a disponibilidade de serviços básicos aos indivíduos é quase universal. Com exceção de Lajeado, considerado polo da indústria alimentícia no Estado, os demais municípios situam-se na mesorregião metropolitana de Porto Alegre. Eles são, portanto, locais com significativo grau de urbanização e fortemente influenciados pelo setor industrial.

Entretanto, ao se analisarem os cinco piores resultados brasileiros, os piores valores do IOH situam-se nas Regiões Norte e Nordeste, com destaque para o Estado do Maranhão. Tais resultados são corroborados pelo estudo de Dill e Gonçalves (2013), que, ao analisarem o IOH para os estados brasileiros, afirmaram que essas regiões apresentam os piores valores para o Índice no País. Além disso, deve-se ressaltar que esses municípios apresentam baixa disponibilidade dos serviços básicos (baixa taxa de cobertura) aliada a um alto grau de desigualdade no acesso a tais serviços (alto índice de dissimilaridade), fazendo com que o IOH seja reduzido

⁹ A distorção idade-série corresponde à proporção de alunos com mais de dois anos de atraso escolar, isto é, alunos que estão na série menor que a condizente com a sua idade.

Tabela 2

Índice de Oportunidade Humana (IOH) e seus componentes para os municípios brasileiros — 2010

Ranking de Cidades por Estado (1)	Taxa de Cobertura	Índice de Dissimilaridade	IOH Geral	Componentes do IOH			
				Energia Elétrica	Água Canalizada	Educação Básica	Saneamento Básico
Cinco municípios com os melhores indicadores							
1 Dois Irmãos-RS	92.0419	0.9058	91.3368	99.9733	94.9627	71.4646	98.9467
2 Estância Velha-RS	91.1413	1.3201	90.0981	99.9567	93.3724	68.9714	98.0918
3 Lajeado-RS	91.0726	1.3320	90.0419	99.4196	93.6439	68.1850	98.5242
4 Cachoeirinha-RS	90.9845	1.2955	90.0020	99.9285	93.6614	67.6762	98.7420
5 Sapucaia do Sul-RS	90.9725	1.2895	89.9953	99.9652	93.6085	67.6882	98.7193
Indicadores das capitais brasileiras							
42 Porto Alegre-RS	90.0865	1.8136	88.6822	99.4118	92.0838	65.4599	97.7735
334 Curitiba-PR	83.3957	3.1706	81.1547	99.6765	94.3223	70.7582	59.8617
389 Florianópolis-SC	82.8680	3.9854	80.0765	99.4952	92.9910	70.7627	57.0570
480 Goiânia-GO	81.0053	3.8637	78.4310	99.5508	92.8372	67.3020	54.0342
536 Vitória-ES	80.9919	4.5588	77.9380	99.5314	92.1600	66.2656	53.7948
580 Belo Horizonte-MG	80.3660	4.2528	77.5615	99.5275	92.0907	65.8292	52.7986
584 São Paulo-SP	80.4755	4.4028	77.5387	99.4493	91.5697	66.1294	53.0066
658 Rio de Janeiro-RJ	79.8502	4.4435	76.9471	99.4881	91.5715	65.0836	51.6450
719 Brasília-DF	79.8178	5.0584	76.4960	99.2220	90.4781	65.4758	50.8079
873 Campo Grande-MS	78.7955	5.1076	75.5417	86.1227	46.7837	40.8553	6.5180
883 Palmas-TO	78.5813	4.9465	75.4346	99.1655	89.9242	64.3499	48.2990
1023 Cuiabá-MT	78.0480	5.1901	74.7596	99.0155	89.0539	63.6469	47.3222
1089 João Pessoa-PB	77.6230	5.2783	74.3532	99.3309	89.6221	62.1783	46.2814
1133 Natal-RN	77.3434	5.2751	74.0716	99.3414	89.1701	61.5863	46.1888
1222 Fortaleza-CE	76.7243	5.1932	73.5560	99.3274	88.9634	60.6389	45.2944
1236 Aracaju-SE	76.9965	5.6794	73.4932	99.2970	88.5017	60.5763	45.5978
1254 Recife-PE	76.8494	5.7011	73.3818	99.2944	88.8833	60.6494	44.7001
1258 Salvador-BA	76.4329	5.1016	73.3612	99.2746	88.9782	60.7944	44.3976
1323 Manaus-AM	76.1705	5.0733	73.0404	99.2360	87.3825	59.2711	46.2719
1352 Belém-PA	76.1130	5.3901	72.8137	99.0821	87.2911	59.8054	45.0763
1378 Porto Velho-RO	76.3974	6.1182	72.6064	98.5597	86.2493	61.5932	44.0234
1437 Maceió-AL	75.7091	5.8079	72.2624	99.2210	87.9804	59.3741	42.4742
1450 Boa Vista-RR	75.7529	5.7925	72.1998	98.9088	86.3507	58.8636	44.6759
1590 São Luís-MA	75.1360	6.3451	71.3370	98.6115	85.5043	59.6437	41.5884
1700 Teresina-PI	74.5965	6.5525	70.7290	98.4838	85.2079	59.0527	40.1718
1711 Rio Branco-AC	74.6213	6.7090	70.6330	98.4393	84.6444	59.0415	40.4068
1808 Macapá-AP	74.3245	6.9321	70.1102	98.3911	82.8540	56.7019	42.4937
Cinco municípios com os piores indicadores							
5560 Uiramutã-RR	45.8532	24.5958	40.1349	81.4757	36.4722	39.7597	2.8318
5561 Morros-MA	47.3715	26.5616	40.0423	83.1864	36.3977	36.2545	4.3307
5562 Marajá do Sena-MA	45.8380	25.8693	40.0247	82.9957	37.1960	37.4178	2.4895
5563 Fernando Falcão-MA	45.9989	26.6075	39.4072	81.8247	36.1656	36.8128	2.8257
5564 Melgaço-PA	45.9884	26.4700	39.2439	83.7358	34.0103	35.4763	3.7533
Média nacional	69.3508	11.8514	64.2462	95.6201	74.0422	57.6745	29.6482
Desvio-padrão nacional	9.3271	5.9469	10.6949	3.5384	12.9816	8.1038	22.2589

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

(1) Ranking por ordem decrescente do IOH.

Entre as suas características comuns, os municípios com os piores indicadores baseiam-se, de forma geral, em pequenas atividades agrícolas voltadas ao mercado interno ou à agroindústria. Assim, constituem-se em regiões predominantemente rurais, que apresentam significativos gargalos no que tange à plena oferta de serviços básicos.

Já no que se refere às capitais brasileiras, os resultados do IOH apontam melhor distribuição do acesso às oportunidades em Porto Alegre, Curitiba e Florianópolis. Assim, as três capitais da Região Sul apresentam os melhores indicadores entre as capitais brasileiras. Além disso, pode-se perceber que, com exceção de Goiânia, Brasília e Palmas, os 10 melhores indicadores encontram-se nas Regiões Sul e Sudeste. Em contraste, os piores indicadores encontram-se nas capitais das Regiões Norte e Nordeste, com destaque para Teresina, Rio Branco e Macapá.

A Figura 2, ao demonstrar como o IOH distribui-se espacialmente entre os municípios brasileiros, permite visualizar que as Regiões Norte e Nordeste apresentam os menores índices. A média do IOH para os municípios de ambas as regiões é cerca de 55, visto que a média nacional se situa em torno de 64. Por conseguinte, são regiões cujo acesso universal aos serviços básicos disponíveis não é assegurado, situando-se aquém do nível considerado socialmente justo.

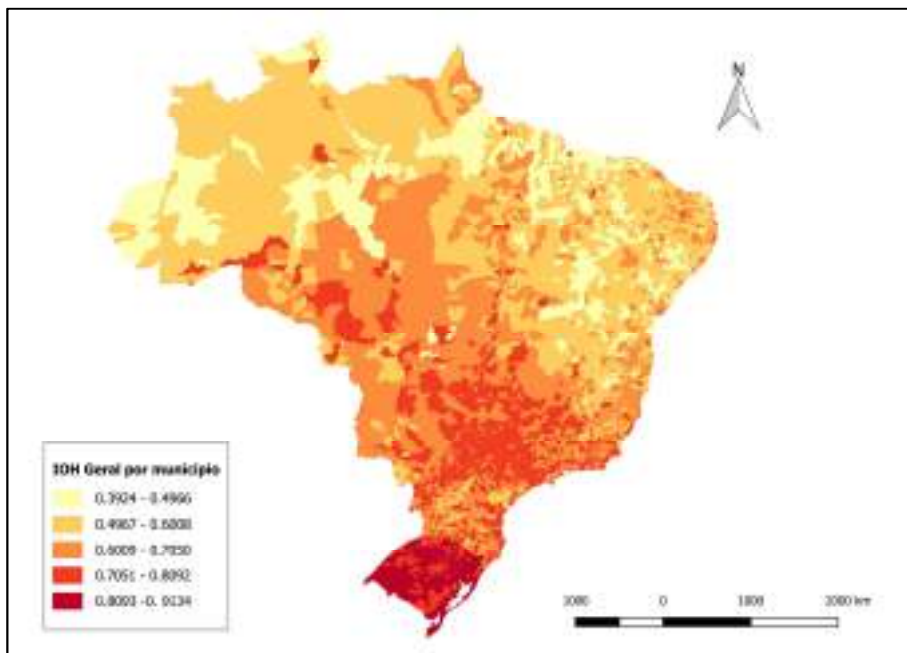
Entretanto, as Regiões Sudeste e Sul apresentam IOH médio de 71, ou seja, sete pontos percentuais acima da média nacional. Os melhores resultados encontram-se nos Estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Rio Grande do Sul, sendo que o último, conforme exposto anteriormente, abriga os 10 maiores índices do País.

A Região Centro-Oeste apresenta IOH municipal médio de 67, apenas três pontos percentuais acima da média geral do Índice. Tal característica reflete o acesso relativamente baixo no que tange aos serviços básicos ofertados, principalmente no Estado do Mato Grosso do Sul e no sul do Estado do Mato Grosso.

As médias do IOH decomposto por indicador, para o Brasil, convergem para os resultados obtidos no trabalho de Dill e Gonçalves (2012), mas com valores menores. Os indicadores energia elétrica e água canalizada sobressaem-se com a maior disponibilidade e a melhor distribuição de acesso entre os indivíduos da amostra, 95,6 e 74 respectivamente. Já para a educação e o saneamento básico, há menor cobertura e uma distribuição mais desigual do acesso a essas oportunidades, com IOH de 57,7 e 29,6.

Figura 2

Distribuição espacial do Índice de Oportunidades Humanas (IOH) para os municípios brasileiros — 2001



4 Associação espacial do Índice de Oportunidade Humana

Para quantificar a associação espacial a que os municípios brasileiros estão sujeitos, optou-se pelo índice global de Moran (I) (MORAN, 1950) como operador estatístico capaz de demonstrar a possível autocorrelação espacial global entre o IOH dos municípios. Isso posto, busca-se apresentar, inicialmente, uma medida da associação espacial para o conjunto de dados, de forma a caracterizar os municípios brasileiros como um todo.

Segundo Anselin (1995), o índice global de Moran pode ser escrito como:

$$I = \frac{n}{W} \left(\frac{\sum_i \sum_j w_{ij} y_i y_j}{\sum_i y_i^2} \right) \quad (8)$$

em que n é o número de observações; w_{ij} são os elementos da matriz de vizinhança; W é a soma dos ponderadores da matriz; y_i e y_j são valores da

variável em questão (medida em desvio, em torno da média); e os índices i e j referem-se a diferentes localidades.

Anselin (1995) aponta que o índice global de Moran busca medir a autocorrelação espacial global dos dados. Dessa forma, o valor único da estatística presta-se a um teste, cuja hipótese nula é de independência espacial — neste caso, seu valor seria zero. Os valores negativos (entre 0 e -1) indicam correlação inversa, enquanto os positivos (entre 0 e +1), correlação direta.

Todavia, dada a possível existência de regimes de associação espacial, parte-se para análises de abrangência local, concentrando-se na identificação de aglomeração local através do índice local de Moran (I_i). Busca-se, assim, verificar a existência de *clusters* ou *outliers* espaciais significativos, que demonstrem valores similares para o IOH. Tal indicador, segundo Anselin (1995), pode ser calculado através de:

$$I_i(d) = \frac{(z_i - \bar{z})}{s^2} \sum_j w_{ij}(d)(z_j - \bar{z}) \quad (9)$$

sendo w_{ij} o ponderador na matriz de vizinhança W para o par i e j , d é a medida de distância estabelecida pelo modelo de vizinhança; z_i e z_j são valores encontrados na posição i e em suas vizinhas j ; $\bar{z}$ é a média amostral global; e s^2 é a variância amostral global.

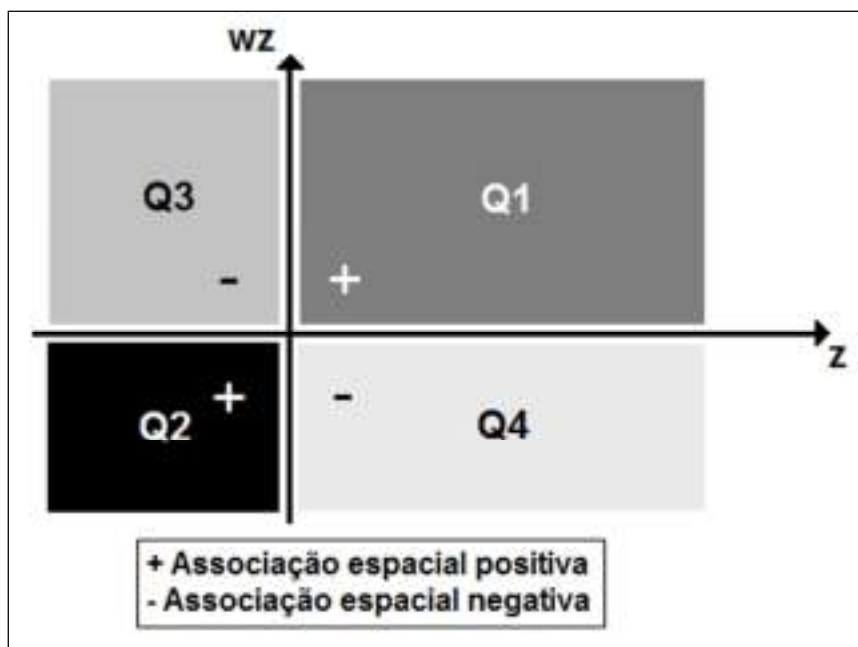
Caso apresente valores significativamente altos, o índice local de Moran, por se tratar do produto dos desvios em relação à média, indicaria altas probabilidades de que existam locais de associação espacial tanto de polígonos com altos valores associados como de polígonos com baixos valores associados.

Ressalta-se que para a construção dos indicadores foi considerada uma matriz de pesos espaciais de contiguidade do tipo *queen*, que leva em consideração as fronteiras e vértices para a definição de vizinhos. Sua escolha deve-se ao seu caráter menos restritivo em comparação com a matriz do tipo *rook*, que considera apenas fronteiras comuns entre as áreas.

Para melhor visualização da dependência espacial local, pode-se também utilizar o diagrama de espalhamento de Moran, construído com base nos valores normalizados dos atributos em estudo. Comparam-se os valores normalizados de uma área com a média de seus vizinhos, construindo um gráfico bidimensional de z (valores normalizados) por wz (média dos vizinhos). O diagrama é representado pela Figura 3.

Figura 3

Diagrama de espalhamento de Moran



O diagrama de espalhamento de Moran  , portanto, dividido em quatro quadrantes, que podem ser interpretados como: Q1 (valores positivos, m dias positivas, sendo classificado como **alto-alto**) e Q2 (valores negativos, m dias negativas, sendo classificado como **baixo-baixo**), ou seja, evid ncias de associa  o espacial positiva, demonstrando que uma dada  rea possui vizinhos com valores semelhantes; Q3 (valores positivos, m dias negativas, sendo classificado como **alto-baixo**) e Q4 (valores negativos, m dias positivas, sendo classificado como **baixo-alto**), ou seja, evid ncias de associa  o espacial negativa, demonstrando que uma dada  rea possui vizinhos com valores distintos.

Caso a medida local de Moran seja estatisticamente significativa, podem-se identificar como *clusters* espaciais as regi es com regime espacial do tipo **alto-alto** ou **baixo-baixo**, sendo os efeitos do *cluster* extens veis aos demais vizinhos. No entanto, os regimes espaciais **baixo-alto** e **alto-baixo** referem-se a *outliers*, cujos efeitos espaciais restringem-se apenas   pr pria localidade.

4.1 Resultados para a associação espacial

Conforme exposto anteriormente, o índice global de Moran permite analisar a possível autocorrelação espacial global entre regiões para determinado conjunto de dados. Assim, o resultado global para os municípios brasileiros, com relação ao Índice de Oportunidade Humana, pode ser observado na Tabela 3.

De forma geral, os municípios brasileiros, no que tange ao IOH, apresentam associação espacial global estatisticamente significativa, visto que a hipótese nula de independência espacial é rejeitada no nível de significância de 1%.¹⁰

O valor positivo para o índice global de Moran revela uma associação direta entre os municípios brasileiros, sendo que, de forma geral, a distribuição do acesso aos serviços básicos de uma determinada localidade apresenta significativa dependência em relação à situação de seus vizinhos.

Tabela 3

Índice global de Moran (*I*) para o Índice de Oportunidades Humanas dos municípios brasileiros — 2010

<i>I</i>	<i>P</i> -VALOR
+ 0,677249	0,000

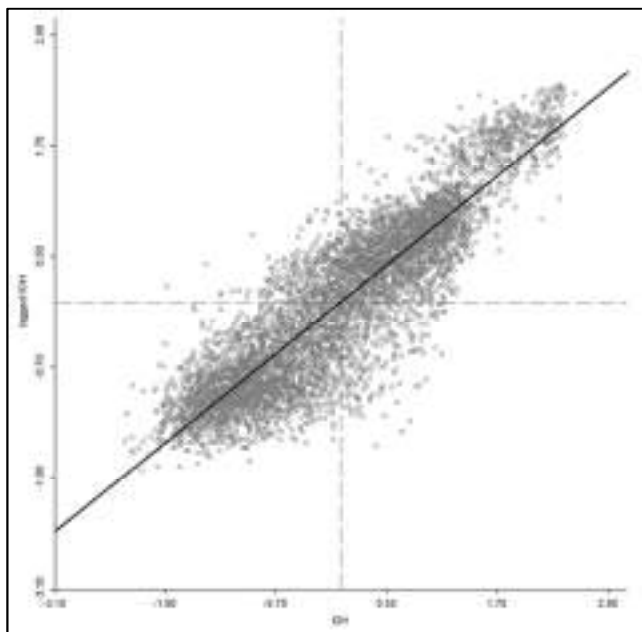
FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010).

Visto que o índice global de Moran equivale ao coeficiente de regressão linear que indica a inclinação da reta de regressão (α) de wz em z , o diagrama de espalhamento de Moran para o IOH dos municípios brasileiros corrobora o resultado apresentado na Tabela 3, reafirmando seu valor estatisticamente significativo. Como mostrado na Figura 4, a maior parte dos municípios está localizado nos quadrantes AA e BB, que apresentam associação espacial positiva. Os pontos localizados nos quadrantes BA e AB podem ser vistos como localidades em que não há o mesmo processo de dependência espacial das demais observações.

¹⁰ O nível do p-valor foi determinado através da utilização de 1.000 simulações de Monte Carlo para o índice global de Moran. Além disso, a análise realizada baseou-se na vizinhança do tipo *queen* normalizada e em 5.564 polígonos.

Figura 4

Diagrama de espalhamento de Moran para o Índice de Oportunidades Humanas (IOH) dos municípios



A partir da distribuição espacial dos resultados para o índice local de Moran exposta na Figura 5, demonstra-se a predominância de *clusters* do tipo **baixo-baixo** (BB) nas Regiões Norte e Nordeste. Observa-se, portanto, que os municípios dessas regiões apresentam baixos valores de IOH, sendo os valores semelhantes entre si.

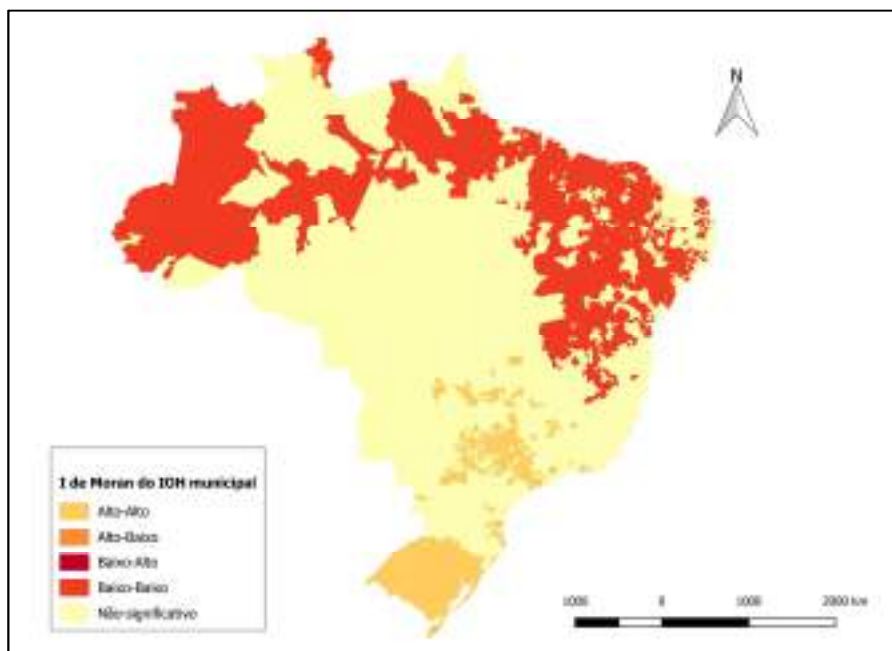
Conforme exposto por Dill e Gonçalves (2013), os estados das Regiões Sul e Sudeste estariam entre as unidades federativas de maior IOH do Brasil. Dessa forma, os resultados obtidos corroboram as afirmações dos autores, pois, a partir da Figura 4, visualiza-se a presença mais intensa de *clusters* do tipo **alto-alto** (AA) nessas regiões, principalmente nos Estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, com destaque para o último.

Além disso, os resultados locais para associação espacial demonstraram a quase inexistência de *outliers* estatisticamente significativos do tipo **alto-baixo** (AB) e **baixo-alto** (BA). Os do tipo AB concentram-se prioritariamente nas Regiões Norte e Nordeste, decorrência do elevado número de *clusters* do tipo BB nessas regiões. Todavia, o único *outlier* do tipo BA fez-se presente no Município de Concórdia, no Estado de Santa Catarina. Portanto, os resultados para o índice local de Moran sugerem forte polarização do

tipo norte-sul, com áreas de transição (*outliers* do tipo AB e BA) praticamente inexistentes.

Figura 5

Distribuição espacial do índice local de Moran para o Índice de Oportunidades Humanas (IOH) municipal



De modo geral, os resultados para a associação espacial sugerem que políticas públicas com intuito de universalizar o acesso aos serviços básicos devem concentrar-se nos municípios localizados nas Regiões Norte e Nordeste, apesar dos demais ainda se situarem aquém do patamar socialmente ótimo.

5 Considerações finais

Neste trabalho foi utilizado o Índice de Oportunidade Humana para pesquisar a distribuição do acesso às oportunidades nos municípios brasileiros, que permitiu avaliar quão distante da plena justiça distributiva esses municípios se encontram. Além disso, através dos índices de Moran, foi

possível avaliar a existência de autocorrelação global e local entre os índices desses municípios.

Os resultados obtidos para o IOH revelaram menor nível de oportunidades em serviços básicos por parte da população entre zero e 16 anos de idade nas Regiões Norte e Nordeste. Esse resultado poderia ser agravado se não houvesse um amplo acesso ao serviço de energia elétrica nessas localidades.

O padrão observado, tanto no IOH geral quanto nos índices desagregados, demonstra a relevância da elaboração de políticas específicas para o provimento de serviços básicos a fim de equalizar o acesso às oportunidades entre os diversos grupos da população. Fornecer o acesso espacialmente homogêneo à oportunidade é essencial para a universalização dos benefícios a ela associados. O IOH mostrou-se uma medida de grande valia como instrumental para a análise das privações de oportunidades a que os indivíduos estão sujeitos e pode ser expandido ou adaptado, ponderando outros indicadores em sua construção.

Os municípios com piores níveis de acesso aos serviços básicos encontram-se nas Regiões Norte e Nordeste do País, formando *clusters* espaciais do tipo **baixo-baixo**. Assim, a presença de autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa revela evidências de encadeamentos diretos entre tais localidades.

A autocorrelação positiva também pôde ser observada nas Regiões Sul e Sudeste, porém com a presença significativa de *clusters* espaciais do tipo **alto-alto**. Ressalta-se também o fato de essas regiões concentrarem os municípios de melhor resultado para o IOH, com destaque para o Estado do Rio Grande do Sul.

A análise dos índices locais de Moran permitiu observar forte polarização do tipo norte-sul, com áreas de transição (*outliers* do tipo AB e BA) praticamente inexistentes. Dessa forma, os resultados sugerem políticas públicas focalizadas na melhoria do acesso aos serviços básico, principalmente nas Regiões Norte e Nordeste do País.

Sugere-se que futuros trabalhos busquem ampliar o conjunto de variáveis de circunstância para a construção do Índice de Oportunidade Humana, bem como para introduzir o acesso a outros serviços básicos, como saúde e lazer.

Anexos

Quadro A.1

Especificação das variáveis de circunstância

VARIÁVEL	DENOMINAÇÃO	ESPECIFICAÇÃO
Gênero	gênero	Binária 1 – masculino 0 – feminino
Raça	raça	Binária 1 – brancos 0 – não brancos
Gênero da pessoa de referência	gênero_ref	Binária 1 – masculino 0 – feminino
Pessoa de referência alfabetizada	alfabet_ref	Binária 1 – sim 0 – não
Renda domiciliar <i>per capita</i> mensal	lnrenda	Logaritmo natural
Número de pessoas no domicílio	num_pes	Linear
Área de residência	urbano	Binária 1 – urbano 0 – rural

FONTE: Vega *et al.* (2010).

Quadro A.2

Construção das variáveis de oportunidade

OPORTUNIDADE	VARIÁVEL DO IBGE	CLASSIFICAÇÃO DA INFORMAÇÃO	TRATAMENTO
Energia elétrica	Energia elétrica: existência (v0211)	1: sim, de companhia distribuidora; 2: sim, de outras fontes; 3: não existe energia elétrica.	Binária 1 = 1 ou 2 0 = 3
Água canalizada	Abastecimento de água: canalização (v0209)	1: sim, em pelo menos um cômodo; 2: sim, só na propriedade ou terreno; 3: não.	Binária 1 = 1 0 = 2 ou 3
Saneamento básico	Esgotamento sanitário (v0207)	1: rede geral de esgoto ou pluvial; 2: fossa séptica; 3: fossa rudimentar; 4: vala; 5: rio, lago ou mar; 6: outro.	Binária 1 = 1 ou 2 0 = 3, 4, 5 ou 6
Educação	Curso que frequenta (v0629)	1: creche; 2: pré-escola (maternal ou jardim de infância); 3: classe de alfabetização (CA); 4: Alfabetização de Jovens e Adultos (EJA); 5: regular do ensino fundamental; 6: EJA ou supletivo do ensino fundamental; 7: regular do ensino médio; 8: EJA ou supletivo do ensino médio; 9: superior de graduação; 10: especialização de nível superior (mínimo de 360 horas); 11: mestrado; 12: doutorado.	Binária Para a criança de zero a um ano, foi atribuído o valor 1 caso ela estivesse em creche. Já para a criança de um a seis anos, foi atribuído o valor 1 caso ela estivesse em situação pré-escolar.
	Série ou ano que frequenta (v0630): ensino fundamental	1: primeiro ano; 2: primeira série ou segundo ano; 3: terceira série ou quarto ano; 4: quarta série ou quinto ano; 5: quinta série ou sexto ano; 6: sexta série ou sétimo ano; 7: sétima série ou oitavo ano; 8: oitava série ou nono ano; 9: curso não seriado.	Binária De seis a 16 anos, foi analisado se a criança estava em idade compatível com sua série escolar. Em caso afirmativo, foi-lhe atribuído o valor 1. Nos demais casos, valor 0.
	Série que frequenta (v0631): ensino médio	1: primeira série; 2: segunda série; 3: terceira série; 4: quarta série; 5: curso não seriado.	

Referências

ANDRADE, C. Y.; TELLES, S. M. B. S. Universalização e equidade: análise da evolução do acesso à educação básica no Brasil de 1995 a 2005. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2008. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2008/docsPDF/ABEP2008_1812.pdf>. Acesso em: 23 jul. 2014.

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association — LISA. **Geographical Analysis**, Columbus, Ohio, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ARNESON, R. Equality and equal opportunity for welfare. **Philosophical Studies**, Dordrecht, v. 56, p. 77-93, 1989.

BARROS, R. P. de *et al.* **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. Washington, DC: Palgrave Macmillan; World Bank, 2009.

BARROS, R. P. de; VEGA, J. M.; CHANDUVI, J. S. **Measuring inequality of opportunities for children**. Washington, DC: World Bank, 2008. Disponível em: <<http://siteresources.worldbank.org/INTLACREGTOPPOVANA/Resources/IneqChildrenPaesdeBarrosMolinasSaavedra.pdf>>. Acesso em: 20 jul. 2014.

BEHRMAN, J. R.; BIRDSALL, N.; SZÉKELY, M. Intergenerational mobility in South America: deeper markets and better schools make a difference. In: BIRDSALL, N.; GRAHAM, C. (Ed.). **New markets, new opportunities?** Economic and social mobility in a changing world. Washington, D.C.: Brookings Institution and Carnegie Endowment for International Peace, 1999.

BOURGUIGNON, F.; FERREIRA, F. H. G.; MENÉNDEZ, M. Inequality of opportunity in Brazil. **Review of Income and Wealth**, New Haven, v. 53, n. 4, p. 585-618, 2007.

BRASIL. Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão. **PAC 4º Balanço (2015–2018)**. Brasília, DF, 2017. Relatório.

CARVALHO, M. M.; WALTEMBERG, F. D. Desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2003 e 2013. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 19, n. 2, p. 369-396, 2015.

CHECCHI, D.; PERAGINE, V. Inequality of opportunity in Italy. **Journal of Economic Inequality**, [Estados Unidos], v. 8, n. 4, p. 429–450, 2010.

COHEN, G. A. On the currency of egalitarian justice. **Ethics**, Chicago, Il, v. 99, n. 4, p. 906-944, 1989.

DILL, H. C.; GONÇALVES, F. O. Igualdade de oportunidade entre os estados brasileiros: uma análise microeconômica com base nos dados da PNAD 2009. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 23, n. 2, p. 307-328, 2013.

DILL, H. C.; GONÇALVES, F. O. Índice de oportunidade no Brasil entre 1999 e 2009: estimação e decomposição através do valor de Shapley. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 2, p. 187-210, 2012.

DWORKIN, R. What is equality? Part 1: equality of welfare. **Philosophy & Public Affairs**, [Medford, MA], v. 10, n. 3, p. 185-246, 1981.

FIGUEIREDO, E. A.; SILVA, C. R. F. Desigualdade de oportunidades no Brasil: uma decomposição quantílica contrafactual. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 29-48, 2012.

FIGUEIREDO, E. A.; ZIEGELMANN, F. A. Estimation of opportunity inequality in Brazil using nonparametric local logistic regression. **Journal of Development Studies**, London, v. 46, n. 9, p. 1593-1606, 2010.

FLEURBAEY, M.; PERAGINE, V. **Ex antes versus ex post equality of opportunity**. Buenos Aires: ECINEQ, 2009. (ECINEQ Working Paper, n. 141).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Microdados Censo Demográfico 2010**. 2010. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/resultados_gerais_amostra/resultados_gerais_amostra_tab_uf_microdados.shtm>. Acesso em: 20 jul. 2014.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA (INEP). **Indicadores educacionais**. 2017. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/indicadores-educacionais>>. Acesso em: 29 abr. 2017.

LEFRANC, A.; PISTOLESI, N.; TRANNOY, A. Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: are western societies all alike? **Review of Income and Wealth**, New Haven, v. 54, n. 4, p. 513-546, 2008.

MORAN, P. A. P. Notes on continuous stochastic phenomena. **Biometrika**, London, v. 37, n. 1-2, p. 17-23, 1950.

RAWLS, J. **A Theory of Justice**. Cambridge: Harvard University Press, 1971.

ROEMER, J. E. **Equality of opportunity**. Cambridge: Harvard University Press, 1998.

SEN, A. **Commodities and capabilities**. Amsterdam: Elsevier, 1985.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia das Letras, 2010.

SEN, A. Development as capability expansion. In: FUKUDA-PARR, S. *et al.* **Readings in human development**. New Delhi; New York: Oxford University Press, 2003. p. 41-58.

SEN, A. **Equality of what?** The tanner lecture on human values. Stanford: Stanford University, 1979.

SEN, A. Justice: means *versus* freedoms. **Philosophy & Public Affairs**, [Medford, MA], v. 19, n. 2, p. 111-121, 1990.

SEN, A. Real national income. **Review of Economic Studies**, Oxford, UK, v. 43, n. 1, p. 19-39, 1976.

SEN, A. Well-being, agency and freedom: the Dewey lectures 1984. **The Journal of Philosophy**, New York, v. 82, n. 4, p. 169-221, 1985a.

SINGH, A. **Inequality of opportunity in Indian children**: the case of immunization and nutrition. Munich: RePEc, 2011. (Munich Personal RePEc Archive, n. 32505).

UNITED NATIONS. **Transforming our world**: the 2030 agenda for sustainable development. [S.l.], 2015. (United Nations Resolution, 70/1). Disponível em: <https://sustainabledevelopment.un.org/post2015/transformingourworld>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

VEGA, J. R. M. *et al.* **Do our children have a chance?** The 2010 human opportunity report for Latin America and the Caribbean. Washington, DC: World Bank, 2010.

Evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico nos municípios do Estado da Bahia, nos anos de 2006 e 2012*

*Auberth Henrik Venson***

*Karla Cristina Tyskowski Teodoro Rodrigues****

*Marcia Regina Gabardo da Camara*****

Mestre em Economia Regional pela UEL e Doutorando em Desenvolvimento Econômico pela UFPR

Mestre em Economia Regional pela UEL e Doutoranda em Desenvolvimento Regional e Agronegócio pela Unioeste

Doutora em Economia pela USP/FEA e Professora do Mestrado em Economia Regional da UEL

Resumo

O presente artigo tem por objetivo analisar a evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, abastecimento de água e esgotamento sanitário nos municípios do Estado da Bahia, nos anos de 2006 e 2012, discutindo os efeitos da aplicação da Lei de Saneamento Básico, de 2007. Utilizou-se a metodologia de Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE), para identificar os coeficientes univariados *I* de Moran, os diagramas de dispersão e os mapas de *clusters* das variáveis dos municípios. Com relação à dependência espacial no acesso a serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta lixo, constatou-se uma estrutura espacialmente muito concentrada em torno de regiões que apresentam grande aglomeração urbana e populacional e maior renda *per capita*

* Artigo recebido em jun. 2015 e aceito para publicação em maio 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisão de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: auberth.eco@gmail.com

*** E-mail: karlatyskowski@gmail.com

**** E-mail: mgabardo@sercomtel.com.br

e, por outro lado, carência no acesso aos serviços, nas menos povoadas e de menor renda.

Palavras-chave

Economia regional; Análise Exploratória dos Dados Espaciais; saúde pública

Abstract

This article aims to analyze the evolution of the spatial distribution of access to basic sanitation services, water supply and sanitary sewage systems in the municipalities of the State of Bahia, in 2006 and 2012. The study discusses the effects of the Brazilian National Sanitation Law, of 2007. The authors used the Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) to identify Moran's I coefficient, scatter diagrams and maps of clusters of the variables related to the municipalities. Regarding the spatial dependence of access to water supply, sanitary sewage and waste collection, the authors identified, on the one hand, a structure which is spatially highly concentrated around regions with large populous urban agglomerations and higher per capita income, and, on the other hand, lack of access to services in less populated, lower income regions.

Keywords

Regional economy; Exploratory Spatial Data Analysis; public health

Classificação JEL: I18, R1, Q21

1 Introdução

A disponibilidade de acesso ao saneamento básico é elemento fundamental na infraestrutura urbana, tendo em vista seus impactos diretos e indiretos no bem-estar da população. Segundo Candido (2013), ele pode ser entendido como a provisão da infraestrutura necessária para o abastecimento de água e para o recolhimento e tratamento de esgoto para a população.

O saneamento básico corresponde a um conjunto de serviços, infraestruturas e instalações operacionais de abastecimento de água (captação,

tratamento e distribuição), de esgotamento sanitário (coleta, transporte, tratamento e disposição final), de limpeza urbana, de manejo dos resíduos sólidos (coleta, transporte, transbordo, tratamento e destinação final), de drenagem e de manejo das águas pluviais urbanas. Para a realização do presente artigo, somente dois desses serviços são considerados: o abastecimento de água e a coleta de esgoto (SAIANI, 2012).

O serviço de saneamento básico, além de prover o acesso a um direito humano, que é a água livre de doenças, apresenta externalidades que impactam a saúde pública, bem como o meio ambiente, além de auxiliar na qualidade de vida da população. Scriptore e Toneto Júnior (2012) expõem que investir em saneamento se traduz em elemento estratégico para o desenvolvimento econômico de longo prazo do País.

Ao final da primeira década do século XXI, uma parcela significativa da população brasileira ainda não possui acesso ao abastecimento de água e ao esgotamento sanitário, e, se o possui, é de forma precária e insuficiente (INSTITUTO DE PESQUISA E ECONOMIA APLICADA, 2010). Apesar do aumento verificado na oferta desses serviços, desde 1970, ainda persiste uma demanda não atendida, especialmente nos extratos de renda mais baixos, nos municípios de menor porte e em áreas rurais (MENDONÇA *et al.*, 2003).

A redução da desigualdade no acesso ao saneamento básico, no Brasil, e a minimização das dificuldades que impedem a sua universalização são lacunas existentes, pois a população sem acesso a esse serviço localiza-se, predominantemente, nas áreas rurais isoladas, em municípios de baixo desenvolvimento humano e pequeno porte ou em periferias e áreas de urbanização informal e precária (INSTITUTO DE PESQUISA E ECONOMIA APLICADA, 2010).

Nesse contexto, o presente artigo tem por objetivo analisar a evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, abastecimento de água e esgotamento sanitário, nos municípios do Estado da Bahia, nos anos 2006 e 2012. O artigo contribui para o avanço do conhecimento na área, ao verificar os efeitos da Lei de Saneamento Básico de 2007, política pública que foca tais serviços nos municípios baianos, antes e após a implementação da Lei.

O artigo está dividido em cinco sessões. Além desta **Introdução**, realiza-se uma breve revisão de literatura acerca da importância do saneamento básico para o desenvolvimento e suas condições no Brasil e na Bahia. Em seguida, apresenta-se a metodologia empregada neste estudo, sendo discutidos, logo após, os resultados. Por fim, são feitas as **Considerações finais**.

2 Saneamento básico e desenvolvimento: teoria e evidências empíricas no Brasil e na Bahia

A compreensão das relações entre saneamento, saúde pública e meio ambiente é importante para o planejamento de sistemas de saneamento em centros urbanos. Assim, os investimentos em infraestrutura favorecem as condições de desenvolvimento socioeconômico regional, enquanto as ausências ou a deficiência dela, em algumas regiões, restringem as suas possibilidades de desenvolvimento (INSTITUTO DE PESQUISA E ECONOMIA APLICADA, 2010).

O planejamento corrobora a expansão do saneamento básico e melhora o acesso a ele, além de gerar resultados mais efetivos e menos custosos também para a melhoria da saúde pública. Nos Estados Unidos e na Europa, locais em que ele é quase universal, houve redução significativa de doenças relacionadas à higiene da água; contudo, os países em desenvolvimento, nos quais ainda há uma forte carência no acesso a esse serviço, ainda sofrem com esses tipos de doença, que poderiam ser prevenidos (MONTGOMERY; ELIMELECH, 2007).

De acordo com Whittington e Hanemann (2006), ao discutir a respeito dos serviços de saneamento básico, devem-se considerar cinco questões. Em primeiro lugar, a provisão desse serviço é um empreendimento social, em países tanto desenvolvidos quanto em desenvolvimento, mas uma parte substancial dos investimentos em saneamento é proveniente do setor público. Em segundo, os serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário são intensivos em capital, e, em muitos casos, há significativas economias de escala. Em terceiro lugar, a demanda por pequenas quantidades de água é preço inelástica, pois as pessoas precisam de água para viver. Em quarto, a água é relativamente fácil de ser estocada, entretanto o seu transporte, por longas distâncias, é muito caro. E por último, em quinto, há uma forte correlação entre serviços de saneamento básico e renda — em regiões em desenvolvimento, conforme a renda aumenta, mais pessoas têm acesso aos serviços de saneamento.

Segundo Soares, Bernardes e Cordeiro Netto (2002), os efeitos das intervenções de saneamento decorrem de um sistema de abastecimento de água e são, geralmente, positivos, por constituírem serviços que asseguram melhoria e bem-estar à população¹. As relações de conflito entre meio am-

¹ Para uma discussão mais aprofundada dos efeitos das intervenções em saneamento, ver Cairncross, 1989 e Vanderslice; Briscoe, 1995.

biente e crescimento são traduzidas, principalmente, pela degradação de recursos renováveis. De acordo com Grippi (2010), as amenidades ambientais² que mais sofrem impactos humanos são os recursos hídricos, tornando a água um bem escasso, de uso limitado e com elevado valor agregado.

O saneamento básico é um serviço público de natureza essencial, cuja importância começa na garantia da saúde da pessoa que recebe água potável, cujo tratamento permite a manutenção de um meio ambiente urbano limpo e salubre. O tema tem relevância em relação ao desenvolvimento regional pelas externalidades positivas geradas pelo setor, pois, conforme destacado por Candido (2013), um maior acesso a abastecimento de água e esgotamento sanitário impacta na saúde da população, reduzindo o risco de contaminações. O ideal seria que a cobertura desses serviços fosse universal, o que não o corre no Brasil, pois, nesses casos específicos, existem déficits de acesso distribuídos de forma desigual, ao longo do País (SAIANI; GALVÃO, 2011).

Candido (2013) relata que o saneamento básico pode ser entendido como a montagem de infraestrutura para abastecimento de água às populações, recolhimento e tratamento de esgotos e detritos sanitários de todas as atividades sociais, com o fim de gerar maior bem-estar social e sustentabilidade ambiental. O autor ainda relata que, no País, existem, historicamente, ineficiências no que se refere à oferta do serviço de saneamento básico, pois há incertezas institucionais que ainda envolvem o setor, como a ausência de programas de incentivos a novos investimentos, além da falta de clareza de qual o órgão responsável pelos direitos de exploração dos serviços de água e esgotos. Aliado aos problemas político-institucionais, existe uma complexidade quanto à determinação de um modelo tarifário que abarque a recuperação de custos e a universalização dos serviços, devido ao caráter de monopólio natural e às falhas de mercado características desse setor da infraestrutura.

O desafio para a universalização dos serviços de água e esgoto é enfrentado e está sob a responsabilidade das três esferas governamentais: União, estados e municípios. Para concretizá-la, principalmente quanto ao esgotamento sanitário, os investimentos necessários estão acima da capacidade do setor, sendo indispensáveis recursos federais, estaduais, municipais e privados (LEONETI; PRADO; OLIVEIRA, 2011; TUROLLA, 2002).

No Brasil, foi implantado, em 1971, o Plano Nacional de Saneamento (Planasa). Ele constituiu um avanço na participação dos estados, na provisão e na operação da infraestrutura de saneamento do País. Em 1967, o Banco Nacional da Habitação (BNH) foi encarregado de realizar o diagnósti-

² Amenidades ambientais são recursos naturais do ecossistema.

co inicial da situação do setor, também foram criados fundos de água e esgoto estaduais (FAEs), além de programas estaduais trienais. O financiamento aos municípios passou a ser realizado, conjuntamente, pelo BNH e pelos governos estaduais, com contrapartida obrigatória dos municípios e com a obrigação de que eles organizassem os serviços na forma de autarquia ou de sociedade de economia mista. Porém, o financiamento acabou não sendo feito em proporções iguais pelo BNH e pelos estados. Nos anos de 1968 a 1984, apenas 35% dos recursos originaram-se nos fundos estaduais, enquanto os 65% restantes foram fornecidos pelo BNH (OLIVEIRA; SANCHEZ, 1996).

Dal Maso (2012) expõe que, na vigência do Plano Planasa, existiam as empresas estaduais, uma em cada estado, e as autarquias municipais, ambas subordinadas à regulação indireta do Governo Federal e do Banco Nacional de Habitação. As prestadoras estaduais eram o carro-chefe das atividades de saneamento e tinham a primazia no acesso ao crédito dos recursos do BNH³. O autor relata que o conceito de saneamento básico foi ampliado a partir do ano de 2003, incluindo não só as atividades de abastecimento de água e de esgotamento sanitário, mas também os serviços de coleta e disposição adequada dos resíduos sólidos e a gestão do assoreamento urbano.

Turolla (1999) salienta que, além do financiamento, outro aspecto da participação dos estados foi a criação das Companhias Estaduais de Saneamento Básico (Cesbs), organizadas sob a forma de sociedade anônima, que deveriam obter as concessões diretamente do poder concedente, as autoridades municipais. O autor ainda expõe que a experiência do Planasa foi bem-sucedida, no sentido de gerar uma rápida expansão da cobertura dos serviços de saneamento no Brasil, embora não tenha sido suficiente para atender às demandas geradas pelo processo de urbanização bastante recente do País. A exaustão do setor deu-se quando o fluxo de novos recursos se reduziu consideravelmente. Nesse momento, as companhias estaduais de água e esgoto viram-se obrigadas a arcar com despesas financeiras elevadas, em decorrência das dívidas contraídas na etapa anterior, enquanto operavam sistemas com baixo grau de eficiência operacional.

Entre os principais problemas do setor estavam a baixa eficiência operacional, a insuficiência de investimentos, a ausência de regulação e de controle social e a presença de déficit de atendimento, especialmente no tocante à coleta e ao tratamento de esgotos sanitários. Nascimento e Heller (2005) destacam, como responsáveis pelo déficit dos serviços, a incoerência dos serviços prestados, contando com a falta de posicionamento de

³ As demais fontes de recursos eram o Fundo de Água e Esgoto, os recursos dos organismos internacionais e os próprios das prestadoras.

políticas públicas, além de problemas com a concessão e a regulação dos serviços e a concessionária; a carência de instrumentos de regulamentação e de regulação; e a ausência de continuidade administrativa e de mecanismos que assegurem a implantação de ações e regulamentos oriundos do planejamento. Essas dificuldades se agravam com a carência de política nacional para o setor de água e esgotos que aponte para a retomada dos investimentos, a regulação, o controle social e a universalização dos serviços.

Segundo Pereira Júnior (2008), a partir de meados da década de 90 do século passado, começaram a atuar, no Brasil, concessionários privados de serviços públicos de abastecimento de água e de esgotamento sanitário. Em 2000, foi dado um passo importante, no sentido de fortalecer o papel da regulamentação do setor: a criação da Agência Nacional de Águas (ANA), responsável pela implementação da Política Nacional de Recursos Hídricos, que disciplina o uso desses recursos no Brasil (AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS, 2002). Porém, até 2006, apenas 15% do esgoto sanitário gerado nas regiões urbanas dos municípios do Brasil eram tratados (SISTEMA NACIONAL DE INFORMAÇÕES EM SANEAMENTO, 2017).

Ogera e Phillipi Jr. (2005) afirmam que a definição de políticas públicas de saneamento por estados e municípios sem a existência de um marco federal leva ao estabelecimento de políticas desarticuladas, em âmbito tanto de governo como entre setores de planejamento. Conforme aponta Galvão Júnior *et al.* (2009), a criação do Ministério das Cidades, em 2003, representou um avanço institucional, pois criou uma integração entre as políticas de desenvolvimento urbano, por meio da Secretaria Nacional de Saneamento Ambiental, mas, mesmo após sua criação, as políticas ainda permaneceram desarticuladas.

Em 2005, iniciou-se a utilização da nova forma de organização dos serviços de saneamento, os consórcios de municípios, cuja atuação se baseia na Lei nº 11.107/2005 (Lei dos Consórcios Públicos) (BRASIL, 2005). Em 2008, os concessionários eram responsáveis pelo fornecimento de água potável e pelo esgotamento sanitário de cerca de 2,5% e 1,1%, respectivamente, da população urbana brasileira.

A Companhia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo (Sabesp) (2010) relata que o cenário do saneamento básico ambiental é insatisfatório, em parâmetros nacionais e internacionais, tendo em vista que, no mundo, cerca de um milhão de pessoas não tem acesso à água potável, e 80% de todas as doenças ainda se relacionam com o controle inadequado da água. Segundo a Organização Mundial de Saúde (OMS) (2008), o conceito de saneamento está ligado ao controle de todos os fatores do meio físico, mental e social, visto que pode ser caracterizado por um conjunto de

ações socioeconômicas que tem por objetivo alcançar salubridade ambiental.

Nesse contexto, Loureiro (2009) enfatiza que as empresas privadas e públicas brasileiras têm buscado maximizar as receitas e reduzir os custos dos processos produtivos, utilizando indicadores para avaliar o desempenho das organizações. Campos (2010), em estudo sobre a eficiência na Companhia Energética de Brasília (CEB), no período 1998-2008, identificou que, a despeito das economias de escala e das economias de densidade na produção e no consumo encontradas no setor de saneamento básico, as companhias de saneamento foram perdendo eficiência ao longo do período.

Segundo Saiani (2006), o déficit de acesso aos serviços de saneamento básico no Brasil está intimamente relacionado ao perfil de renda dos consumidores, tendo em vista a capacidade de pagamento (tarifas), para a obtenção desses serviços. Geralmente, locais que apresentam grandes concentrações populacionais (aglomerações) tendem a gerar custos reduzidos, à medida que aumenta o tamanho da população a ser atendida. Tal ocorrência sugere que os investimentos realizados ao longo do tempo, no setor, foram motivados mais pela possibilidade de ganho econômico do que pelo grande retorno social que tais serviços podem gerar. Segundo Saiani e Toneto Junior (2010), o acesso ao abastecimento de água e ao esgotamento sanitário nos domicílios brasileiros elevou-se, significativamente, no período 1970-2004, entretanto ainda há um sério déficit de acesso aos serviços de saneamento básico no Brasil, principalmente no que se refere ao esgotamento sanitário.

2.1 O caso da Bahia

O Estado da Bahia conta com 417 municípios, sendo o quinto maior do País em extensão e o quarto em população. Geograficamente, cerca de 70% do seu território está localizado no semiárido nordestino e possui, em extensão, a maior faixa litorânea do País, com cerca de 1.200 km (SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA, 2015).

Marcada pela seca, a população do semiárido baiano sofre com a falta de água e mais ainda com a falta de saneamento na região. Apesar de ser dotada de exuberante beleza, tanto de fauna quanto de flora, a Bahia tem um alto índice de desigualdade social, fator muito limitante e que implica o seu desenvolvimento. Segundo o Instituto do Patrimônio Histórico e Artístico Nacional (1997), em Salvador, foi criada a primeira empresa distribuidora de água do País, na segunda metade do século XIX, a Companhia de Abastecimento de Água do Queimado. Era uma empresa de capital privado, que

captava, tratava e distribuía água, porém a redução do preço da tarifa cobrada aos usuários fez com que a empresa fosse fechada no ano de 1904.

Segundo Loureiro (2009), a constituição do urbanismo moderno na Bahia indica que as propostas de urbanização de Salvador vieram a ser mais discutidas a partir do início do século XX. Mesmo com a melhoria da prestação dos serviços, a desigualdade pode ser vista desde essa época, por meio do direcionamento de investimento para obras de saneamento em áreas ditas de veraneio e, em caso de emergência, em locais específicos.

Oliveira e Fonseca (2003) destacam que, em 1953, parte dos *royalties* da extração de petróleo passou a ser destinada para o saneamento. Os autores relatam que, após a extinção do Departamento de Saneamento de Salvador, foi criada a Superintendência de Água e Esgoto do Recôncavo (SAER), em 1961, que englobava Salvador, Camaçari, Candeias e São Francisco do Conde, com personalidade jurídica e autonomia administrativo-financeira, a qual tinha como atribuição planejar, programar e administrar o sistema de abastecimento de água. Em 1971, nos moldes do Planasa, a Lei Estadual nº 2.929/71 criou a Secretaria do Saneamento e Recursos Hídricos do Estado e, conseqüentemente, como órgãos da administração descentralizada, além da Companhia Metropolitana de Água e Esgoto (Comae) e da Companhia do Saneamento do Estado da Bahia (Coseb), a Empresa Baiana de Águas e Saneamento S/A (Embasa) e, como sua subsidiária, a Companhia de Engenharia Rural da Bahia S/A (CERB). Essas duas últimas entidades passaram a atuar, respectivamente, na área urbana e na perfuração de poços. Em 1975, a Embasa incorporou os serviços da Comae e da Coseb, e ambas foram extintas.

Em 1986, com a extinção do BNH e, conseqüentemente, do Planasa, a Bahia ainda apresentava uma situação de extrema carência. Dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) relatam que, em 1991, apenas 6,2% da sua população era atendida por serviços de esgotamento sanitário; 51,0%, por rede de abastecimento de água; e 31%, por coleta de lixo.

Em 1995, começou a ser implementado um megaprograma de saneamento no Estado da Bahia, denominado Programa Bahia Azul (PBA)⁴. Ele se constituiu no programa governamental de saneamento ambiental, coroadando um conjunto de obras e ações na área de saneamento e meio ambiente que o Governo do Estado realizou desde a década de 70. Porém Borja (2004) aponta que, mesmo com a intervenção do Programa em Salvador e nas cidades do seu entorno, ainda havia carência de serviços de saneamento. Apesar de ter aumentado a cobertura da população com serviços de

⁴ O PBA é composto pelo Programa de Saneamento Ambiental de Salvador e Cidades do Entorno da Baía de Todos os Santos (BTS) e pelo Projeto Metropolitano, ambos com financiamento do Banco Mundial (BIRD) (BORJA, 2004).

abastecimento de água, algumas áreas ainda careciam de água em quantidade e qualidade.

Juntamente com a Lei de Saneamento Básico de 2007 nos municípios, foi aprovada a Lei Estadual nº 11.172, que institui princípios e diretrizes da Política Estadual de Saneamento Básico, disciplina o convênio de cooperação entre entes federados, para autorizar a gestão associada de serviços públicos de saneamento básico, e dá outras providências. O processo de formulação da política e diversos artigos da Lei merecem atenção, por suscitarem discussões, mas que não serão tratadas neste trabalho. Em 2009, a Embasa operava em 355 municípios do Estado, sendo uma sociedade de economia mista de capital autorizado, pessoa jurídica de direito privado, e tendo como acionista majoritário o Governo do Estado da Bahia, prestando serviços de fornecimento de água tratada, coleta e tratamento de esgoto sanitário.

Atualmente, a empresa opera o sistema de abastecimento de água, distribuído em 364 dos 417 municípios do Estado (87,29% deles), dos quais 117 são sistemas integrados (atendem diversas localidades pertencentes a um ou mais municípios), e 311 são locais. Em relação ao esgotamento sanitário, são operados 118 sistemas, que atendem a 127 localidades, em 94 municípios da Bahia (EMPRESA BAIANA DE ÁGUAS E SANEAMENTO, 2015). Com a publicação da Lei n.º 11.445/2007, a Lei de Saneamento Básico, todas as prefeituras têm obrigação de elaborar seu Plano Municipal de Saneamento Básico (PMSB). Sem o PMSB, a partir de 2014, a Prefeitura não poderá receber recursos federais para projetos de saneamento básico (COMPANHIA DE SANEAMENTO DO PARANÁ, 2015).

O PMSB passou, então, a ser a referência de desenvolvimento de cada município, estabelecendo diretrizes para o saneamento básico e fixando metas de cobertura e atendimento para os serviços de água, coleta e tratamento do esgoto doméstico, limpeza urbana, coleta e destinação adequada do lixo urbano e drenagem e destino adequado das águas de chuva, possibilitando a assinatura de Contratos de Programa com a Companhia de Saneamento do Paraná (Sanepar), com metas claras para os serviços de água e esgoto (COMPANHIA DE SANEAMENTO DO PARANÁ, 2015). A seguir, apresenta-se a metodologia para a realização da pesquisa.

3 Metodologia

Nesta seção, está detalhada a metodologia empregada na análise da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, do

abastecimento de água e esgoto sanitário nos municípios do Estado da Bahia, nos anos de 2006 e 2012.

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada no presente artigo é proveniente do Sistema de Informação de Atenção Básica (SIAB), disponibilizado pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (SUS) (2015), do Ministério da Saúde, com informações referentes ao acesso aos serviços de: abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo nos municípios do Estado da Bahia, para os anos de 2006 e 2012. Os índices de acesso são definidos como:

- Índice de acesso à rede de água = $\frac{\text{Famílias com acesso à rede de água}}{\text{Total de famílias do município}}$
- Índice de acesso à rede de esgoto = $\frac{\text{Famílias com acesso à rede de esgoto}}{\text{Total de famílias do município}}$
- Índice de acesso à coleta de lixo = $\frac{\text{Famílias com acesso à coleta de lixo}}{\text{Total de famílias do município}}$

3.2 Análise exploratória de dados espaciais

A análise exploratória de dados espaciais é a técnica para descrever e visualizar, em relação ao espaço, distribuições, identificar localidades atípicas, descobrir padrões de associação e sugerir diferentes regimes. O primeiro passo na Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é testar a hipótese de que esses dados sejam distribuídos aleatoriamente. Intuitivamente, aleatoriedade espacial significa que os valores de um atributo numa região não dependem dos valores desse atributo nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012).

No entanto, essa análise é mais apropriada na investigação de variáveis espacialmente densas ou intensivas, ou seja, variáveis que são divididas por algum indicador de intensidade (variáveis *per capita*, por área, etc.). Segundo Perobelli *et al.* (2007), a AEDE permite extrair medidas de autocorrelação espacial global e local, investigando a influência dos efeitos espaciais por intermédio de métodos quantitativos.

Segundo Almeida (2012), a estatística *I* de Moran é um coeficiente de autocorrelação espacial, utilizando a medida de autocovariância na forma de produto cruzado. Foi proposta por Patrick A. P. Moran no ano de 1948, sendo considerado o primeiro coeficiente de autocorrelação espacial. Algebricamente, a estatística *I* de Moran é representada pela equação:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{S_0 \sum_{i=1}^n z^2} \quad (1)$$

Ou, matricialmente, a equação (1) é representada pela equação:

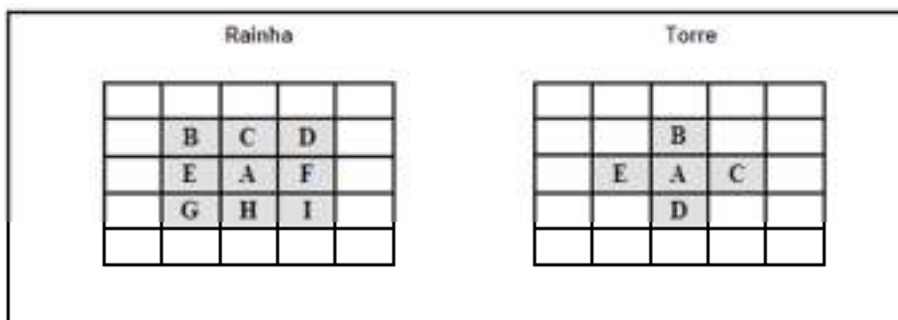
$$\bar{I} = \frac{n \mathbf{z}' \mathbf{W} \mathbf{z}}{S_0 \mathbf{z}' \mathbf{z}} \quad (2)$$

Na equação, n é o número de regiões, z denota os valores da variável de interesse padronizada, Wz representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial W . Um elemento dessa matriz, referente à região i e à região j , é registrado como w_{ij} , significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais W devem ser somados.

A matriz de pesos espaciais é baseada na contiguidade, que, por sua vez, pode ser definida de acordo com a vizinhança. Das formas de matrizes de pesos espaciais utilizadas, as mais comuns são as convenções rainha e torre, apresentadas na Figura 1:

Figura 1

Matrizes de contiguidade



FONTE: Almeida (2012).

Foi adotada a convenção de contiguidade rainha, para que, além das fronteiras com extensão diferente de zero, possam ser considerados os vértices, na visualização de um mapa, como contíguos. Essa matriz de contiguidade foi escolhida em função da característica dos serviços de saneamento, em especial do abastecimento de água e da rede de esgoto, cujas ligações podem atingir todo o entorno dos municípios.

Os valores de I maiores (ou menores) que o valor esperado de $(I) = -1/(n - 1)$ significa que há autocorrelação positiva (ou negativa). De acordo com Almeida (2004), a autocorrelação espacial positiva revela que existe uma similaridade entre os valores do atributo estudado e a localização espacial do atributo. A negativa revela, por sua vez, que existe uma

dissimilaridade entre os valores do atributo considerado e a localização espacial.

Segundo Almeida (2012), o I de Moran fornece três tipos de informações: a) o nível de significância informa sobre a distribuição aleatória, ou não, dos dados; b) o sinal positivo da estatística, desde que significativo, indica que os dados estão concentrados em regiões. O negativo, por sua vez, indica a dispersão dos dados; e c) a magnitude da estatística fornece a força da autocorrelação espacial — quanto mais próximo de um, mais forte é autocorrelação; quanto mais próximo de -1, mais dispersos estão os dados.

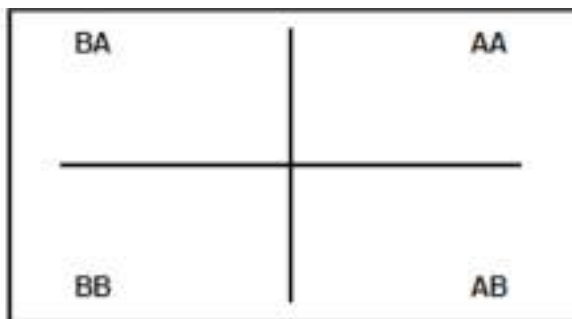
Haddad e Pimentel (2004) expõem que o valor do I de Moran calculado maior que o I esperado indica a presença de uma autocorrelação espacial positiva; no caso de o I de Moran calculado ser menor que o I esperado, haverá uma autocorrelação negativa. A autocorrelação espacial global univariada é verificar se uma variável observada em determinada região está associada a valores da mesma variável em regiões vizinhas. Então se pode dizer que a presença de autocorrelação espacial positiva indica uma associação do valor da variável (nesse caso, serão utilizados três índices) entre as localidades. A autocorrelação positiva mostra que municípios com uma alta (ou baixa) atenção básica em saúde são rodeados por pares que possuem as mesmas características.

O I de Moran esperado, dado por $E(I) = -1/(n - 1)$, fornece o valor que seria obtido, se não houvesse padrão espacial nos dados, no caso estudado $E(I) = -0,0025$, sendo que os valores de I acima desse valor indicam autocorrelação espacial positiva, e os valores abaixo, autocorrelação negativa.

Segundo Almeida (2012), o diagrama de dispersão de Moran é uma alternativa para visualizar a autocorrelação espacial, o qual mostra a defasagem espacial da variável de interesse no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal. De acordo com Diniz (2012), além da medida global de associação linear espacial, o diagrama de dispersão mostra a associação espacial entre as regiões e seus vizinhos, dividido em quatro quadrantes: AA, BB, AB e BA, como mostra a Figura 2.

Figura 2

Diagrama de dispersão de Moran



FONTE: Almeida (2012).

Um agrupamento alto-alto (AA) significa que as unidades espaciais pertencentes a esse agrupamento exibem valores altos da variável de interesse rodeados por unidades espaciais que apresentam valores também altos, representado pelo primeiro quadrante do diagrama. Um agrupamento baixo-baixo (BB) refere-se a um agrupamento cujas unidades espaciais mostram valores baixos circundados por unidades espaciais que ostentam valores também baixos, representado pelo terceiro quadrante.

Um agrupamento alto-baixo (AB) diz respeito a um *cluster* no qual uma unidade espacial qualquer com um alto valor da variável de interesse é circunvizinha de unidades espaciais com um baixo valor. Isso é representado pelo quarto quadrante. Um agrupamento baixo-alto (BA) concerne a um *cluster* no qual uma unidade espacial qualquer com um baixo valor da variável de interesse é circundada por unidades espaciais com alto valor. Isso é representado no segundo quadrante. Ainda segundo Almeida (2012), é interessante mapear os resultados apresentados no diagrama de dispersão de Moran. A isso, dá-se o nome de mapa de dispersão de Moran.

O indicador LISA⁵ demonstra o grau de autocorrelação espacial local. Conforme enfatiza Anselin (1995), para que isso ocorra, é necessário que essa estatística satisfaça dois critérios: a) O indicador LISA de cada observação deve fornecer uma indicação da dimensão de *clusters* espaciais, de valores similares ao redor de cada observação, significantes; b) o somatório dos indicadores LISA de todas as observações deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. Dessa maneira, os indicadores LISA podem ser representados por intermédio da equação:

⁵ Local Indicators of Spatial Association (LISA) é uma estatística utilizada para testar a existência de autocorrelação espacial local.

$$I_{i,t} = \frac{(X_{i,t} - \mu)}{M_0} \sum_j M_0 W_{i,j} (X_{i,j} - \mu_t) \quad (3)$$

$$\text{Em que: } M_0 = \frac{(X_{i,t} - \mu_t)^2}{n}$$

Nesse caso, $X_{i,j}$ é a observação de uma variável de interesse na região i para o ano t ; μ_t é a média das observações entre as regiões para o ano t , no qual o somatório em relação a j é tal que somente os valores vizinhos de j são incluídos. De acordo com Anselin (1995), a estatística LISA é usada para testar a hipótese nula, ou seja, a ausência de associação espacial local. Assim, deve-se fazer uso de uma aleatorização condicional, que permita determinar pseudoníveis de significância.

Para a obtenção de uma distribuição empírica das estatísticas de teste, deve-se observar se o valor da variável de interesse está dentro, ou fora, da região crítica definida. Dessa maneira, se o valor calculado for superior em magnitude à esperança matemática do I de Moran, seus resultados serão estatisticamente significativos. O próximo item apresenta a análise dos resultados.

4 Resultados e discussão

Nesta sessão, são apresentados os resultados da análise da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, abastecimento de água e esgotamento sanitário e coleta de lixo, nos municípios do Estado da Bahia, nos anos de 2006 e 2012. Antes de analisar a distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico nesses municípios, é importante avaliar a evolução dos indicadores de acesso a abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo no Estado, ao longo do período analisado. Na Tabela 1, são apresentadas a média e o desvio-padrão do acesso aos serviços de água e esgoto no período.

A média do acesso aos serviços de saneamento básico dos municípios da Bahia nos períodos analisados corrobora a tendência brasileira crescente apresentada por Saiani e Toneto Júnior (2010). No que se refere ao abastecimento de água, além do aumento na média de acesso ao serviço, houve também uma redução no desvio-padrão, ao longo do período observado, o que pode indicar uma possível convergência entre os municípios para o abastecimento de água.

Tabela 1

Média e desvio-padrão de acesso aos serviços de saneamento básico
na Bahia — 2006 e 2012

VARIÁVEIS	MÉDIA	DESVIO-PADRÃO
AGUA_06	61.03	19.16
AGUA_12	67.27	18.75
ESGOTO_06	20.13	24.34
ESGOTO_12	23.26	26.33
LIXO_06	49.44	21.23
LIXO_12	57.92	20.56

Em relação ao acesso ao esgotamento sanitário, houve um aumento no desvio-padrão durante o período, indicando a possível ocorrência de um crescimento desigual no acesso ao esgotamento sanitário, entre os municípios. No serviço de coleta de lixo, ocorreu o aumento mais expressivo no acesso médio dos municípios e houve também redução no desvio-padrão, mostrando que, junto com esse aumento, também pode estar havendo uma convergência ao acesso à coleta de lixo entre os municípios baianos.

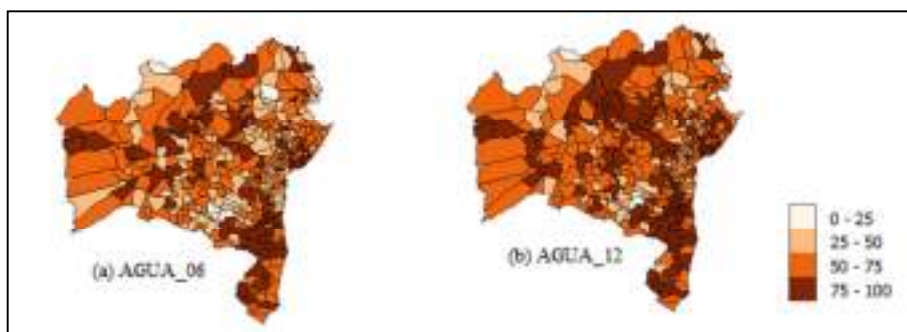
A distribuição espacial do acesso aos serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo nos municípios baianos pode ser observada nas Figuras 3, 4 e 5 respectivamente. Os municípios foram categorizados de acordo com a parcela da população coberta pelos serviços de saneamento: até 25%; de 25% a 50%; de 50% a 75%; e de 75% até 100%.

A Figura 3 apresenta a distribuição espacial do acesso ao serviço de abastecimento de água nos anos de 2006 e 2012; é possível notar uma grande evolução no acesso ao abastecimento água ao longo do período: em 2006, apenas 26,14% dos municípios possuía mais de 75% da população atendida com abastecimento de água, passando para 38,37% em 2012.

É possível observar o crescimento do número de municípios com mais acesso na região do semiárido, indicando um avanço no sentido da universalização do acesso ao abastecimento de água, conforme apontado por Saiani e Galvão (2011), que constataram que a Bahia foi o quinto estado que mais reduziu o déficit de acesso ao serviço de abastecimento de água entre 1991 e 2010, ficando em segundo lugar no *ranking*, na Região Nordeste, perdendo apenas para o Ceará.

Figura 3

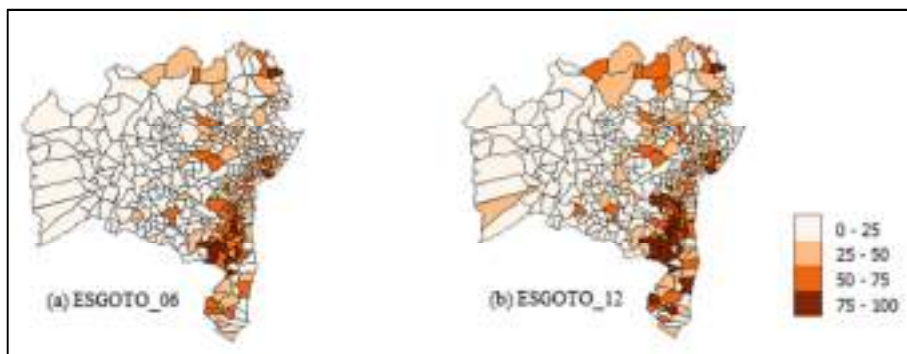
Distribuição espacial do acesso ao serviço de abastecimento de água na Bahia — 2006 e 2012



Em relação à distribuição espacial do acesso ao esgotamento sanitário, apresentada na Figura 4, foi possível observar a persistência de um déficit de acesso bem maior do que o observado em relação ao abastecimento de água. Foi identificado um predomínio de municípios com cobertura inferior a 25% da população em ambos os períodos. No entanto, houve uma elevação significativa no acesso à rede de esgoto concentrada nos grandes centros urbanos, principalmente no sul do Estado, mostrando um efeito positivo da Lei n.º 11.445/2007 em relação ao acesso à rede de esgoto.

Figura 4

Distribuição espacial do acesso ao serviço de esgotamento sanitário na Bahia — 2006 e 2012

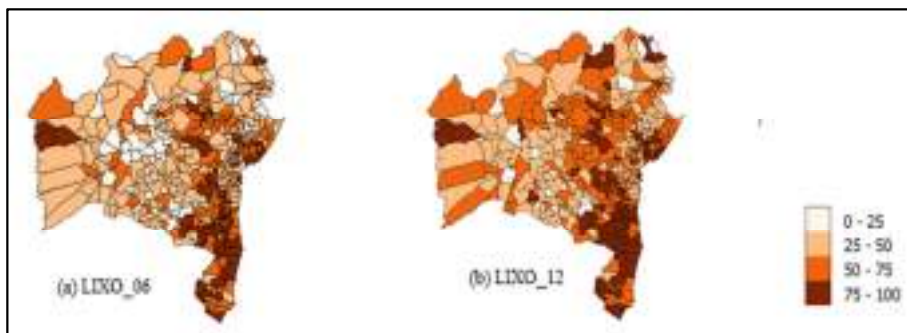


Para o serviço de coleta de lixo, ao observar a Figura 5, nota-se um aumento substancial no acesso e um avanço também nas áreas mais carentes desse serviço. Houve tanto um aumento na quantidade de municípios com mais de 75% das famílias com acesso à coleta lixo como uma redução nos municípios com índice de acesso inferior a 25%, evidenciando

uma contribuição da Lei n.º 11.445/2007 para o crescimento do acesso à coleta de lixo nos municípios da Bahia.

Figura 5

Distribuição espacial do acesso ao serviço de coleta de lixo na Bahia — 2006 e 2012



Para verificar a existência de padrões relevantes de distribuição espacial, é necessário observar o coeficiente de autocorrelação espacial, I de Moran. A Tabela 2 mostra os resultados do coeficiente I de Moran, e as Figuras 6, 7 e 8 apresentam os diagramas de dispersão de Moran para os serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo nos municípios da Bahia, em 2006 e 2012.

Os resultados da Tabela 2 e das Figuras 6, 7 e 8 evidenciam a presença de autocorrelação espacial positiva nos serviços de saneamento básico, o que significa que municípios com alto índice de acesso aos serviços de saneamento estão localizados próximos a outros municípios com alto índice de acesso. Os resultados evidenciam a presença de forte concentração espacial no acesso aos serviços de saneamento básico, nos municípios baianos, sendo a dependência espacial mais expressiva no serviço de esgotamento sanitário, que apresenta valores maiores da estatística I de Moran em todo o período.

Entre 2006 e 2012, houve um leve decréscimo no coeficiente I de Moran de autocorrelação espacial nos serviços de saneamento básico, água e esgoto e coleta de lixo. Esse decréscimo, que representa uma redução na concentração espacial, pode ser uma decorrência da Lei de Saneamento Básico, que incentivou os planos municipais de saneamento, que, por sua vez, levou a uma expansão no acesso em todas as regiões do Estado.

No entanto, a concentração espacial permanece elevada, a despeito do leve decréscimo no valor dos coeficientes. Embora o número de municípios com acesso aos serviços tenha sido ampliado, a queda nos índices de Moran revela uma maior variância entre os valores desses municípios.

Tabela 2
Estatística I de Moran para o acesso a serviços de saneamento básico na Bahia — 2006 e 2012

VARIÁVEIS	I DE MORAN	SIGNIFICÂNCIA
AGUA_06	0.3578	0.001
AGUA_12	0.3448	0.001
ESGOTO_06	0.5273	0.001
ESGOTO_12	0.5109	0.001
LIXO_06	0.4600	0.001
LIXO_12	0.4593	0.001

Figura 6
Diagramas de dispersão de Moran para o acesso ao abastecimento de água na Bahia — 2006 e 2012

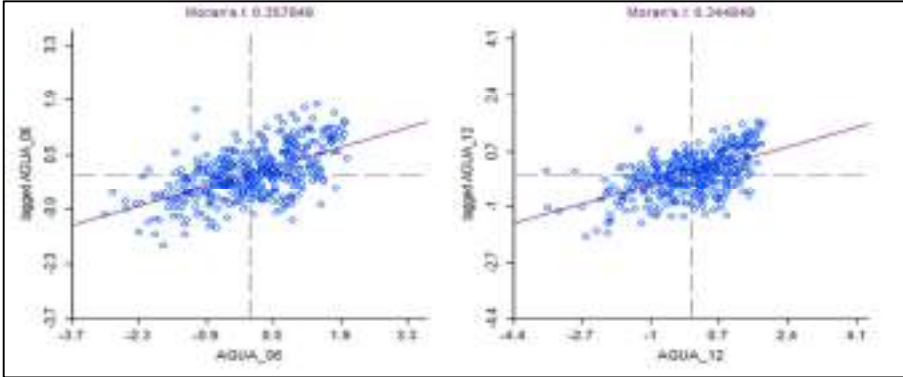


Figura 7
Diagramas de dispersão de Moran para o acesso ao esgotamento sanitário na Bahia — 2006 e 2012

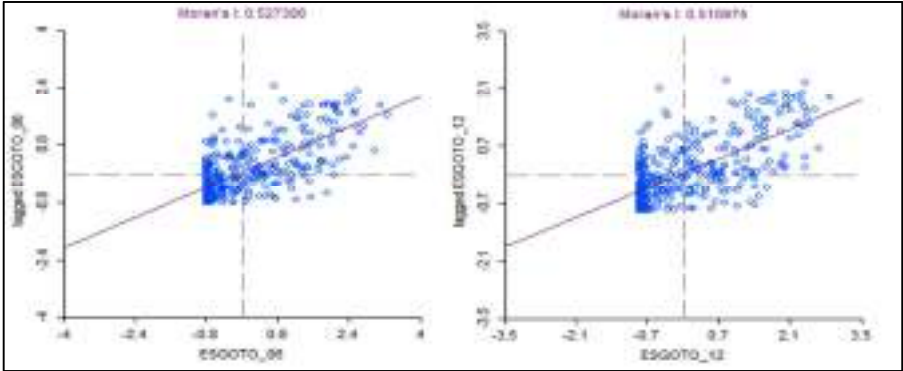
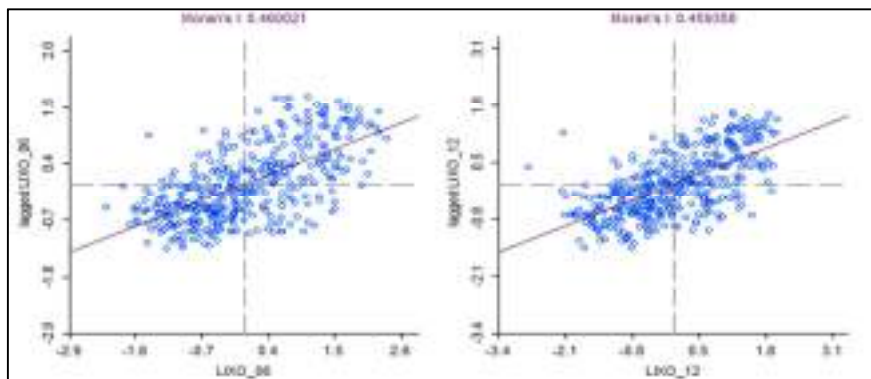


Figura 8

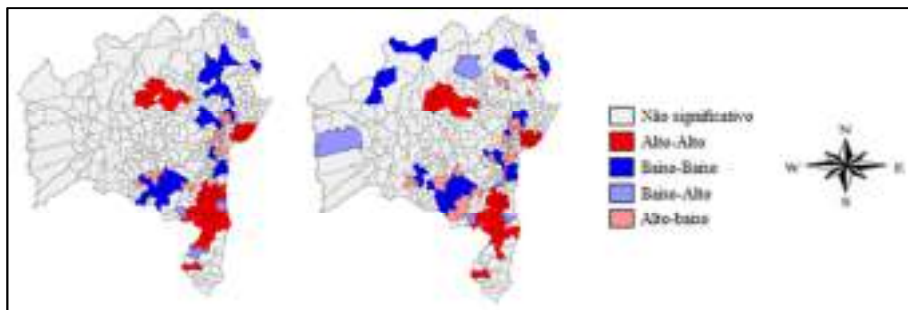
Diagramas de dispersão de Moran para o acesso à coleta de lixo na Bahia — 2006 e 2012



Para analisar de que forma o padrão de concentração espacial se apresenta ao longo dos municípios da Bahia, é preciso verificar os resultados dos indicadores LISA, que indicam a formação de *clusters* espaciais. As Figuras 9, 10 e 11 apresentam os mapas de *clusters* LISA para os serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário, respectivamente, nos anos de 2006 e 2012, para os municípios do Estado da Bahia.

Ao observar a Figura 9, é possível identificar a evolução dos padrões de distribuição espacial no acesso ao serviço de abastecimento de água, nos municípios baianos, por meio da formação de *clusters* espaciais. Nota-se a presença uma forte concentração espacial no acesso ao abastecimento de água, com formação de *clusters* do tipo Alto-Alto em regiões de maiores renda *per capita* e densidade populacional, principalmente na Região Metropolitana de Salvador e na Mesorregião do Sul Baiano.

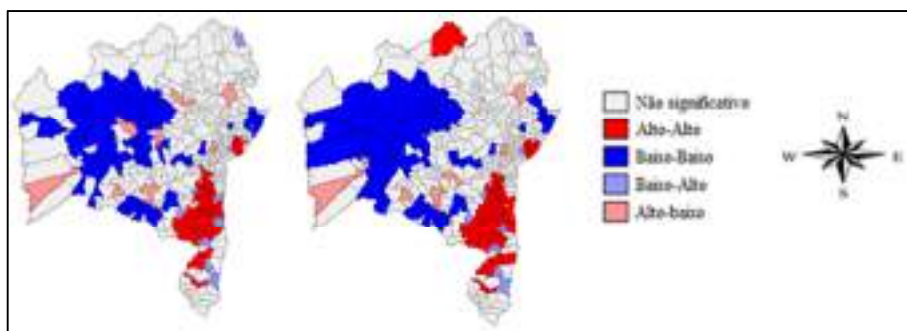
Figura 9

Mapas de *clusters* LISA de acesso ao serviço de abastecimento de água na Bahia — 2006 e 2012

A Figura 10 apresenta a evolução dos padrões de distribuição espacial no acesso ao serviço de esgotamento sanitário. Foi possível perceber que, da mesma forma que em relação ao abastecimento de água, há uma forte concentração espacial no acesso ao esgotamento sanitário, principalmente na Região Metropolitana de Salvador e na Mesorregião do Sul Baiano. Foi identificada também uma grande de carência no acesso ao serviço pela formação de um grande *cluster* do tipo Baixo-Baixo nas regiões menos povoadas e de menor renda. Comparando o ano de 2012 com 2006, houve uma intensificação dos *clusters* baixo-baixo, mesmo com a elevação no acesso durante o período, o que evidencia um crescimento desigual no acesso à rede de esgoto, nos municípios baianos.

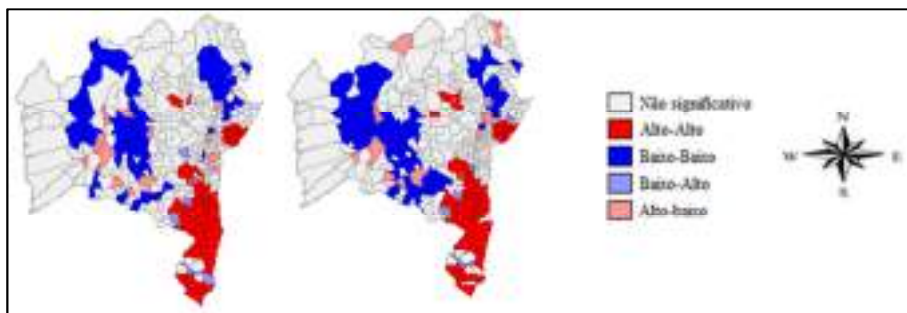
Figura 10

Mapas de *clusters* LISA de acesso ao serviço de esgotamento sanitário na Bahia — 2006 e 2012



Da mesma forma que para os serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário, conforme a Figura 11, foi identificada concentração espacial no serviço de coleta de lixo, com formação de *clusters* Alto-Alto nas regiões de maiores renda e densidade populacional e de *clusters* Baixo-Baixo nas regiões de menor renda e menos povoadas. Houve um leve aumento nos *clusters* alto-alto e diminuição nos *clusters* baixo-baixo, mesmo que ainda tenham permanecido regiões de carência; assim, há um indício de melhoria com a implementação da política para a coleta de lixo.

Figura 11

Mapas de *clusters* LISA de acesso ao serviço de coleta de lixo na Bahia — 2006 e 2012

Esses padrões de forte concentração espacial encontrados ocorrem devido à existência de economias de escala e densidade nos serviços de saneamento básico no Brasil, conforme apontado por Campos (2010). Estudos como os de Saiani (2006) e Scriptore e Toneto Júnior (2012) indicam a taxa de urbanização e porte do município e renda *per capita* como fatores relevantes para explicar o acesso aos serviços de saneamento básico nos municípios. Assim, a formação dos *cluster* espaciais, tanto os do tipo alto-alto como os do tipo baixo-baixo, podem estar relacionados com esses fatores listados pelos autores.

5 Considerações finais

A universalização do acesso aos serviços de saneamento básico é de grande importância para o bem-estar da população, principalmente pelas externalidades positivas geradas por esses serviços com relação à saúde pública. O presente artigo teve por objetivo avaliar a evolução da distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico, abastecimento de água e esgotamento sanitário, nos municípios do Estado da Bahia, nos anos de 2006 e 2012, através da aplicação de uma análise exploratória de dados espaciais. Também procurou verificar se a Lei de Saneamento Básico alterou as condições vigentes dos municípios baianos.

Com relação ao serviço de abastecimento de água, foi observado um aumento na média de acesso entre os municípios, bem como uma redução de dispersão no período analisado. Os resultados da AEDE revelaram uma forte correlação espacial e a existência de uma estrutura espacialmente concentrada no acesso ao serviço de abastecimento de água, com formações de *clusters* do tipo alto-alto em torno das regiões com maiores aglomerações.

rações urbanas, contudo, entre os períodos, houve uma redução na concentração espacial.

Em relação ao serviço de esgotamento sanitário, junto com a elevação no acesso ocorreu um aumento na dispersão ao longo do período, o que pode indicar que houve um crescimento desigual entre os municípios, no acesso à rede de esgoto. Na análise de autocorrelação espacial, o acesso ao serviço de esgotamento sanitário apresentou uma forte concentração espacial, com formação de *clusters* alto-alto nas regiões mais urbanizadas, tal como no caso do abastecimento de água. Foram identificadas também áreas de carência no acesso à rede de esgoto, caracterizadas pelas formações de *clusters* do tipo Baixo-Baixo, nas regiões de menor renda do Estado.

O serviço de coleta de lixo foi aquele que obteve maior crescimento na média de acesso dos municípios, entre os períodos. Em relação à concentração espacial, esse serviço apresentou um padrão semelhante ao do serviço de esgotamento sanitário, com formação de *clusters* do tipo alto-alto em torno regiões que apresentam grande aglomeração urbana e populacional e maior renda *per capita* e com formação de *clusters* baixo-baixo nas menos povoadas e de menor renda. Tais regiões podem ser foco de melhoria nas políticas para o setor de saneamento, porém as áreas de carência no acesso à coleta de lixo são de menor dimensão que de carência no acesso à rede de esgoto.

De forma geral, foi encontrada uma forte correlação espacial no acesso aos serviços de abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta lixo, com uma estrutura espacialmente concentrada. Essa forte concentração espacial ocorre devido à presença de economias de escala e de densidade no setor de saneamento básico, no Brasil, conforme apontado por Campos (2010). Também foram identificados municípios com carência no acesso aos serviços de saneamento, localizados em regiões menos povoadas e de menor renda, que podem ser foco de melhoria nas políticas públicas para o setor.

No sentido de atingir a universalização no acesso aos serviços de saneamento básico, a Lei de Saneamento Básico teve um papel importante na evolução do acesso ao abastecimento de água, esgotamento sanitário e coleta de lixo, que apresentou crescimento na média de acesso nos municípios baianos, após a instituição da Lei. O papel desempenhado pela Lei de Saneamento Básica nessa evolução deve estar relacionado ao requerimento dos planos municipais de saneamento.

Contudo ainda há desafios, como a persistência de uma forte concentração espacial no acesso aos serviços de saneamento básico, pois o período de vigência de Lei ainda é muito curto para gerar alterações de maior

dimensão no padrão de distribuição espacial dos serviços de saneamento. Além disso, há regiões com carência no acesso à coleta de lixo e rede de esgoto, cuja concentração de municípios com baixo acesso se intensificou durante o período analisado, necessitando de maior investimento.

Como sugestão para estudos futuros, fica o aprofundamento na questão da convergência e nos determinantes da desigualdade entre os municípios no acesso aos serviços de saneamento básico, pois apenas com a análise exploratória de dados espaciais não é possível verificar o fenômeno em sua totalidade.

Referências

AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS (Brasil) (ANA). [Site institucional]. 2015. Disponível em: <<http://www2.ana.gov.br/Paginas/default.aspx>>. Acesso em: 14 mar. 2015.

ALMEIDA, E. **Curso de econometria espacial aplicada**. Piracicaba: ESALQ, 2004. Material Didático.

ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association — LISA. **Geographical analysis**, Columbus, Ohio, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

BORJA, P. C. **Política de Saneamento, Instituições Financeiras Internacionais e Mega Programas**: um olhar através do Programa Bahia Azul. 2004. Tese (Doutorado em Arquitetura e Urbanismo) – Faculdade de Arquitetura, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2004.

BRASIL. **Lei nº 11.107, de 6 de abril de 2005**. Brasília, DF, 6 abr. 2005. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2005/lei/l11107.htm>. Acesso em: 2 maio 2015.

CAIRNCROSS, S. Water supply and sanitation: an agenda for research. **Journal of Tropical Medicine and Hygiene**, Oxford, v. 92, n. 5, p. 301-314, 1989.

CAMPOS, F. M. Economias de escala e ineficiência técnica: a importância da dimensão de operação das concessionárias estaduais de água e esgoto brasileiras (1998-2008). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2010. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/341-5386173f3db01567d2703d5df5ec7940.pdf>>. Acesso em: 2 maio 2015.

CANDIDO, J. L. Falhas de mercado e regulamentação no saneamento básico. **Revista eletrônica informe econômico**, Teresina, v. 1, n. 1, p. 85-89, 2013.

COMPANHIA DE SANEAMENTO BÁSICO DO ESTADO DE SÃO PAULO (Sabesp). **O histórico do saneamento**. 2010. Disponível em: <www.sabesp.com.br>. Acesso em: 24 mar. 2015.

COMPANHIA DE SANEAMENTO DO PARANÁ (Sanepar). **Plano municipal de saneamento básico**. 2015. Disponível em: <<http://site.sanepar.com.br/prefeituras/plano-municipal-de-saneamento-basico>>. Acesso em: 14 mar. 2015.

DAL MASO, R. A. **Saneamento básico no Brasil**: a política nacional entre 1995 e 2007. Porto Alegre: FEE, 2012. (Textos para Discussão FEE, n. 105).

DINIZ, S. S. **Análise espacial da produtividade da Laranja dos municípios do estado de São Paulo**: 2002 a 2010. 2012. 118 f. Dissertação (Mestrado) — Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2012.

EMPRESA BAIANA DE ÁGUAS E SANEAMENTO (Embasa). **Relatório da administração e demonstrações financeiras 2015**. [S.l.]: KPMG Auditores Independentes, 2015. Disponível em: <http://www.embasa.ba.gov.br/sites/default/files/demonstracoes_financeiras/arquivos/2015/04/08/alanco%20EMBASA%202014%20versao%20FINAL%20PUBLICADO.pdf>. Acesso em: 14 abr. 2015.

GALVÃO JÚNIOR, A. C. *et al.* Marcos regulatórios estaduais em saneamento básico no Brasil. **Revista de Administração Pública (RAP)**, Rio de Janeiro, v. 43, n.1, p. 207-227, jan./fev. 2009.

GRIPPI, S. **Quem polui mais água no Brasil**. 2010. Disponível em: <www.ufpa.br/numa/polui%C3%A7%C3%A3o_das_aguas.htm>. Acesso em: 24 mar. 2015.

HADDAD, E. A.; PIMENTEL, E. A. **Análise da distribuição espacial da renda no estado de Minas Gerais**: uma abordagem setorial. São Paulo: Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo, 2004. Disponível em: <<http://www.usp.br/nereus/?txtdiscussao=analise-da-distribuicao-espacial-da-renda-no-estado-de-minas-gerais-uma-abordagem-setorial>>. Acesso em: 6 jun. 2017.

INSTITUTO DE PESQUISA E ECONOMIA APLICADA (IPEA). [Site institucional]. 2010. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: 24 mar. 2015.

INSTITUTO DO PATRIMÔNIO HISTÓRICO E ARTÍSTICO NACIONAL (Brasil) (Iphan). **Parque e Fonte do Queimado (Salvador, BA)**. 1997. Disponível em:

<http://www.iphan.gov.br/ans.net/tema_consulta.asp?Linha=tc_hist.gif&cod=1148>. Acesso em: 19 mar. 2015.

LEONETI, A. B.; PRADO, E. L.; OLIVEIRA, S. V. W. B. Saneamento básico no Brasil: considerações sobre investimentos e sustentabilidade para o século XXI. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 2, p. 231-348, mar./abr. 2011.

LOUREIRO, A. L. **Gestão dos serviços de abastecimento de água e esgoto sanitário no estado da Bahia**: análise de diferentes modelos. 2009. 188 f. Dissertação (Mestrado) — Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2009.

MENDONÇA, M. J. C. *et al.* Demanda por saneamento no Brasil: uma aplicação do modelo logit multinomial. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2003. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2003>>. Acesso em: 5 maio 2015.

MONTGOMERY, M. A.; ELIMELECH, M. Water and sanitation in developing countries: including health in the equation. **Environmental Science & Technology**, Easton, v. 41, n. 1, p. 17-24, 2007.

NASCIMENTO, N. O.; HELLER, L. Ciência, tecnologia e inovação na interface entre as áreas de recursos hídricos e saneamento. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 36-48, jan./mar. 2005.

OGERA, R. C.; PHILIPPI JR., A. Gestão dos serviços de água e esgoto nos municípios de Campinas, Santo André, São José dos Campos e Santos, no período de 1996 a 2000. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 72-81, jan./mar. 2005.

OLIVEIRA, C. T.; SANCHEZ, O. A. Descentralização e saneamento básico no estado de São Paulo. **Debates Socioambientais**, [S.l.], ano 1, n. 3, 1996. Disponível em:

<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_nlinks&ref=000163&pid=S0034-7612200900010001000021&lng=en>. Acesso em: 5 maio 2017.

OLIVEIRA, R. C. C.; FONSECA, C. A. de O. Estudo da evolução da infraestrutura sanitária na cidade do Salvador - Bahia: prospecções de futuro para uma efetiva gestão da cidade. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA SANITÁRIA E AMBIENTAL, 22., 2003, Joinville. **Anais...** Rio de Janeiro: ABES, 2003. Disponível em: <<http://www.bvsde.paho.org/bvsacd/abes22/dciiii.pdf>>. Acesso em: 5 jun. 2017.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE (OMS). **Relatório Mundial de Saúde 2008**: Agora Mais Que Nunca. Lisboa, 2008. Disponível em: <http://www.who.int/whr/2008/whr08_pr.pdf>. Acesso em: 2 maio 2015.

PEREIRA JUNIOR, J. S. **Aplicabilidade da Lei nº 11.445/2007** — Diretrizes Nacionais para o Saneamento Básico. Brasília, DF: Câmara dos Deputados, 2008. Disponível em: <<http://www.daaeriolclaro.sp.gov.br/arquivos/regulacao/04-A-aplicacao-da-Lei-de-Saneamento-2.pdf>>. Acesso em: 5 abr. 2015.

PEROBELLI, F. S. *et al.* Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 17, n. 1, p. 65-91, 2007.

SAIANI, C. C. S. **Competição política faz bem a saúde?** Evidências dos determinantes dos efeitos da privatização dos serviços de saneamento básico no Brasil. 2012. 239 f. Tese (Doutorado em Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2012.

SAIANI, C. C. S. **Déficit de acesso aos serviços de saneamento básico no Brasil**. Brasília, DF: Prêmio IPEA-CAIXA, 2006.

SAIANI, C. C. S.; GALVÃO, G. C. Evolução das desigualdades regionais do déficit de acesso a serviços de saneamento básico no Brasil: evidências de um incentivo adverso dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio? In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39., 2011, Foz do Iguaçu. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2011.

SAIANI, C. C. S.; TONETO JÚNIOR, R. Evolução do acesso a serviços de saneamento básico no Brasil (1970 a 2004). **Economia e Sociedade**, Campinas, v.19, n. 1, p. 79-106, 2010.

SCRIPTORE, J. S.; TONETO JÚNIOR, R. A estrutura de provisão dos serviços de saneamento básico no Brasil: uma análise comparativa do desempenho dos provedores públicos e privados. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 6, p. 1479-1504, 2012.

SISTEMA NACIONAL DE INFORMAÇÕES EM SANEAMENTO (Brasil) (SNIS). [Site institucional]. 2017. Disponível em: <www.snis.gov.br/>. Acesso em: 13 mar. 2017.

SISTEMA ÚNICO DE SAÚDE (Brasil) (SUS). **DATASUS**: SIAB — Sistema de Informação de Atenção Básica. 2015. Disponível em: <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0202&id=11639>>. Acesso em: 12 mar. 2015.

SOARES, S. R. A.; BERNARDES, R. S.; CORDEIRO NETTO, O. M. Relações entre saneamento, saúde pública e meio ambiente: elementos para formulação de um modelo de planejamento em saneamento. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 6, p. 1713-1724, 2002.

SUPERINTENDÊNCIA DE ESTUDOS ECONÔMICOS E SOCIAIS DA BAHIA (SEI). **Informações Geoambientais**. Salvador, 2015. Disponível em: <www.sei.ba.gov.br>. Acesso em: 20 mar. 2015.

TUROLLA, F. A. **Política de saneamento básico**: avanços recentes e opções futuras de políticas públicas. Brasília, DF: IPEA, 2002.

TUROLLA, F. A. **Provisão e operação de infraestrutura no Brasil**: o setor de saneamento. 1999. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 1999.

VANDERSLICE, J.; BRISCOE, J. Environmental interventions in developing countries: interactions and their implications. **American Journal of Epidemiology**, Baltimore, Md, v. 141, n. 2, p.135-144, 1995.

WHITTINGTON, D.; HANEMANN, W. M. **The economic costs and benefits of investments in municipal water and sanitation infrastructure**: a global perspective. Berkeley: University of California at Berkeley, Department of Agricultural and Resource Economics and Policy, (Working paper, n. 1027), 2006.

Competitividade das exportações brasileiras de castanha de caju e o efeito da crise de 2008*

Jessica Janaina Santos Marques**

Jevuks Matheus Araujo***

Sergiany da Silva Lima****

Felipe Alves Reis*****

Graduada pela Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE)

Mestre pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), Doutor pela Universidade Federal do Pernambuco (UFPE), Professor da UFPB

Mestre pela Universidade Federal do Ceará (UFC), Doutor pela Universidade Federal Fluminense (UFF), Professor da UFRPE

Mestre pela UFC, Professor da UFRPE

Resumo

Este estudo analisa o grau de competitividade das exportações de castanha de caju brasileira em relação aos principais produtores desse produto e o efeito da crise internacional de 2008 sobre a variação das exportações brasileiras da *commodity*. Para tanto, foram utilizados indicadores de vantagem comparativa revelada (VCR), de posição relativa (POS) e de desempenho (DES) para o período 2000-11. O modelo *constant market share* (CMS) foi utilizado para o período 2003-11, com a avaliação de quatro subperíodos: 2003-05, 2005-07, 2007-09 e 2009-11. A análise dos resultados mostrou que o Brasil vem perdendo espaço no mercado de castanha de caju, e esse mau desempenho pode ser explicado pela perda de mercado, especialmente para a castanha vietnamita, e pela diminuição da competitividade do pro-

* Artigo recebido em fev. 2015 e aceito para publicação em mar. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann

** E-mail: jessicajsmarques@hotmail.com

*** E-mail: jevuks@gmail.com

**** E-mail: segiany@yahoo.com.br

***** E-mail: felipe.alves.reis@hotmail.com

duto no mercado internacional. Além disso, a crise de 2008 teve efeitos negativos sobre as exportações brasileiras, forçando a reestruturação do mercado de produção de *commodities*. Esses indícios levam a crer que o setor de castanha de caju brasileiro necessita de uma reorganização em seus mercados de destino das exportações e de investimento em pesquisa e desenvolvimento (P&D) para conseguir, assim, melhorar a sua competitividade no mercado internacional.

Palavras-chave

Competitividade; commodity; castanha de caju

Abstract

This study examined the level of competitiveness in the export of Brazilian cashew nuts, with respect to the main producers of this product and the effect of the international crisis of 2008 on the variation of their export in Brazil. To reach this goal, the authors used indicators of revealed comparative advantage (RCA), relative position (POS) and performance (DES) for the period 2000-11 as well as the constant market share (CMS) analysis for the period 2003-11, with the evaluation of four sub-periods: 2003-05, 2005-07, 2007-09 and 2009-11. The results showed that Brazil has been losing ground in the cashew nut market, and this poor performance can be explained by both the loss of market, in particular to the Vietnamese chestnut, and the loss of competitiveness in the international market. In addition, the 2008 crisis had a negative impact on Brazilian exports, forcing the commodity production market to be restructured. This suggests that the sector of cashew nuts in Brazil needs to reorganize its exports target markets and invest in research and development (R&D) to improve its competitiveness in the international market.

Keywords

Competitiveness; commodity; cashew nuts

Classificação JEL: F1, F11, F14

1 Introdução

A castanha de caju, objeto de estudo desta pesquisa, não está entre os principais produtos exportados pelo País, mesmo assim, o Brasil, de acordo com dados disponibilizados pela Food and Agriculture Organization (FAO) (2013), até o ano de 2011, ainda era considerado um dos cinco maiores produtores e um dos quatro maiores exportadores da fruta. No ano de 2011, o valor exportado foi de US\$ 226.658.000,00. Sua produção é inferior apenas às produções do Vietnã, da Nigéria, da Índia e da Costa do Marfim.

Além disso, é apropriado enfatizar a importância econômica e social do caju para o Nordeste do País, especialmente para os Estados do Ceará, Piauí e do Rio Grande do Norte quanto à geração de emprego e renda. Esses estados respondem por quase a totalidade da produção e do comércio da castanha de caju no Brasil.

O Estado do Ceará, no ano de 2011, respondeu por 73,1% das exportações totais brasileiras de castanha de caju. No mesmo ano, as exportações desse setor representaram 13,6% das exportações totais do referido estado (FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO CEARÁ, 2012). Segundo dados do Sindicato das Indústrias de Beneficiamento de Castanha de Caju e Amêndoas Vegetais do Estado do Ceará (Sindicaju) (2014), esse segmento é responsável por mais de 300 mil empregos diretos e indiretos na indústria e no campo, em toda região Nordeste. Ao mesmo tempo, a produção de castanha consegue minimizar o êxodo rural, visto que o período de safra do caju se dá no período de entressafra das principais culturas de plantio do Nordeste, como, por exemplo, o milho e o feijão (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA, 2013).

Apesar de sua relevância regional, o relatório Producing Added Value to Underutilized Crops (PAVUC), desenvolvido pelo Center de coopération internationale en recherche agronomique pour le développement (CIRAD), apontou o caju como uma cultura subutilizada, mas com grande potencial de comércio. Para o PAVUC, faltam pesquisas que possam desenvolver a cadeia de produção e agregar valor ao produto para aumentar as oportunidades de negócio (CENTRE DE COOPÉRATION INTERNATIONALE EN RECHERCHE AGRONOMIQUE POUR LE DÉVELOPPEMENT, 2006). Além do que, a maior parte dos estudos empíricos evidencia a perda de competitividade das exportações de castanha de caju brasileira no comércio internacional.

Além desses desafios impostos à comercialização externa da castanha de caju brasileira, houve ainda uma forte restrição de consumo associada à crise financeira dos Estados Unidos em 2008, com implicações diretas nas exportações brasileiras em 2009. A maior evidência disso foi a alteração do

destino das exportações a partir de 2008, dando maior expressão às exportações para a China em relação aos Estados Unidos, principal importador da castanha brasileira. O efeito-transbordamento da crise afetou as importações das principais economias do mundo, reorganizando as exportações setoriais.

Desse modo, dada a importância do setor da castanha de caju para o Nordeste do País e as evidências de perda de competitividade no cenário internacional, compete a esta pesquisa analisar a competitividade das exportações da castanha de caju brasileira e medir o efeito da crise de 2008 sobre suas exportações. Para isso, foi caracterizado o mercado mundial da castanha de caju, analisado o grau de competitividade das exportações brasileiras da *commodity* e identificadas as causas das variações de suas exportações de 2000 a 2011.

Embora existam, na literatura, trabalhos que explorem o tema da exportação de caju no Brasil, este trabalho se diferencia por incorporar um período de tempo que permite captar os efeitos da crise de 2008 e a ascensão do mercado chinês na composição da pauta de exportações brasileira. O crescimento das exportações brasileiras por destino, principalmente para a China, após a crise financeira dos Estados Unidos de 2008, forçou a reestruturação setorial do mercado de *commodities* nacional. A mudança de preferência do mercado internacional em relação às exportações brasileiras afetou o mercado de *commodities* nacional, preterindo a competitividade da castanha e fortalecendo os setores de cereais e ferro.

Além desta **Introdução**, o trabalho está composto por mais cinco seções. Na próxima, é realizada uma síntese da literatura empírica. Na seção três, são descritos os aspectos metodológicos da pesquisa. Na quatro, é realizada a discussão dos resultados. Por fim, na última seção, são apresentadas as **Considerações Finais** do trabalho.

2 Literatura empírica

Com relação aos estudos sobre a competitividade das exportações brasileiras de castanha de caju, pode-se citar a contribuição pioneira de Leite (1994), na qual retrata a formação da agroindústria processadora de castanha de caju no Brasil. São evidenciados aspectos de políticas públicas de fomento para a indústria e transformações ocorridas no mercado internacional de castanha a partir da década de 40 do século XX. O estudo destaca ainda o aumento da agroindústria de caju na década de 70, ocasionado pela queda da produção em Moçambique e a duplicação dos níveis de preços no mercado internacional de castanha na década de 80. Além disso, descreve

como o aumento das exportações da castanha indiana para o mercado estadunidense afetou o Brasil, levando a uma maior diversificação do mercado importador da castanha brasileira.

Figueiredo Junior (2006) explica os desafios do mercado brasileiro de castanha de caju perante a demanda internacional do produto. O autor demonstra que a estrutura do setor, a produção e o processamento da castanha de caju favorecem a perda de competitividade relativa no mercado internacional. A Índia importa quase toda a produção africana para manter-se no topo do *ranking* das exportações do produto. O autor constatou também que a presença de novos importadores implicou em uma maior exigência de qualidade das amêndoas. O estudioso demonstra ainda a necessidade de um melhor aproveitamento da produção brasileira no mercado interno de castanha de caju, apesar de ter como principal destino o mercado exportador.

Analizando-se o mercado exportador de castanha brasileiro sob o prisma da cadeia produtiva, do preço internacional e da taxa de câmbio comparativamente ao Vietnã e à Índia, são identificados vários problemas que inibem a competitividade nacional. O baixo nível tecnológico no processamento mecanizado de corte da castanha, a tendência de redução dos preços internacionais da amêndoa da castanha e a situação conjuntural de câmbio desfavorável afetam diretamente as exportações brasileiras (FIGUEIREDO JUNIOR, 2008). A competitividade da indústria de caju brasileira depende fortemente de uma substancial melhoria no marco regulatório de impostos e crédito. Nesse contexto, entende-se que a CIBER pode ser uma ferramenta efetiva para expandir a indústria e definir estratégias de aperfeiçoamento voltadas para um maior nível de competitividade (FIGUEIREDO JUNIOR; MILLIS, 2010).

A evidência empírica tem demonstrado que o mercado exportador da castanha de caju brasileira tem crescido ao longo do tempo. Contudo, a competitividade externa do País está cada vez mais comprometida, principalmente em relação ao Vietnã. Os resultados do modelo *constant market share* (CMS) exibiram o efeito negativo do residual de competitividade sobre as exportações de caju em todo o período. A perda de competitividade relativa do Brasil é constatada mediante dois índices: o de posição relativa no mercado (POS) e o de vantagem comparativa revelada (VCR), de Balassa, conforme comenta Mendonça *et al.* (2009).

A perda de competitividade das exportações de castanha do Brasil é relatada em todas as pesquisas empíricas de fins do século XX e princípios do século XXI. Observa-se que essa perda relativa da participação brasileira no mercado internacional de castanha é mais evidente quando comparado ao Vietnã e à Índia. Entre os principais indicadores utilizados para determi-

nar o padrão relativo de competitividade estão: o índice de vantagem comparativa revelada, o índice da taxa de cobertura (TC) e o índice de desempenho das exportações (DES). Para medir a participação no mercado internacional identificando as fontes do crescimento das exportações, o principal instrumento utilizado é o modelo CMS (ALBUQUERQUE *et al.*, 2010).

Em análise sobre a competitividade das exportações de caju, Macedo e Soares (2015) conseguem demonstrar que a perda de competitividade internacional não é só do Brasil. A queda dos indicadores de posição relativa e de vantagem comparativa revelada estende-se a alguns dos principais concorrentes brasileiros, tais como: Índia, Indonésia e Holanda. O único país que conseguiu manter vantagens relativas no mercado internacional foi a Costa do Marfim no período de 2007 a 2011. De maneira geral, o modelo CMS demonstra que o principal estímulo do crescimento das exportações desses países se deve ao crescimento do mercado mundial. Entretanto, um olhar mais atento para o caso da Costa do Marfim permite perceber que o efeito residual de competitividade supera o efeito do mercado mundial. Esse resultado sugere que a queda de participação do Brasil no mercado externo se deve inclusive à perda de competitividade relativa no tempo.

3 Material e métodos

O método para identificar o grau de competitividade das exportações da castanha de caju brasileira empregado nesta pesquisa é composto de quatro partes principais. Foram calculados os indicadores de posição relativa, de vantagem comparativa revelada e de desempenho (DES) para o período de 2000 a 2011. Segundo Almeida *et al.* (2007), os indicadores apresentados dispõem de informações que ampliam o entendimento sobre a competitividade das atividades econômicas. Além disso, foi utilizado o modelo *constant market share* em terceiro nível para decompor a variação das exportações de castanha segundo os determinantes de exportação motivados por: crescimento mundial, composição da pauta, destino das exportações e residual de competitividade.

Os dados utilizados nesta pesquisa foram coletados nos bancos de dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), por meio do sistema Aliceweb2, e da FAO, disponíveis no The Food and Agriculture Organization Corporate Statistical Database (FAOSTAT). O total das exportações e importações de castanha de caju utilizado para o cálculo dos indicadores de competitividade foi obtido pela soma das exportações da castanha com e sem casca. Os valores coletados no sistema

aliceweb2 estão na sigla dado pela Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) 08013200.

3.1 O índice de posição relativa

O referido índice representa uma medida percentual de posicionamento do superávit comercial do k – *ésimo* (produto) no i – *ésimo* (país), no n – *ésimo* (tempo), em relação ao valor comercializado do produto k , no mundo em cada tempo. Acredita-se que essa medida possa ser utilizada para indicar o nível de competitividade internacional de um país em termos de uma *commodity* ou conjunto de *commodities* (LAFAY, 1999 *apud* SOUZA, 2008). Neste trabalho, o índice POS_{ik}^n foi utilizado para medir a competitividade da castanha de caju brasileira no comércio internacional em relação aos seus maiores produtores no mundo.

Os cinco maiores produtores são: Vietnã, Nigéria, Índia, Costa do Marfim e Brasil, e o total de castanha de caju comercializado nesses países foi obtido pela soma das exportações e importação em cada ano da análise, no período de 2000 a 2011. Sua forma algébrica é descrita como:

$$POS_{ik}^n = \left(\frac{X_{ik}^n - M_{ik}^n}{W_k^n} \right) \quad (1)$$

Em que X_{ik}^n = exportações do k – *ésimo* (produto) do i – *ésimo* (país) no n – *ésimo* (tempo); M_{ik}^n = importações do k – *ésimo* (produto) do i – *ésimo* (país) no n – *ésimo* (tempo); e W_k^n = soma das exportações e importações do k – *ésimo* (produto) no n – *ésimo* (tempo) de todos os países em análise. O índice de POS_{ik}^n possui duas interpretações, a saber: quando $POS_{ik}^n > 0$, diz-se que o país possui posicionamento superavitário no comércio internacional, e quando $POS_{ik}^n < 0$, posicionamento deficitário (SOUZA, 2008).

3.2 O índice de vantagem comparativa revelada

Os indicadores de vantagem comparativa revelada foram desenvolvidos a partir da dificuldade de quantificação dos fatores responsáveis pelas vantagens comparativas dos países, incluindo-se custos relativos e diferen-

ças de **fatores não ligados a preços**. Nesse sentido, é sugerido que o estudo das vantagens seja feito a partir da forma como elas são “reveladas” nos padrões de comércio, os quais, na teoria neoclássica, seriam determinados exclusivamente pelas vantagens comparativas (COUTINHO; FERRAZ, 1993).

O indicador VCR_{ij} é medido pela participação das exportações do i – *ésimo*, produto do país j nas exportações agrícolas totais do país j dividido pela participação das exportações do i – *ésimo*, produto do grupo de países k nas exportações agrícolas totais da região k . Portanto, as vantagens comparativas de um determinado produto seriam “reveladas” pela sua participação na pauta do país analisado em relação à sua participação na pauta regional. Dessa forma, o indicador de vantagem comparativa revelada para uma região, j , em um produto ou grupo de produtos, i , pode ser definido da seguinte forma:

$$VCR_{ij} = \left(\frac{X_{ij}}{X_j} \right) / \left(\frac{X_{ik}}{X_k} \right) \quad (2)$$

Sendo X_{ij} = valor das exportações do i – *ésimo* produto da j – *ésima* região ou país; X_j = valor total das exportações de produtos agrícolas da j – *ésima* região ou país; X_{ik} = valor das exportações do i – *ésimo* produto do k – *ésimo* país ou zona de referência; e X_k = valor total das exportações de produtos agrícolas no k – *ésimo* país ou zona de referência.

O indicador VCR_{ij} pode variar de zero (0) a infinito (∞). Quando $VCR_{ij} > 1$, diz-se que o i – *ésimo* do produto do agronegócio da j – *ésima* região ou país apresenta vantagem comparativa em relação ao k – *ésimo* país ou zona de referência. Quando $VCR_{ij} < 1$, o contrário, e, ainda, quando $VCR_{ij} = 1$, diz-se que o i – *ésimo* produto do agronegócio da j – *ésima* região ou país não apresenta vantagem ou desvantagem comparativa em relação ao k – *ésimo* país ou zona de referência. Nesse caso, conclui-se que a produção local atende às necessidades internas de consumo, não havendo excedente para exportação.

3.3 O indicador de desempenho

O indicador de desempenho permite analisar o desenvolvimento comercial de um país em um setor ou produto específico (k) durante um determinado período de tempo (t). Esse indicador expressa o desempenho temporal das exportações de um produto (k) no tempo (CUNHA FILHO, 2005).

$$DES = \frac{1}{t - t_0} (X_i^{kt} - X_i^{kt_0}) \cdot \left(\frac{X_m^{kt}}{X_m^{kt_0}} \right) \quad (3)$$

Em que: t_0 = tempo de referência sobre o qual se quer comparar o desempenho do país; t = tempo sobre o qual se está buscando o seu desempenho em relação a t_0 ; X_i^{kt} = exportações do produto k , no período t , do país i ; $X_i^{kt_0}$ = exportações do produto k , no período t_0 do país i ; X_m^{kt} = total das exportações mundiais do produto k no período t , no mundo; $X_m^{kt_0}$ = total das exportações mundiais do produto k no período t_0 , no mundo. Se $DES > 0$, significa que o país aumentou sua participação no mercado importador. Caso $DES < 0$, indica que o país perdeu participação no mercado global (CUNHA FILHO, 2005).

3.4 O modelo *constant market share*

A análise de segundo nível do modelo *constant market share* desagrega a variação das exportações no tempo em três efeitos: o efeito-dimensão, o efeito-distribuição e o efeito-competitividade. O efeito-dimensão relaciona a variação das exportações com o crescimento das exportações mundiais. O efeito-distribuição representa a redistribuição das exportações entre os mercados mais competitivos, e o efeito-competitividade ou residual atribui a variação das exportações às mudanças na competitividade de um país em relação aos seus concorrentes.

A intuição do modelo desagrega os três efeitos com base nas hipóteses de influência direta da importação global sobre a exportação de cada produto e a constante reorganização da dinâmica das economias no tempo. Tomich (1999) entende que o efeito-dimensão exibe a variação das exportações como função direta das importações globais quando da hipótese de manutenção da situação relativa da exportação nacional entre os seus concorrentes. Dessa forma, toda variação não captada pela dimensão do cres-

cimento do mercado global será identificado como mudança devida à reestruturação produtiva das economias e o residual de competitividade. Segue a descrição das equações do modelo de segundo nível:

$$V_i^* - V_i \equiv r_i V_i + (V_i^* - V_i - r_i V_i) \quad (4)$$

Em que V_i^* = valor da exportação da i -ésima commodity no final do período analisado; V_i = valor da exportação da i -ésima commodity no início do período analisado; e r_i = taxa de crescimento mundial da exportação da i -ésima commodity no período analisado.

Aplicando-se o somatório de ambos os lados da identidade:

$$\begin{array}{ccc} V^- - V \equiv (rV) + \sum_i (r_i - r)V_i + \sum_i (V_i^- - V_i - r_i V_i) & (5) \\ \text{(a)} & \text{(b)} & \text{(c)} \end{array}$$

Sendo $V = \sum_i V_i$ e $V = \sum_i V_i$, o efeito (a) é o efeito-dimensão, o (b) é o efeito-redistribuição das exportações e o efeito (c) é o resíduo de competitividade, como apresentado na equação (5).

A análise mais completa do *constant market share* é também identificada como análise de terceiro nível, que consegue captar o efeito da variação das exportações em função de mudanças na pauta de exportação por destino da economia. A esse efeito atribui-se a determinação das exportações que ocorrem em função das reorganizações de preferências dos importadores da economia global. Segue a descrição das equações do modelo completo nas equações (6) e (7):

$$V_{ij}^{\sim} - V_{ij} \equiv r_{ij} V_{ij} + (V_{ij}^{\sim} - V_{ij} - r_{ij} V_{ij}) \quad (6)$$

Em que V_{ij}^* = valor da exportação da *commodity* i para o país j no final do período analisado; V_{ij} = valor da exportação da *commodity* i para o país j no início do período analisado; e r_{ij} = taxa de crescimento mundial das exportações da *commodity* i para o país j .

Da mesma forma que para as equações (1) e (2), aplicando-se o somatório de ambos os lados da identidade da equação (3), encontra-se a equação (4).

$$V^{\sim} - V \equiv (rV) + \sum_i (r_i - r)V_i + \sum_i \sum_j (r_{ij} - r_i)V_{ij} + \sum_i \sum_j (V_{ij}^{\sim} - V_{ij} - r_{ij}V_{ij}) \quad (7)$$

(a)
(b)
(c)
(d)

Sendo (a), (b), (c) e (d) respectivamente:

(a) é o efeito devido ao crescimento do comércio mundial, de maneira que:

o efeito-dimensão do mercado mundial representa a variação nas exportações totais do produto considerando-se que o país manteve a sua participação no mercado global no mesmo nível que no início do período (TOMICH, 1999 *apud* DIZ, 2008, p. 65).

Portanto, é o crescimento ocorrido devido ao incremento das importações do mundo; (b) é o efeito-composição da pauta de exportações. Para Stalder (1997), esse efeito indica se as exportações do país em questão estão concentradas em produtos mais ou menos dinâmicos do que a média dos outros, sendo ponderados pelo valor das exportações do valor do produto, ou seja, “[...] o termo (b) indica se os produtos exportados pelo país em análise crescem mais ou menos do que a média das exportações mundiais de todos os produtos” (DIZ, 2008, p. 68); (c) é o efeito-destino das exportações, de maneira que constituem as: “[...] mudanças decorrentes das exportações de mercadorias de crescimento mais ou menos dinâmico, ou seja, crescimento decorrente da distribuição do mercado de exportações do país” (MENDONÇA *et al.*, 2009, p. 140); e (d) efeito-competitividade: “[...] a medida desse efeito residual está relacionada a mudanças nos preços relativos, isto é, os importadores tendem a substituir o consumo dos bens cujos preços se elevam pelo consumo daqueles com preços relativos menores” (MENDONÇA *et al.* 2009, p. 140). Ou seja, esse efeito está relacionado com a capacidade do país em conseguir manter o preço de sua mercadoria em níveis competitivos ao longo do tempo.

A análise de terceiro nível será o modelo utilizado neste trabalho, por ser mais completa. Como apresentam Leamer e Stern (1970), mesmo com a limitação do modelo *constant market share*, ao considerar como competitividade a mudança relativa de preços entre os produtos exportados, o referido modelo ainda pode ser estrategicamente utilizado pelo governo e empresas privadas para formulação de políticas públicas e tomadas de decisão de produção dada à configuração do comércio internacional.

Para o emprego da metodologia *constant market share*, exige-se que sejam estipulados períodos de tempo definidos para análise do comportamento das exportações. Mendonça *et al.* (2009), em um trabalho sobre a competitividade da amêndoa da castanha de caju (ACC), definiram os seguintes períodos: de 1990 a 1994, de 1995 a 1999 e de 2000 a 2005, sendo esses intervalos associados aos eventos macroeconômicos de abertura comercial, de estabilidade inflacionária no Brasil e de crise cambial. Esta pesquisa irá definir como tempo de estudo os seguintes períodos:

- a) 2003-05: nesse período houve um intenso crescimento do comércio mundial, revertendo o saldo comercial de déficit nos anos 90 para superávit no início dos anos 2000 (BALTAR, 2008). Entre os principais destinos das exportações brasileiras estavam os Estados Unidos e os países asiáticos (PRATES, 2006).
- b) 2005-07: período marcado por um contínuo crescimento da economia mundial. Entre 2005 e 2006, as exportações brasileiras cresceram 16,6%, acumulando um superávit comercial de US\$ 40 bilhões em 2007. Nesse período já se observava pequenas mudanças na dinâmica setorial das *commodities* brasileiras. Em 2006, a principal fonte do saldo comercial veio do setor da agricultura tropical, composto especialmente por café, açúcar e frutas. Em 2007, o principal setor da composição do saldo comercial era o de cereais (INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL, 2008).
- c) 2007-09: período marcado pela crise financeira dos Estados Unidos, com implicações diretas sobre o consumo das exportações brasileiras. Nesse período, as exportações para os Estados Unidos perderam a posição de principal consumidor dos produtos brasileiros para a China, que se encontrava em forte ascensão econômica. Como o principal consumidor da castanha nordestina eram os Estados Unidos, e os países asiáticos demandavam basicamente os cereais brasileiros, estima-se que a crise norte-americana tenha afetado fortemente a dinâmica dos setores de *commodities* do Brasil.
- d) 2009-11: período de ligeira recuperação da economia mundial após o período de crise. Mesmo assim, com uma tímida retomada dos Estados Unidos comparativamente à China. O crescimento chinês que teve o seu apogeu entre os anos de 2006 e 2010 só viria a desacelerar depois de 2011. Mesmo assim, ainda continuou com taxas de crescimento superiores a 7%.¹

4 Análise dos resultados

4.1 O índice de vantagem comparativa revelada

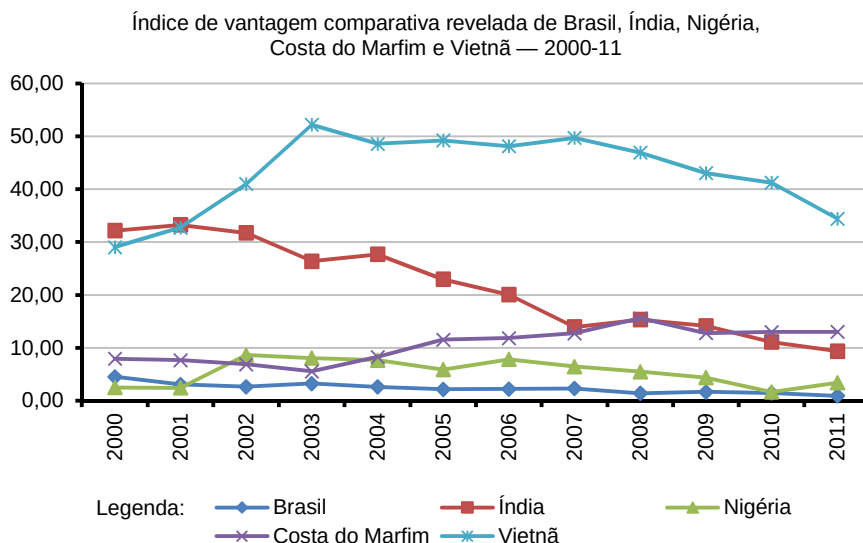
Observando-se os resultados para o índice que avalia a vantagem comparativa de um país na produção de determinado produto (Gráfico 1), percebe-se que o Vietnã possui uma vantagem muito superior aos demais

¹ Dados do Index Mundi (2017).

países analisados. Sua superioridade tem início em 2002, quando esse índice chega a 41,02, superando o índice da Índia no mesmo ano (31,75). A partir de então, tem-se uma elevação no ano seguinte (2003). O índice estabiliza-se, e, a partir de 2007, mostra uma tendência de queda constante, sendo um pouco mais forte entre 2010 e 2011, revelando um possível efeito da crise de 2008 sobre as suas exportações.

A Índia, que dominava o mercado mundial da castanha de caju até o ano de 2001, antes de o Vietnã ganhar destaque no setor, apresenta tendência de queda em todo o período analisado, com leve estabilização em alguns anos, tendo uma vantagem, no valor de 32,18, no primeiro ano da análise e outra, no valor de 9,36, no último ano. O País mostra uma redução de 70,91% em termos de vantagem comparativa durante período. O comportamento de vantagem comparativa da Índia indica que o País tem perdido, cada vez mais, as suas vantagens na exportação de castanha de caju em relação aos seus concorrentes, abrindo ainda mais espaço para a expansão do mercado vietnamita.

Gráfico 1



FONTE: Food and Agriculture Organization of the United Nations (2013).

Para a Nigéria, o índice calculado em 2000 apresentou o valor de 2,47, chegando a alcançar 3,40 em 2011, com um aumento de 37,65% de vantagem relativa. O referido país mostrou-se estável em termos de vantagem no setor a partir de 2002. No entanto, passa a apresentar redução no índice a

partir de 2007, sugerindo também, assim como o Vietnã, um efeito da redução do comércio mundial devido à crise de consumo desencadeada a partir de 2008. Mesmo assim, conseguiu se recuperar em 2011, expandindo em quase quatro vezes suas exportações em comparação a 2010, o que poderia estar atrelado à recuperação do mercado mundial.

No caso da Costa do Marfim, nos dois anos iniciais da análise, seu índice de vantagem comparativa revelada mostrou-se maior do que o do Brasil e o da Nigéria, ficando atrás somente da Índia e do Vietnã. Entretanto, a Costa do Marfim consegue melhorar o seu índice no decorrer dos anos, inclusive no período de crise financeira global, chegando a superar a Índia também a partir de 2010. O resultado de VCR para a Costa do Marfim, no ano 2000, foi de 7,92, dando um salto para 13,03 em 2011. Esses resultados mostram um ganho relativo expressivo deste país.

O país que exibiu maior estabilidade em termos de VCR, no setor, durante o período analisado, foi o Brasil, como pode ser observado no comportamento do índice do País no Gráfico 1. Apesar disso, se comparado ao ano anterior, houve uma queda considerável no ano de 2008, com uma variação negativa na ordem de 38,86%, o que manteve o índice praticamente estável nos anos subsequentes. Contudo, a sua estabilidade o manteve em nível de competitividade inferior aos de seus principais concorrentes. Se comparado ao Vietnã, a diferença é extremamente visível e preocupante para o setor.

O desempenho do Brasil talvez ilustre a falta de investimento do País em cadeias de produtivas que ajudem a melhorar as condições de produção, distribuição, transporte e infraestrutura do setor, ou incrementalmente, ainda, os investimentos regionais peculiares à vocação natural de cada região. Isso tudo poderia desenvolver vantagens comparativas, promovendo maior competitividade no mercado externo. Para Paula, Silva e Almeida (2012), a atuação de fatores internos de infraestrutura é fundamental, uma vez que o seu mau desempenho pode gerar perdas que não são desejáveis, como o aumento dos custos de produção e seus respectivos preços, afetando negativamente a competitividade do País no mercado internacional.

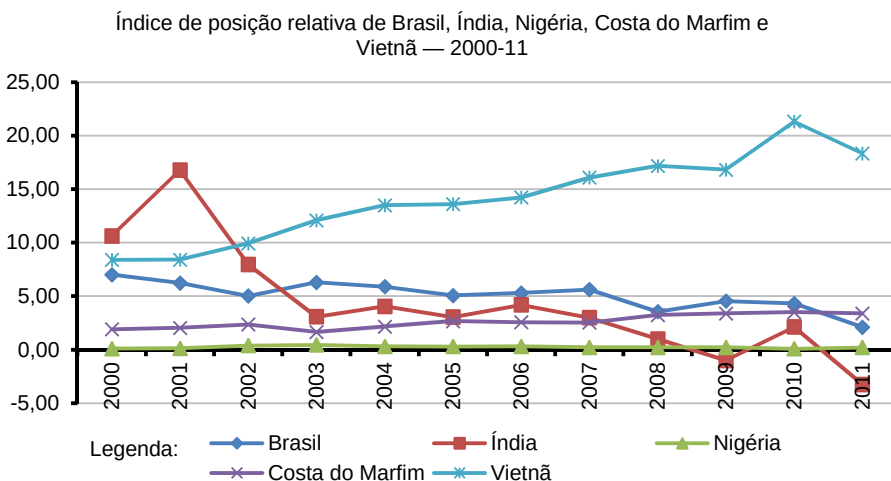
4.2 O índice de posição relativa no mercado

A análise do índice de posição relativa (Gráfico 2) permite observar que o Vietnã exibiu constantes avanços de posição no mercado durante todo o período, exceto 2011. No acumulado, o Vietnã alcançou um crescimento de 153,81% de 2000 até 2010. Levando em consideração a variação anual, as maiores variações do índice foram de 16,82 e 21,32 nos anos de 2009 e 2010 respectivamente. Segundo Mendonça *et al.* (2009), esse desempenho

relativo do Vietnã pode estar associado aos investimentos públicos realizados, no primeiro quinquênio dos anos 2000, direcionados para a modernização do setor.

Entre os países, a Índia possuía a melhor posição relativa de mercado durante os anos 2001 e 2002. A partir de então, houve constante redução desse índice para o País, sendo superado pelo Vietnã já em 2002, pelo Brasil em 2003 e pela Costa do Marfim em 2008, chegando a posições deficitárias em 2009 e 2011. Foi notada alguma recuperação no indicador de POS do País em 2010, mas distante dos patamares anteriores, apresentando recaída em 2011. Percebe-se então que a Índia perdeu muito em posição relativa para a concorrência, sendo, possivelmente, um dos mais afetados pela crise de 2008 no setor da castanha de caju. Segundo Vellingiri *et al.* (2007), nos últimos anos, a indústria do caju indiana tem sofrido com a má qualidade do caju cultivado em alguns estados, o que se deve, principalmente, à técnica de colheita errada, à secagem e ao armazenamento inadequado.

Gráfico 2



FONTE: Food and Agriculture Organization of the United Nations (2013).

O país a mostrar maior estabilidade em sua posição no mercado, durante todo o período, foi a Nigéria, com a pior posição do *ranking*. O valor do índice para o País, em 2000, foi 0,11 e, em 2011, foi 0,21, apresentando, portanto, uma variação positiva de 99,09%. Apesar desse grande percentual de aumento no índice, a mudança não é muito significativa. A Nigéria conseguiu manter-se estável, mesmo no período da crise, chegando a superar a Índia em 2009. Isso induz a interpretação de que o setor da castanha de caju desse país não sofreu grandes efeitos da crise, mas também não de-

envolveu qualquer estratégia com implicações significativas sobre a sua posição no mercado internacional da castanha de caju.

A Costa do Marfim, assim como a Nigéria, conseguiu manter esse índice relativamente constante, porém, o primeiro obteve níveis bem superiores ao último, e apresentou melhoras durante o período, ficando atrás somente do Vietnã no ano de 2011. O ganho da Costa do Marfim, em termos de posição no mercado, pode ser explicado pelo extraordinário aumento de sua produção no período de 2003 a 2011.

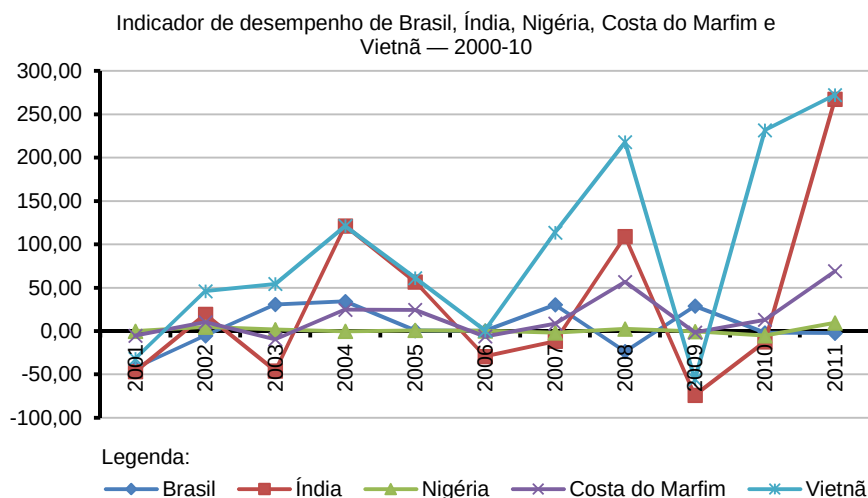
O Brasil apresentou tendência de queda no índice de posição relativa durante o período, mesmo assim, conseguiu mantê-lo mais estável que a Índia, superando-a a partir de 2003. O valor do índice do Brasil em 2000 foi 7,00 e, no último ano estudado, foi 2,11, o que representa uma queda de 65,71%. Em 2007 e 2008 há uma queda acentuada desse índice, que veio a se recuperar em 2009, mas com nova queda já no ano de 2011.

O desempenho do Brasil, bem como da Índia, nesse índice, no período durante e pós-crise, pode ser explicado pela grande expansão do Vietnã no mercado, principalmente após 2008, causando uma perda relativa de mercado para aqueles países e, conseqüentemente, uma perda em suas posições de mercado, levando em consideração a estabilidade da Nigéria. Dessa maneira, “a rápida inserção do produto vietnamita no mercado, sobretudo a partir de 2000, limitou a expansão desses países [Brasil e Índia] no mercado externo.” (MENDONÇA *et al.*, 2009 p. 14).

4.3 O indicador de desempenho

A avaliação dos resultados para o indicador de desempenho dos cinco maiores produtores de castanha de caju, calculado com base no mercado mundial do produto (Gráfico 3), permite-nos dizer que todos tiveram alto grau de instabilidade em seu desempenho no mercado, salvo a exceção da Nigéria, apresentando momentos de baixas e altas bruscas. Não obstante, parte dessa instabilidade pode ser explicada pelo fato de se tratar do mercado de um único produto agrícola, estando, portanto, sujeito a alterações climáticas, condições naturais, pragas, entre outros fatores que fogem do controle humano e, conseqüentemente, podem afetar o desempenho produtivo das exportações.

Gráfico 3



FONTES: Food and Agriculture Organization of the United Nations (2013).

O Vietnã aumentou seu desempenho no mercado mundial de castanha de caju nos períodos 2002-08 e 2010-11 e perdeu participação apenas em 2001 e 2009, anos em que apresentou os seguintes valores: -31909,89 e -55624,20 respectivamente. Esse desempenho indica que o País, após ganhar destaque e se desenvolver nesse mercado, só perdeu participação relevante no período vulnerável à crise mundial. No caso da Índia, em metade dos anos estudados (2001, 2003, 2006, 2007, 2009 e 2010), foram obtidos resultados que indicam queda de participação do País no mercado internacional de castanha de caju. Nos demais anos, houve um ganho de participação. O ano de maior queda de participação no mercado mundial do produto foi em 2009, quando chegou ao desempenho negativo de -73969,49.

O Brasil apresenta indicadores negativos do indicador de desempenho nos anos de 2001, 2002, 2008, 2010 e 2011. Nos demais anos, foram verificados ganhos de desempenho. No ano de 2003, o País teve aumento de participação no mercado mundial de castanha de caju, principalmente em relação à Índia. A perda de desempenho das exportações brasileiras em 2008, possivelmente tenha sido causada pela redução das importações do mundo, especialmente dos Estados Unidos, principal destino das exportações brasileiras de castanha de caju. Além disso, a perda relativa de mercado da castanha brasileira está refletindo o ganho relativo de competitividade da Índia e do Vietnã.

Assim como nos demais indicadores, a Costa do Marfim apresenta melhora de desempenho durante o período analisado. Os indicadores negativos de desempenho aconteceram basicamente nos anos de 2001, 2003, 2006 e 2009. Nos demais anos da análise, os ganhos de desempenho superaram com folga os anos de perda, com resultados positivos que chegam a mais de US\$ 50.000,00 no ano de 2011, quando a Costa do Marfim alcança o seu melhor desempenho de mercado. A Nigéria, da mesma maneira do que se dá com a posição relativa, mostra um desempenho bastante estável. No ano de 2009, a Costa do Marfim tem um dos seus piores desempenhos, assim como a Índia e o Vietnã. A partir de 2009, as únicas economias que ganharam em desempenho foram: Vietnã, Índia e Costa do Marfim, alcançando as três primeiras colocações do *ranking* de desempenho.

4.4 Análise do resultado do modelo *constant market share*

4.4.1 O primeiro período: desregulamentação comercial internacional (2003-05)

A partir da análise dos resultados obtidos através do *constant market share* para o período 2003-05 (Tabela 1), verificou-se que o efeito-crescimento do mercado foi o único a exercer influência positiva sobre as exportações da castanha de caju. Isso indica uma situação de crescimento na economia mundial, com manutenção da estrutura produtiva do caju no Brasil. O crescimento externo provocou o incremento de todos os mercados via efeito-transbordamento, inclusive para o da castanha de caju. Segundo Mendonça *et al.* (2009), até 2005, esse efeito-crescimento de mercado continua sob influência da abertura comercial, derivado da continuidade da expansão do comércio mundial. Apesar disso, esse não é um bom sinal, uma vez que o crescimento do setor do caju foi dado apenas por fatores externos, sobre o qual o País não pode ter controle.

Os efeitos composição da pauta, destino das exportações e competitividade afetaram negativamente as exportações de castanha de caju. Com o primeiro efeito (composição da pauta), percebeu-se que há uma redistribuição da pauta de exportações, desfavorável ao setor. No caso do efeito-destino das exportações, entende-se que as exportações brasileiras da castanha de caju não estão bem direcionadas, no sentido de terem os melhores mercados de destino do produto no período. Por último, o terceiro efeito mostra que o País, já no primeiro período de análise, perde competi-

vidade e espaço no comércio internacional. Isso se deve, entre outros fatores, à falta de capacidade para elaborar estratégias de concorrência que lhe permitam ampliar ou conservar sua posição no mercado.

Tabela 1

Resultado do *constant market share* para a castanha de caju do Brasil — 2003-05

EFEITOS	DEFINIÇÃO	RESULTADO
Crescimento do mercado	rV	5403642320
Composição da pauta	$(ri-r)Vi$	-1108294227
Destino das exportações	$(rij-ri)*Vij$	-34654992,5
Competitividade	$(Vij^*-Vij-rij*Vij)$	-4218086169
Total	$V'-V$	~42606931

FONTE: BRASIL (2013).

4.4.2 O segundo período: contínuo crescimento internacional (2005-07)

Analisando-se os resultados do CMS para o período 2005-07 (Tabela 2), constatou-se que o único efeito a ter influência positiva sobre as exportações da castanha de caju brasileira foi novamente o crescimento do mercado mundial. Desse modo, tem-se que o crescimento das exportações brasileiras ficou mais uma vez condicionada unicamente à expansão do mercado mundial. Os demais efeitos (composição da pauta, destino das exportações e competitividade) tiveram consequências negativas sobre as exportações do produto.

Tabela 2

Resultado do *constant market share* para a castanha de caju do Brasil — 2005-07

EFEITOS	DEFINIÇÃO	RESULTADO
Crescimento do mercado	rV	6433914926
Composição da pauta	$(ri-r)Vi$	-2676004162
Destino das exportações	$(rij-ri)*Vij$	-445339236
Competitividade	$(Vij^*-Vij-rij*Vij)$	-283004568
Total	$V'-V$	~28084049,39

FONTE: BRASIL (2013).

Entre 2005 e 2007, já era possível perceber a influência do crescimento asiático no destino das exportações brasileiras. Essa mudança de preferências no mercado internacional afetou a dinâmica setorial das *commodities* brasileiras, como pode ser visto através dos efeitos negativos dos coeficientes de composição da pauta e destino das exportações. A demanda

asiática por cereais preteriu a produção de frutas em favor do mercado de grãos já em 2007 (INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL, 2008).

Esse resultado também mostra o mau desempenho interno da inovação tecnológica na produção e no comércio da castanha de caju brasileira. Apenas os fatores externos têm decidido sobre a expansão e contração do setor. O coeficiente negativo do efeito-competitividade reforça os resultados dos indicadores de competitividade externa, com perda relativa de mercados no longo prazo. A competitividade dos produtos no mercado internacional é fundamental para o desenvolvimento dos países. Contudo, a competitividade das *commodities* depende das políticas econômicas governamentais, com implicações diretas sobre a expansão do setor de negócios (PAULA; SILVA; ALMEIDA, 2012).

4.4.3 O terceiro período: início da crise financeira dos Estados Unidos (2007-09)

Este foi o período onde ocorreu a maior crise mundial desde a Grande Depressão de 1929. Como esperado, o efeito-crescimento do mercado afetou negativamente as exportações da castanha de caju brasileira (Tabela 3), diferentemente dos períodos anteriores. Houve, de fato, uma contração do mercado mundial, com a redução, de maneira generalizada, das exportações, inclusive a da castanha de caju brasileira, cujo principal destino era os Estados Unidos. Segundo Mattos (2009 *apud* PEREIRA *et al.*, 2011), uma das principais consequências da crise de 2008 foi a queda das exportações e a redução do preço no mercado mundial, em especial, dos produtos agrícolas. Os efeitos destino das exportações e competitividade também exerceram influência negativa sobre as exportações do setor.

Tabela 3

Resultado do *constant market share* para a castanha de caju do Brasil — 2007-09

EFEITOS	DEFINIÇÃO	RESULTADO
Crescimento do mercado	rV	-2261744170
Composição da pauta	$(ri-r)Vi$	2890146651
Destino das exportações	$(rij-ri)*Vij$	-342539281,7
Competitividade	$(Vij^*-Vij-rij*Vij)$	-283004568
Total	V^*-V	~2858632

FONTE: BRASIL (2013).

Nesse período, mesmo que estivessem sendo realizados esforços internos de modernização do setor exportador da castanha de caju, evidência

que não se observou nos períodos anteriores, a incerteza e a instabilidade do mercado externo inibiram os investimentos e a capacidade de expansão da competitividade. Desse modo, quer pela falta de iniciativas internas, quer pela instabilidade externa, fica claro o efeito negativo da competitividade sobre as exportações da castanha de caju.

O único efeito positivo foi o da composição da pauta, que seria um resultado positivo para o Brasil não fosse um período de retração das exportações nacionais, uma vez que indicaria um aumento relativo das exportações da castanha de caju no total das exportações do País. Entretanto, acredita-se que esse efeito positivo remeta a uma queda de exportação inferior àquela sofrida nos demais setores exportadores, derivada da crise de consumo mundial que se instalou com a crise financeira internacional de 2008. Embora o crescimento da participação asiática nas exportações brasileiras tenha aumentado a demanda por cereais em detrimento das frutas (INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL, 2008), a crise internacional de 2008 também afetou transitoriamente o comércio com a Ásia.²

A Tabela 4 mostra a queda das exportações da castanha de caju brasileira, reforçando o resultado identificado no modelo CMS, ao exibir crescimento negativo de -16,6% nas exportações para os Estados Unidos em 2008. Destarte, é possível perceber que a perda de competitividade da castanha de caju no mercado externo já se mostrava desde 2001.

Tabela 4

Exportação de castanha de caju do Brasil para os Estados Unidos — 2001-11

ANOS	VALOR (US\$ FOB)	TAXA DE CRESCIMENTO (%)	VOLUME (%)
2001	87.900.736	-	78,31
2002	78.614.015	-10.57	74,77
2003	107.524.058	36.77	74,79
2004	138.412.102	28.73	74,26
2005	124.811.440	-9.83	66,70
2006	135.390.552	8.48	72,19
2007	149.913.075	10.73	66,57
2008	125.027.178	-16.60	63,77
2009	152.451.031	21.93	65,80
2010	136.229.990	-10.64	59,34
2011	142.278.934	4.44	62,77

FONTE: BRASIL (2013).

² Dados das exportações, por destino, do Ipeadata (INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA, 2017).

As exportações de castanha destinadas aos Estados Unidos exibiram uma tendência de queda sistemática até 2011. Apenas durante a fase de forte crescimento mundial, nos anos de 2002 a 2004, foi possível notar alguma estabilidade do comércio da castanha nacional com o seu principal consumidor. Essa tendência também reforçou a perda de competitividade da castanha brasileira, no mercado externo, em relação aos seus principais concorrentes (ALBUQUERQUE *et al.*, 2010; FIGUEIREDO JUNIOR, 2006; MENDONÇA *et al.*, 2009).

Contudo, embora essa evidência ilustre uma forte retração das exportações de castanha de caju, o Brasil ainda destinava 62,77% da *commodity* exportada para os Estados Unidos em 2011. Em todo o período analisado, o valor das exportações de castanha do Brasil para os Estados Unidos aumentou de mais de US\$ 87 milhões em 2001 para um montante superior a US\$ 142 milhões em 2011. No apogeu desse comércio, o Brasil chegou a faturar um valor superior a US\$ 152 milhões nesse mercado. Isso significa que embora exista uma decadência do setor no mercado de *commodities* internacional, as exportações de caju brasileiras ainda constituem uma importante fonte de divisas para o País.

4.4.4 O quarto período: recuperação da economia mundial (2009-11)

Este último período é marcado pela recuperação da economia mundial. Ele exhibe coeficientes positivos para a maioria dos efeitos do modelo CMS, salvo a exceção do efeito-composição da pauta. O coeficiente positivo do efeito-destino das exportações pode ser totalmente atribuído à recuperação das economias europeia e norte-americana, que constituem os principais destinos da castanha de caju exportada do Brasil. Essa concentração das exportações brasileiras de castanha de caju para os países europeus e norte-americanos combinou-se com a recuperação parcial das importações desses países (BRASIL, 2013).

A recuperação da economia mundial também surtiu efeito sobre a competitividade das exportações brasileiras de caju, dado o maior nível de confiança dos investidores em relação às expectativas de comércio da fruta. Essa interpretação pode ser verificada mediante o coeficiente positivo do residual de competitividade das exportações de castanha (Tabela 5).

Contudo, o tamanho do efeito-composição da pauta confirma as expectativas em relação ao efeito do comércio asiático, especialmente o chinês, sobre a dinâmica setorial das *commodities* do Brasil. No período pós-crise, o crescimento relativo da demanda asiática sobre as exportações brasileiras exerceu o maior efeito negativo sobre a composição da pauta de exporta-

ção. Com um coeficiente negativo de 11 dígitos comparativamente aos de 10 dígitos dos demais períodos, entende-se que houve uma redefinição da pauta de exportação a favor de outras *commodities* devido às mudanças na preferência internacional. Isso encolheu a participação no mercado externo da castanha.

Tabela 5

Resultado do *constant market share* para a castanha de caju do Brasil — 2009-11

EFEITOS	DEFINIÇÃO	RESULTADO
Crescimento do mercado	rV	10173810989
Composição da pauta	$(ri-r)Vi$	-10653042796
Destino das exportações	$(rij-ri)*Vij$	276333207,3
Competitividade	$(Vij'-Vij-rij*Vij)$	200869614
Total	$V'-V$	~ -2028986

FONTE: BRASIL (2013).

Acredita-se que após a crise houve uma forte redistribuição da pauta de exportações brasileiras, onde, provavelmente, foi dada prioridade aos produtos que atendiam à demanda do mercado asiático, principalmente o chinês. A importância das exportações brasileiras para a China supera a dos Estados Unidos já em 2009.³ Dessa forma, a castanha de caju teria perdido importância na composição da pauta de exportação nacional, transferindo os esforços de produção e comércio para outras *commodities*. Presumivelmente, essa substituição tenha ocorrido a favor das exportações de cereais, dada a preferência do consumo asiático (INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL, 2008).

5 Considerações finais

Todos os indicadores calculados demonstraram a perda de competitividade da castanha de caju brasileira, com perda relativa de mercado. Os resultados do modelo CMS mostraram que o único efeito a ter resultados positivos sobre as exportações brasileiras de castanha de caju em quase todos os períodos analisados foi o efeito-crescimento do mercado mundial. Os demais efeitos analisados foram negativos em quase todos os períodos.

Em termos gerais, o Brasil aumentou o volume das exportações de castanha de caju, salvo o efeito da crise de 2008, com a redução das exportações no mercado mundial e a tímida recuperação em 2009. Verificou-se

³ Série de exportações brasileiras por destino (Estados Unidos e China) (INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA, 2017).

que o Vietnã e, mais recentemente, a Costa do Marfim vêm aumentando cada vez mais as suas exportações de castanha de caju, causando redução de mercado para o Brasil e os demais concorrentes.

Mesmo assim, acredita-se que seria possível promover a competitividade brasileira a partir de estímulos públicos e privados a pesquisas e desenvolvimento. Esses estímulos são fundamentais para que o crescimento do setor não fique condicionado, basicamente, ao crescimento do mercado mundial.

Referências

ALBUQUERQUE, D. P. L. *et al.* **Competitividade externa da amêndoa da castanha de caju brasileira no período de 1990 a 2007**. Fortaleza: [s.n.], 2010.

ALMEIDA, E. *et al.* Competitividade das exportações mundiais de plantas vivas e produtos de floricultura. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 25, n. 47, p. 189-212, 2007.

BALTAR, C. T. Inter and intra industrial external trade: Brazil 2003-2005. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 17, n. 1, p. 107-134, 2008.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. [Site institucional]. 2014. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: 27 jan. 2014.

BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC). **Aliceweb2**: dados da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM). 2013. Disponível em: <<http://alicesweb.mdic.gov.br>>. Acesso em: 10 nov. 2013.

CENTRE DE COOPÉRATION INTERNATIONALE EN RECHERCHE AGRONOMIQUE POUR LE DÉVELOPPEMENT (CIRAD). **Producing added value to underutilized crops (PAVUC)**. 2006. Disponível em: <<http://www.cirad.fr/>>. Acesso em: 14 out. 2013.

COUTINHO, L. G.; FERRAZ, J. C. **Estudo da competitividade da indústria brasileira**: sistema de indicadores de competitividade. Campinas: UNICAMP; Rio de Janeiro: UFRJ, 1993. Mimeografado.

CUNHA FILHO, M. H. C. **Competitividade da fruticultura brasileira no mercado internacional**. 2005. 106 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) — Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

DIZ, L. A. C. **Competitividade internacional das exportações brasileiras de manga e uva**. 2008. 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) — Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (EMBRAPA). **Segmento de mercado**: castanha de caju. 2013. Disponível em: <<http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/caju/arvore/CONT000fig11tgy02wyiv80z4s473agyw0ob.html>>. Acesso em: 16 dez. 2013.

FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO CEARÁ (FIEC). **Estudo setorial, castanha de caju**. 2012. Disponível em: <<http://www.fiec.org.br/portaiv2/sites/cin/files/files/Setorial%20Castanha%20%20Dezembro.pdf>>. Acesso em: 15 jun. 2013.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS (FAO). **FAOSTAT**: exportações e importações de castanha de caju sem casca e com casca; e exportação de produtos agropecuários. 2013. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/>>. Acesso em: 10 nov. 2013.

FIGUEIRÊDO JUNIOR, H. S. Desafios para a cajucultura no Brasil: análise de competitividade e recomendações para o setor. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 39, n. 3, p. 371-94, 2008.

FIGUEIRÊDO JUNIOR, H. S. Desafios para a cajucultura no Brasil: o comportamento da oferta e da demanda da castanha de caju. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 37, n. 4, p. 550-571, 2006.

FIGUEIRÊDO JUNIOR, H. S.; MILLIS, B. Evaluating competitiveness impacts of regulatory reforms in the Brazilian cashew industry. **Development in Practice**, [Oxford], v. 20, n. 6, p. 706-719, 2010.

INDEX MUNDI. **Produto Interno Bruto (PIB)**: Taxa de crescimento real. 2017. Disponível em: <<http://www.indexmundi.com/g/g.aspx?v=66&c=br&c=ch&c=us&l=pt>>. Acesso em: 27 jan. 2017.

INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL (IEDI). **O comércio exterior em 2007**. 2008. Disponível em: <http://iedi.org.br/admin_ori/pdf/20080523_comex.pdf>. Acesso em: 27 jan. 2017.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA (IPEA). **IPEADATA**: exportações por destino. 2017. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 30 jan. 2017.

LAFAY, G. *et al.* **Nations et mondialisation**. Paris: Econômica, 1999.

LEAMER, E. E.; STERN, R. M. **Quantitative international economics**. Chicago: Aldine, 1970.

LEITE, L. A. de S. **A agroindústria de caju no Brasil: políticas públicas e transformações econômicas**. Fortaleza: EMBRAPA-CNPAT, 1994.

MACEDO, R. D.; SOARES, N. S. O desempenho das exportações brasileiras de amêndoas de castanha de caju entre os anos de 2007 e 2011. **Informe GEPEC** [online], Toledo, v. 19, n. 1, p. 148-162, 2015.

MENDONÇA, T. G. et al. Inserção do Brasil no mercado mundial de castanha de caju no período de 1990 a 2005. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 40, n. 1, p. 133-151, jan./mar. 2009.

PAULA, J. S.; SILVA, O. M.; ALMEIDA, F. M. Evidências empíricas de indicadores de competitividade sobre os fluxos comerciais internacionais. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas. **Anais...** Niterói: ANPEC, 2012. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_I/i6-9f99511e2783fa272684d055d50c0522.pdf>. Acesso em: 27 jan. 2017.

PEREIRA, A. B. M. et al. Avaliação das exportações da castanha de caju e da taxa de câmbio no Ceará através dos Vetores Auto-regressivos. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 49., 2011, Belo Horizonte. **Anais...** Brasília, DF: Sober, 2011.

PRATES, D. M. A inserção externa da economia brasileira no governo Lula. **Política Econômica em Foco**, Campinas, n. 7, p. 119-151, 2006.

SINDICATO DAS INDÚSTRIAS DE BENEFICIAMENTO DE CASTANHA DE CAJU E AMÊNDAS VEGETAIS DO ESTADO DO CEARÁ (Sindicaju). **[Site institucional]**. 2014. Disponível em: <<http://sindicaju.org.br/>>. Acesso em: 16 jan. 2014.

SOUZA, S. S. S. de. **Análise da competitividade do algodão e da soja de Mato Grosso no período de 1990 a 2006**. 2008. 104 f. Dissertação (Mestrado em Agronegócios e Desenvolvimento Regional) — Departamento de Economia, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, 2008.

STALDER, S. H. G. M. **Análise da participação do Brasil no Mercado Internacional de Açúcar**. 1997. 121 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) — Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.

TOMICH, F. A. **Competitividade das exportações brasileiras de frutas selecionadas**. 1999. 95 f. Tese (Doutorado em Economia) — Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1999.

VELLINGIRI, D. *et al.* The cashew nut industry in India: growth and prospects. **The IUP Journal of Agricultural Economics**, [Hyderabad], v. 4, n. 2, p. 48-59, 2007.



Impactos da crise financeira internacional de 2008-09 no mercado de trabalho brasileiro*

Arlei Luiz Fachinello**

*Professor do Departamento de
Economia e Relações Internacionais da
Universidade Federal de Santa Catarina
(UFSC)*

Roberto Meurer***

*Professor do Departamento de
Economia e Relações Internacionais da
UFSC*

Resumo

A crise financeira internacional gerou redução de fluxos financeiros e de comércio em nível mundial e, por consequência, recuo da produção e eliminação de postos de trabalho na economia brasileira. A queda das receitas com exportações explica uma parcela dessas perdas, sendo o restante relacionado ao ambiente de restrições de crédito e incertezas da economia do País. Este artigo procura quantificar e analisar a influência das exportações e da demanda interna sobre o emprego setorial no Brasil, durante o período crítico da crise. A metodologia de insumo-produto foi empregada para relacionar as demandas externa e interna com o nível de emprego formal no Brasil. Destaca-se que 28,6% das perdas temporárias de postos de trabalho podem ser atreladas à queda da demanda externa, e 71,4%, à da demanda interna. Ainda, embora o setor de serviços tenha admitido mais do que demitido trabalhadores com carteira assinada nesse período, foram em suas atividades que se observaram as maiores retrações na demanda por trabalho, em razão da crise.

* Artigo recebido em jul. 2015 e aceito para publicação em maio 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

** E-mail: fachinello@hotmail.com

*** E-mail: roberto.meurer@ufsc.br

Palavras-chave

Crise financeira, economia brasileira, mercado de trabalho

Abstract

The international financial crisis produced a reduction in trade and financial flows and, as a consequence, a fall in production and employment in Brazil. One part of the losses is related to foreign demand, while the other part is due to credit constraints and uncertainty in the country's economy. This study analyzes the influence of exports and domestic demand on sectoral employment in Brazil, during the critical period of the crisis. The input-output analysis was used to relate international and domestic demands to formal employment in Brazil. It was found that 28.6% of the temporary employment loss is related to lower foreign demand and 71.4% is due to domestic demand. Moreover, although the service sector hired more than dismissed workers with formal contracts in the period, it was in its activities that the greatest reduction in the demand for work due to the crisis was observed.

Keywords

Financial crisis, Brazil's economy, labor mark

Classificação JEL: F62, J21

1 Introdução

A crise financeira internacional deflagrada a partir de 2007, nos Estados Unidos, rapidamente ganhou dimensões além-fronteiras, tornando-se global. Com as restrições de crédito nos sistemas financeiros nacionais e a redução dos fluxos de exportações que se seguiram, a turbulência financeira provocou queda do ritmo de crescimento em algumas economias assim como retração em outras. Mesmo países que não tinham exposição direta ao mercado de hipotecas dos Estados Unidos foram afetados. Segundo Claessens *et al.* (2010), os países mais atingidos foram os que tinham relações financeiras mais intensas com os Estados Unidos.

Para Chor e Manova (2012), o recuo das taxas de juros no início dos anos 2000 impulsionou o mercado imobiliário americano em ritmo acelerado até meados de 2006, quando a procura por hipotecas também se ampliou, a fim de disponibilizar recursos para quitar dívidas e elevar o consumo. Logo, o mercado de crédito de maior risco (segmento denominado *subprime*) se ampliou, e uma grande parcela dessas operações foi realizada sem as garantias tradicionais. Segundo Torres-Filho (2008), essas operações apresentavam elevadas taxas de retorno, o que atraiu fundos de investimentos e bancos, que adquiriam títulos das companhias hipotecárias e os repassavam a novos investidores. Em 2006, essa cadeia de fluxos passou a sofrer com a queda dos preços dos imóveis, a inadimplência e os novos calotes, o que reduziu o crédito. A consequência foram pedidos de concordata e quebra de bancos. Para Freitas (2009), a falência do banco de investimento Lehman Brothers, no dia 15 de setembro de 2008, simbolizou a transformação da crise que se iniciou no mercado americano em uma crise global sistêmica.

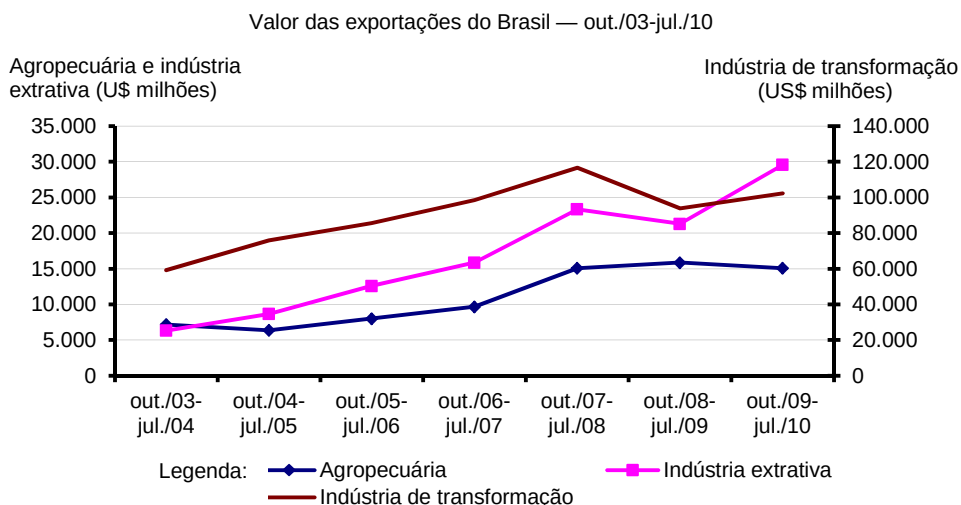
Um dos principais canais de transmissão da crise financeira para a economia real foi a restrição de crédito para o exportador e o importador. Esses efeitos foram amplificados por interrupções nas linhas de produção globais e ajustes nos estoques, levando a um intenso recuo no Produto Interno Bruto (PIB) e no comércio mundial. Os efeitos da redução do crédito foram diferenciados entre países e levaram a uma queda do comércio internacional ainda maior do que a queda do PIB (CHOR; MANOVA, 2012). Segundo dados do Fundo Monetário Internacional (2012), o PIB real mundial recuou 0,6% em 2009, e o volume das exportações mundiais, em cerca de 10%.

No Brasil, a crise econômica se fez sentir mais intensamente no terceiro trimestre de 2008, especialmente pelas restrições nas linhas de financiamento de comércio exterior e na oferta de crédito doméstico, o que reduziu as exportações e a demanda interna e piorou as expectativas sobre o desempenho econômico do País. As linhas de liquidez denominadas em dólar que os pequenos bancos ofereciam para os clientes exportadores diminuíram ou se tornaram muito caras (JARÁ; MORENO; TOVAR, 2010). No Gráfico 1, é possível visualizar o comportamento do valor das exportações setoriais brasileiras de bens no intervalo de outubro a julho do ano seguinte, para diversos períodos.

Segundo os dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) (BRASIL, 2013), a indústria de transformação apresentou queda de 19,6%, e a indústria extrativa, de 8,75% no valor das exportações, no acumulado de outubro de 2008 a julho de 2009, em relação ao mesmo intervalo de 2007 a 2008. Já os produtos agropecuários, no seu

conjunto, tiveram queda somente no período subsequente. A retração do comércio mundial foi generalizada durante a crise financeira mundial de 2008 e 2009. Segundo dados da Organização Mundial do Comércio (2013), o recuo foi de 22,3% no valor exportado globalmente, no ano de 2009.

Gráfico 1



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Brasil (2013).

Com a queda das exportações e da demanda local, muitas empresas ajustaram a produção e passaram a efetuar demissões. O cenário piorou no início de 2009, quando indicadores de projeção da produção anual passaram a apontar quedas significativas. Segundo pesquisas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2014), o volume de produção da indústria em geral mostrou recuo de cerca de 16% no primeiro trimestre de 2009, comparado com o mesmo período de 2008. Com a queda da produção, a redução dos postos de trabalho não tardou. Os dados do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) (BRASIL, 2012), mostram perdas de 475,4 mil postos de trabalho na indústria de transformação, entre outubro de 2008 e julho de 2009, em relação ao mesmo intervalo temporal do ano anterior. Na economia como um todo, foram eliminados 196,4 mil empregos formais no mesmo período, número que só não foi maior porque o setor de serviços continuou contratando mais que demitindo.

Segundo Nascimento (2009), a indústria foi a mais afetada em razão de suas transações internacionais. Essa conclusão é a mesma de diversos

trabalhos que analisaram o desemprego durante o auge da crise financeira no Brasil. Para Silva e Fonseca Neto (2014), a indústria foi a mais afetada em termos de desemprego, enquanto o setor de comércio e os demais serviços passaram ao largo da crise. Moretto e Proni (2011) também destacam que o maior impacto da crise econômica ocorreu nas atividades industriais e agropecuárias, o que provocou elevado número de demissões. Para os autores, o setor de serviços manteve-se imune durante o período mais agudo da crise.

Embora a indústria exportadora possa ter sido intensamente afetada, em termos de redução de postos de trabalho, durante a crise, o clima de incerteza e as restrições de crédito interno levaram à contração da demanda interna, pulverizando o problema inicialmente advindo do mercado externo. O setor de serviços, que criou 348 mil postos de trabalhos nos meses de outubro de 2008 a julho de 2009, período mais crítico da crise no Brasil, havia criado mais de um milhão de empregos formais no mesmo intervalo temporal do ano anterior. Assim, os impactos negativos sobre o emprego no Brasil, durante a crise financeira de 2008/2009, vão muito além do recuo das exportações e das perdas de postos de trabalho nas atividades industriais.

Visando entender o papel das demandas externa e interna sobre a dinâmica do emprego formal nacional no período crítico da crise, o presente trabalho avaliou as parcelas do desemprego setorial devido à queda das exportações e ao recuo da demanda interna. Utilizando-se do instrumental de insumo-produto, foi possível relacionar o comportamento dessas demandas com os da produção e do emprego no mercado formal, nas diversas atividades econômicas do País, durante o auge da crise financeira, entre outubro de 2008 e julho de 2009.

Partindo das variações setoriais de emprego formal, esta análise inova ao relacionar essas variações com o comportamento das exportações e da demanda doméstica. Dessa forma, é possível visualizar o desemprego conjuntural provocado por alterações nas diferentes demandas por produtos brasileiros. Além disso, complementa outras pesquisas que buscaram analisar o mercado de trabalho durante a crise de 2008/2009, no Brasil.

A metodologia de insumo-produto foi utilizada por Cai, Wang e Zhang (2010) para a simulação dos efeitos da crise financeira sobre as exportações e o emprego na China. Com isso, os autores conseguiram determinar quais setores deveriam ser priorizados nos estímulos, de modo a não reduzir o crescimento. Os efeitos do comércio internacional sobre a produção doméstica dos Estados Unidos, por sua vez, são analisados por Levchenko, Lewis e Tesar (2010). A utilização da metodologia de insumo-produto permitiu mostrar a importância da demanda intermediária sobre o resultado. Para

a economia brasileira, por seu turno, o efeito das medidas tributárias de estímulo à economia após a crise, inclusive sobre o emprego, é analisado em Borghi (2011). Esse trabalho mostra efeitos setoriais muito diferentes, para o que a metodologia de insumo-produto se mostra adequada.

Este artigo está estruturado em quatro seções, incluindo esta **Introdução**. Na seção 2, são apresentados a metodologia e os dados utilizados; na seção 3, são mostrados os resultados e as análises; na seção 4, são apresentadas as principais conclusões.

2 Metodologia e dados

A análise de insumo-produto tem origem no fluxo circular de renda e foi adaptada ao estudo empírico da interdependência de quantidades entre atividades econômicas inter-relacionadas. Como ressalta um dos principais formuladores da teoria e de sua aplicação,

A análise de Insumo-Produto é uma extensão prática da teoria clássica de interdependência geral que vê a economia total de uma região, país, ou mesmo do mundo todo, como um sistema simples, e parte para descrever e para interpretar a sua operação em termos de relações estruturais básicas observáveis (LEONTIEF, 1987, p. 860).

Nesse tipo de modelagem econômica, a economia funciona como uma vasta rede que tenta equacionar oferta e demanda agregada. Esse sistema de interdependência é formalmente visto em uma tabela de insumo-produto.

O modelo básico descreve o comportamento da produção em função de variações da demanda final, conforme apresentado na equação (1).

$$X = (I - A)^{-1} \cdot Y \quad \text{ou} \quad X = B \cdot Y, \quad (1)$$

em que X representa o vetor de produção; Y, a demanda final; I, a matriz identidade; A, a matriz de coeficientes técnicos, e $B = (I - A)^{-1}$ é a matriz de coeficientes diretos e indiretos, ou também matriz de *Leontief*. Cada elemento b_{ij} deve ser interpretado como sendo a produção total do setor *i* que é necessária para produzir uma unidade de demanda final do setor *j*.

A matriz B capta os efeitos totais sobre a produção, dado um choque na demanda final. O impacto total sobre a produção de uma variação na demanda final resulta de um ciclo de ajuste produtivo nos diversos setores econômicos originalmente integrados. A variação na demanda final do setor *j*, por exemplo, leva a uma variação na produção do próprio setor *j*, visando a atendê-la. Isso pode ser representado pela expressão $(I \cdot \Delta Y)$. Para gerar essa produção adicional, é necessário um conjunto de insumos de diversos

outros setores, que, para atender essa nova demanda, precisarão ajustar suas produções (representado por $(I + A).\Delta Y$). Esses fornecedores de insumos também passarão a demandar novos insumos.¹

O modelo representado na equação (1) considera o consumo final das famílias como variável exógena e é conhecido como modelo aberto. A vinculação do emprego setorial ao produto da economia pode ser representada pela equação (2).

$$v_i = \frac{PO_i}{X_i} \quad \text{ou} \quad PO_i = v_i \cdot X_i \quad (2)$$

em que PO_i é o número de pessoas ocupadas na produção da atividade i , X_i é a produção total desse setor, e v_i é o número de trabalhadores por unidade de produto (é uma constante no modelo).

Substituindo o vetor de produção da equação (2) em (1), no formato matricial, tem-se:

$$\frac{PO}{v} = (I - A)^{-1} \cdot Y \quad (3)$$

Esse indicador reflete o impacto linear das mudanças na demanda final sobre o emprego.

Considerando o objetivo de avaliar a contribuição das demandas externa e interna sobre as perdas de emprego durante a crise, a expressão (3) é modificada, subdividindo a demanda final em demanda doméstica (DI) e demanda externa (DE) e deixando-as como variáveis a serem determinadas, conforme apresentado na equação (4).

$$\Delta(DI + DE) = (I - A) \cdot \frac{\Delta PO}{v} \quad (4)$$

Para uma variação da demanda externa já conhecida durante a crise, pode-se, então, determinar a variação da demanda doméstica, compatível com a variação do emprego (P0) observado. Essa separação das demandas é uma importante contribuição deste trabalho à literatura.

Por fim, uma vez conhecidas as alterações nas demandas finais externa e interna compatíveis com as mudanças no emprego setorial, foi possível determinar as parcelas do desemprego gerado na crise que tiveram, como causa, alterações na demanda internacional por produtos do setor ou por

¹ O processo continua até que o conjunto de setores atenda às novas necessidades, o que gera um novo equilíbrio. Para mais detalhes, consultar Miller e Blair (1985).

alterações no consumo e nos investimentos, no País. A expressão (5) fornece esses resultados.

$$\left(\frac{\Delta PO_{DI} + \Delta PO_{DE}}{v} \right) = (I - A)^{-1} \cdot (\Delta DI + \Delta DE) \quad (5)$$

O entendimento dos condicionantes do desemprego gerado no Brasil durante a crise financeira internacional foi realizado utilizando-se o modelo de insumo-produto. Essa abordagem é diferenciada dos trabalhos disponíveis na literatura, por relacionar as alterações no nível de emprego setorial com as mudanças na demanda externa (exportações) e demanda interna (formação bruta de capital e consumo doméstico). Esse relacionamento foi obtido pelos coeficientes de uma matriz de insumo-produto (MIP) brasileira para o ano de 2008. A escolha desse ano de referência se deve à disponibilidade das tabelas de recursos e usos nacionais no início da pesquisa.

O IBGE divulga periodicamente as tabelas de recursos e usos. Para a obtenção da MIP de 2008 e da matriz de coeficientes utilizada foi necessário transformar a matriz de usos a preços ao consumidor em uma matriz de usos a preços básicos. Esse processo seguiu o método apresentado em Guilhoto e Sesso-Filho (2005), e a consistência necessária foi garantida utilizando-se o método RAS², mantendo-se, assim, as relações básicas entre oferta e demanda de produtos e receitas e despesas da produção, em cada uma das 56 atividades; mantiveram-se as mesmas atividades das Contas Nacionais do Brasil (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2014). Na Tabela 1, as atividades foram agregadas, destacando-se as que apresentaram os choques mais significativos em termos de variações de empregos formais.

Para a definição dos choques, foi necessário obter as variações no emprego formal e nas exportações das 56 atividades da MIP. Todos os dados utilizados se referem ao intervalo entre outubro de 2008 e julho de 2009, período de maior intensidade da crise na economia brasileira. As informações do emprego setorial nacional foram obtidas da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e do Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (Caged), do Ministério do Trabalho e Emprego (BRASIL, 2011, 2012). As variações do emprego formal consideradas para a análise representam a diferença entre o que foi observado no acumulado de setembro de 2008 a julho de 2009 e de setembro de 2007 a julho de 2008.

² O método RAS faz ajustamentos nas matrizes por meio de processamentos simultâneos nas linhas e colunas até que se atinja a convergência de valores desejada.

Os dados de exportação são oriundos do sistema Aliceweb, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (BRASIL, 2013), e foram convertidos em reais pela taxa de câmbio média do período analisado. As variações do valor das exportações em cada atividade foram calculadas considerando a diferença entre o observado entre setembro de 2008 e julho de 2009 e entre setembro de 2007 e julho de 2008.

Os dados de emprego, classificados inicialmente segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0, e os dados de exportações, classificados segundo a Nomenclatura Comum do Mercosul, foram reagrupados segundo a estrutura das atividades das Contas Nacionais de 2008, mantendo, assim, a compatibilidade necessária entre as diferentes fontes de informação. Os tradutores utilizados podem ser encontrados em Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2015).

3 Resultados

Diante da crise financeira internacional e da desaceleração da economia mundial, o Brasil passou a sentir os reflexos da queda das vendas externas. No auge da crise no Brasil (setembro de 2008 a julho de 2009), foram exportados US\$ 131 bilhões, valor 15,5% menor que o do mesmo período do ano anterior (BRASIL, 2013). No mercado interno, as restrições de crédito, os aumentos dos custos das empresas e as expectativas negativas sobre o futuro da economia pesaram negativamente sobre os investimentos e a demanda interna, refletindo-se negativamente no mercado de trabalho.

A Tabela 1 apresenta as variações das exportações e dos empregos formais no acumulado de setembro de 2008 a julho de 2009, em relação aos mesmos meses de 2007/2008. As variações na demanda final doméstica são resultados do cálculo com a MIP, ou seja, referem-se à demanda final doméstica compatível com as variações dos empregos e das exportações. As variações nos empregos são apresentadas de forma agregada para cada atividade, assim como as dos volumes relacionadas às demandas externa e interna de toda a economia. A utilização do modelo de insumo-produto permite obter os efeitos diretos e indiretos totais resultantes dos efeitos multiplicadores na economia.

A retração das exportações, no período crítico da crise, deixou de injetar cerca de R\$ 52,5 bilhões na economia brasileira, conforme mostra a Tabela 1, o que contribuiu para o recuo da produção e a eliminação de postos de trabalho. Dos 1.774 mil empregos com carteira assinada que deixaram de ser criados na economia brasileira durante os meses de outubro de 2008 e julho de 2009 (quando comparados com o comportamento do mes-

mo período do ano anterior), 516,6 mil, ou 29,1%, estão diretamente relacionados com o recuo dos R\$ 52,5 bilhões nas exportações de bens e serviços do País. A diferença, 1.257,6 mil empregos, ou 70,9%, se deve ao recuo da demanda final doméstica. Portanto, a maior parcela dos postos de trabalho eliminados na época em razão da crise financeira mundial se deve aos ajustes internos na demanda por bens e serviços domésticos.

Com as instituições financeiras buscando reduzir a alavancagem no mercado local, o crédito doméstico se reduziu rapidamente, impactando todo o sistema econômico. Além do impacto direto na demanda final por bens e serviços das famílias, a restrição de crédito impediu as firmas de obter capital de giro e de investir (FREITAS, 2009). Houve também intensa depreciação cambial no período, o que elevou os custos das empresas e impôs ajustes do lado da produção. Segundo o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2009), a crise emergiu, no Brasil, na fase final de um dos ciclos de crescimento industrial mais longos das últimas duas décadas.

Nas atividades agropecuárias, os 152,7 mil empregos formais que deixaram de ser gerados durante o auge da crise no Brasil, conforme apresentado na Tabela 1, se devem essencialmente ao recuo da demanda interna brasileira, especialmente por insumos da agroindústria. As vendas externas mantiveram-se em alta nesse período, seguindo a trajetória dos últimos anos. Dos 152,7 mil empregos perdidos, 152,3 estão diretamente relacionados ao recuo da procura interna pelo insumo agropecuário. Assim, o aumento do valor das exportações no período crítico da crise contribuiu para amenizar os impactos negativos sobre o PIB e o emprego, advindos da menor demanda nacional.

Segundo dados de comércio exterior (BRASIL, 2013), o valor das exportações aumentou 5,08% no auge da crise, recuando 5,06% no trimestre seguinte, o que difere da tendência das demais atividades no período. Entre os três principais produtos agrícolas exportados (soja, café e milho em grão), somente o milho em grão apresentou redução do valor exportado. Os preços das *commodities*, que vinham impulsionando as atividades desde 2003, recuaram diante dos sinais de aprofundamento da crise financeira internacional. Nos meses que antecederam a eclosão da crise no mercado internacional, os preços das *commodities* em geral sofreram elevado aumento, refletindo o temor de uma crise alimentar mundial e um movimento especulativo em direção às *commodities* agrícolas.

Tabela 1

Variações na demanda final e seus impactos no nível de emprego formal regido pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), no Brasil — set./08-jul./09

ATIVIDADES	VARIAÇÃO NA DEMANDA (R\$ milhões)		VARIAÇÃO NO EMPREGO DEVIDO À MUDANÇAS NA DEMANDA FINAL (1) (unidades)		
	Externa	Interna	Total Geral	Demanda Externa	Demanda Doméstica
Agropecuária	1.682	-44.598	-152.753	-394	-152.359
Indústria extrativa	-4.474	3.202	-17.090	-21.375	4.285
Indústria de transformação	-50.043	-46.591	-740.596	-311.042	-429.554
Alimentos e bebidas	-2.347	-8.585	-69.276	-14.104	-55.172
Têxteis	-440	-773	-22.102	-6.527	-15.575
Artigos de vestuário e acessórios	-166	-1.819	-36.106	-3.390	-32.716
Artefatos de couro e calçados	-2.722	-62	-53.176	-51.463	-1.713
Artigos de borracha e plástico	-982	-686	-48.075	-18.278	-29.797
Outros produtos de minerais não metálicos	-1.127	1.541	-27.892	-15.163	-12.729
Fabricação de aço e derivados	-6.332	-3.611	-29.206	-14.016	-15.190
Metalurgia de metais não ferrosos	-3.008	-1.302	-28.837	-16.124	-12.713
Produtos de metal	-178	-4.593	-77.166	-17.622	-59.544
Máquinas e equipamentos e manutenção	-5.674	-8.628	-65.834	-26.709	-39.125
Eletrodomésticos	-549	-1.376	-25.079	-7.117	-17.962
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	-847	-2.839	-23.584	-6.462	-17.122
Material eletrônico e equipamentos de comunicações	-1.453	-2.327	-23.107	-6.952	-16.155
Automóveis, camionetas e utilitários	-3.631	-9.529	-14.218	-3.934	-10.284
Peças e acessórios para veículos automotores	-4.033	-3.577	-80.207	-35.952	-44.255
Outros equipamentos de transporte	-311	-5.097	-17.882	-1.134	-16.748
Móveis e produtos das indústrias diversas	-744	-2.094	-26.405	-7.221	-19.184
Demais atividades industriais	-15.499	8.765	-72.444	-58.873	-13.571
Serviços	280	-43.769	-863.780	-183.815	-679.965
Construção civil	0	-23.769	-227.622	-3.566	-224.056
Comércio	0	1.261	-227.584	-72.076	-155.508
Transporte, armazenagem e correio	0	968	-67.143	-30.276	-36.867
Intermediação financeira e previdência complementar	0	-2.477	-37.548	-9.730	-27.818
Alojamento e alimentação	0	-1.515	-27.837	-1.857	-25.980
Serviços prestados às empresas	0	-3.618	-175.090	-43.063	-132.027
Demais serviços	280	-14.620	-100.956	-23.247	-77.709
TOTAL	-52.554	-131.757	-1.774.219	-516.627	-1.257.592

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Brasil (2012, 2013).

(1) As variações do emprego de cada grupo de atividades correspondem ao efeito total das variações da demanda externa ou interna e não somente ao comportamento da sua própria demanda. Incluem-se aqui os efeitos indiretos.

Na indústria de transformação, a queda das exportações foi generalizada, afetando todas as atividades na escala apresentada na Tabela 1. Houve perdas de 50 bilhões de reais em receitas com exportações, o que explica a redução de 311 mil postos de trabalho entre outubro de 2008 e julho de 2009. Porém, o que se observou para o período foi uma redução de 740,5 mil empregos formais em relação ao mesmo intervalo temporal do ano anterior. Essa diferença, 429,5 mil, é explicada principalmente pela queda da demanda final das famílias e dos investimentos. Embora a indústria tenha sido intensamente prejudicada por menores vendas no setor externo, a elevada perda de postos de trabalho formal no auge da crise se deve mais aos reflexos internos da crise na economia brasileira. É importante observar que as exportações representavam cerca de 14% do valor do PIB brasileiro em 2008.³ Segundo o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2009), o acúmulo de estoques das empresas, as significativas restrições de crédito e a deterioração das expectativas geraram muita apreensão por parte dos consumidores e empresários.

Entre as indústrias de transformação que mais fecharam postos de trabalhos durante o auge da crise, destacam-se: peças e acessórios para veículos, produtos de metal, alimentos e bebidas, máquinas e equipamentos e artigos de borracha e plástico. Segundo Baiher, Higember e Consolmagno (2014), foram as indústrias de mais tecnologia que mais demitiram nesse período.

O segmento de veículos, peças e acessórios foi um dos mais afetados pela crise financeira de 2008/2009. O significativo recuo da produção está intimamente relacionado ao aperto de crédito ao consumidor, já que a maioria das suas vendas se apoia no financiamento concedido por bancos, e também significa redução do valor exportado. O Gráfico 2 apresenta o comportamento das vendas trimestrais de automóveis no atacado, entre 2005 e 2010, no mercado interno, com destaque para a redução das vendas no terceiro trimestre de 2008.

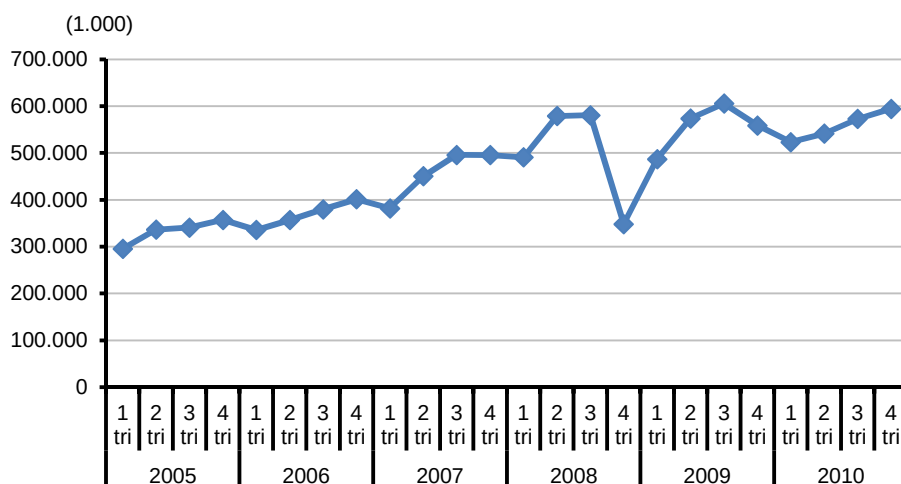
Esse recuo da produção e das vendas no período levou a um grande número de demissões. Considerando as três atividades (automóveis, camionetas e utilitários; peças e acessórios para veículos automotores; outros equipamentos de transporte), deixou-se de criar 112,3 mil postos de trabalho durante a crise, sendo 36,5% resultado do recuo das exportações e 63,5% devido à retração da demanda interna. O valor exportado desse grupo diminuiu R\$ 7,9 bilhões de reais em 2008/2009 em relação ao período anterior, sendo R\$ 3,6 bilhões em automóveis, camionetas e utilitários, R\$ 4,0 bilhões em peças e acessórios e R\$ 311 milhões em outros equipamen-

³ Número obtido da própria MIP utilizada na pesquisa.

tos de transporte. Conforme se pode observar na Tabela 1, somente na atividade peças e acessórios para veículos automotores, as perdas com receitas de exportação totalizaram R\$ 4,0 bilhões, e deixaram de ser gerados 80,2 mil postos de trabalho entre setembro de 2008 e julho de 2009. As demissões superaram as admissões em quase 50 mil no período crítico de 2008/2009, enquanto, no mesmo intervalo de 2007/2008, houve criação de 30,3 mil postos de trabalho.

Gráfico 2

Vendas de automóveis nacionais no mercado interno do Brasil — 2005-10



FONTE: Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores (2013).

No segmento de metalurgia (fabricação de aço e derivados; e metalurgia de metais não ferrosos), deixou-se de criar 58 mil postos de trabalho durante os dez meses de maior impacto da crise sobre a economia brasileira. O recuo das demandas externa e interna foi igualmente causador da redução dos produtos e dos empregos nesses setores produtivos. Na fabricação de aço e derivados, houve redução de R\$ 6,3 bilhões nas receitas com exportações em relação ao período anterior, o que, juntamente com o recuo do conjunto das exportações nacionais, explica a perda de cerca de 14 mil empregos formais, ou seja, 47,9% do total. Os outros 52,1% se devem à redução da demanda final doméstica. Em 2008, aproximadamente 74% do seu produto foram utilizados por outros setores da economia brasileira, especialmente pelos de produtos de metal, máquinas e equipamentos, peças e acessórios para veículos automotores e construção civil. Nesses

setores, houve grande variação dos níveis de produção, reduzindo, assim, a compra do produto da metalurgia. Portanto, considerando o segmento de metalurgia, aproximadamente 48% dos empregos perdidos no período da crise se devem aos ajustes internos da economia brasileira como um todo.

No segmento de eletroeletrônicos (eletrodomésticos, máquinas, aparelhos e materiais elétricos; material eletrônico e equipamentos de comunicações), a retração da demanda doméstica explica a maior parcela dos empregos perdidos durante a crise. São atividades em que o crédito ao consumidor tem grande influência nas decisões de compra, e a parcela exportada é inferior a 10% do produto. Para os eletrodomésticos, dos 25 mil empregos não criados durante o período crítico da crise, 17,9 mil, ou 71,6%, se devem à queda das vendas domésticas. Em 2008, 84,7% de suas vendas foram direcionadas ao consumo das famílias no País, 5,7% para exportações, 3,7% para formação bruta de capital e 5,9% para o consumo intermediário.

Na atividade alimentos e bebidas, 79,6% dos 69,3 mil postos de trabalho não criados em razão da crise se devem ao ajuste interno da economia brasileira. Embora as perdas com exportações tenham sido de cerca de R\$ 2,3 bilhões no período crítico de 2008/2009 em relação ao mesmo intervalo de 2007/2008, isso explica uma parcela pequena do fechamento dos postos de trabalho. Esse número vai para 14,1 mil empregos, se levado em consideração o comportamento de toda a demanda externa do País. Portanto, a queda das exportações da própria atividade, e também das demais, explica apenas 20,4% da perda dos empregos formais não gerados no auge da crise financeira no Brasil. Os outros 55,1 mil postos de trabalho formais não criados no período, ou seja, 79,6% das perdas no mercado de trabalho, são explicados pela retração da demanda das famílias e dos investimentos na economia brasileira.

As atividades de serviços admitiram mais do que demitiram no auge da crise financeira, com um saldo de 348 mil empregos (Tabela A.1 no **Apêndice**). Diante de um contexto de fechamento de postos de trabalho, esse resultado parece bastante positivo. Porém, como observado na Tabela 1, se comparado aos empregos líquidos formais gerados nos mesmos 10 meses de 2007/2008, as atividades de serviços deixaram de criar 863 mil vagas entre outubro de 2008 e julho de 2009. As atividades de construção civil, comércio e serviços prestados às empresas sofreram as maiores perdas de empregos em razão da crise que atingiu o País. O comportamento observado para o período se deve preponderantemente aos ajustes internos da economia brasileira. As duas primeiras também são atividades diretamente dependentes do crédito e das perspectivas dos consumidores quanto ao desempenho da economia. Esse resultado difere das conclusões de Moretto

e Proni (2011) e de Silva e Fonseca Neto (2014), que destacam o baixo impacto da crise sobre o setor de serviços.

Somente a construção civil deixou de criar 227,6 mil empregos formais nos meses de outubro de 2008 a julho de 2009, já que foram gerados, para o período, somente 8,6 mil postos de trabalho formais. No mesmo lapso temporal dos anos anteriores (2007/2008), foram gerados 236,2 mil empregos. Na construção civil, a menor demanda final por serviços foi responsável por 96,5% das perdas em termos de empregos formais no setor. O restante está relacionado ao comportamento da demanda intermediária, realizada pelos demais setores da economia brasileira. A atividade é a principal fornecedora de bens de capital da economia do País, e a demanda pelo produto é bastante dependente do volume de crédito de longo prazo, que se contraiu rapidamente com a crise financeira.

De forma geral, a retração do PIB e as perdas de postos de trabalho no mercado brasileiro durante o auge da crise financeira internacional foram significativas e generalizadas. As menores receitas de exportação impuseram menor nível de produção e menor demanda por trabalho na economia brasileira, especialmente na indústria exportadora. Por outro lado, com a crise afetando o mercado de crédito doméstico e o pessimismo sobre o futuro próximo da economia do País, a demanda doméstica das famílias e de bens de capital recuaram ainda mais intensamente, ampliando significativamente os impactos sobre a produção e os empregos na economia brasileira. Segundo Pochmann (2009), essas perdas se concentraram em empregos com salários mais altos e provocaram crescimento de postos de trabalho informais e maior rotatividade nos empregos assalariados formais. Em estudo dos impactos da crise sobre o emprego na cidade de Catalão-GO, Muniz e Lima (2009) destacam que 2/3 dos desligamentos ocorreram por demissão sem justa causa e término de contrato de trabalho.

Na opinião de Moretto e Proni (2011), a crise de 2008/2009 fez interromper a trajetória de grande dinamismo na economia brasileira de gerar empregos protegidos pela legislação trabalhista dos últimos anos. Para Silva e Fonseca Neto (2014), os impactos da crise no Brasil não foram tão agudos, comparados com os de outros países desenvolvidos, em razão da baixa exposição do sistema financeiro local a títulos de alto risco, situação fiscal capaz de implementar medidas de estímulo e baixo endividamento externo das empresas exportadoras. Segundo o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2009) e Moretto e Proni (2011), na área monetária, houve redução das taxas de juros e aumento da oferta de crédito dos bancos públicos, o que recuperou o nível de liquidez. Na esfera fiscal, houve desonerações tributárias, ampliação de investimentos em infraestrutura e manuten-

ção de programas sociais. Essas ações de governo foram aplicadas por muitos países da América Latina.

No mercado de trabalho, as contratações voltaram a ocorrer, com a recuperação da economia ainda durante o ano de 2009. Já no período de setembro de 2009 a julho de 2010 (Tabela A.1 no **Apêndice**), as admissões superaram as demissões, apresentando um saldo líquido de 1,7 milhões de novos postos de trabalho. Tanto a indústria como os serviços voltaram ao ritmo de criação líquida de empregos de antes da crise.

4 Conclusões

A crise financeira originária dos Estados Unidos tornou-se global via redução dos fluxos financeiros e de comércio internacionais, levando à retração do PIB e do emprego globais. Mesmo em economias como a brasileira, menos expostas aos fatores financeiros de alto risco em que a crise foi originada, os reflexos de curto prazo foram significativos.

Para o mercado de trabalho, os números do Caged mostram o fechamento de aproximadamente 800 mil postos de trabalho somente nos meses de novembro, dezembro e janeiro de 2008/2009, números bem superiores aos usuais para esses meses do ano. Se observado o ritmo de criação de novos empregos formais entre outubro de 2007 e julho de 2008, a crise levou a economia brasileira a deixar de criar cerca de 1,7 milhões de novas vagas entre outubro de 2008 e julho de 2009. Esses resultados negativos foram rapidamente revertidos nos meses seguintes, com a economia voltando a crescer. Para o período de outubro de 2009 a julho de 2010, a economia brasileira contratou 1,7 milhões de trabalhadores a mais do que demitiu no mercado formal.

O corte temporário de postos de trabalho foi mais expressivo na indústria de transformação. Porém, foi nas atividades de serviços que se fez sentir o menor número de contratações para o período. Considerando como base os números gerados no período anterior à crise, o setor de serviços deixou de criar 863 mil vagas, e a indústria de transformação, 740 mil. As atividades de construção civil, comércio, transporte e serviços prestados às empresas foram as mais afetadas, mesmo tendo apresentado criação líquida de empregos formais no período. Somente esse grupo de atividades deixou de criar 697 mil vagas, o que representou quase 40% do total de empregos não criados no Brasil em razão da crise. Na indústria de transformação, os maiores impactos em termos de emprego se fizeram sentir nos segmentos de automóveis e de alimentos. Cabe observar que esses setores

apresentam elevados multiplicadores na economia brasileira, o que fez a retração dessas atividades se disseminar por toda a economia do País.

A utilização da metodologia de insumo-produto permitiu separar os efeitos da crise em suas componentes de demandas externa e interna. Nas vendas para o mercado internacional, houve perdas de aproximadamente R\$ 52 bilhões entre outubro de 2008 e julho de 2009, em relação ao mesmo intervalo de 2007/2008, o que se refletiu na não criação de 507,6 mil postos de trabalho no período. Isso representa 28,6% dos empregos formais que deixaram de ser criados. O restante, 71,4%, é explicado pela retração da demanda final doméstica, principalmente pelo consumo das famílias e dos investimentos. Portanto, a maior parcela do “desemprego” temporário gerado no Brasil, no auge da crise financeira mundial, se deve aos ajustes internos da demanda por bens e serviços domésticos. Apesar da menor participação do setor externo na explicação do fechamento de postos de trabalho, essa parcela é consideravelmente maior que a da participação das exportações no PIB.

O presente trabalho buscou avaliar a influência dos fluxos de exportação e de fatores internos sobre a destruição de postos de trabalho formais no período crítico da crise, na economia brasileira. Os resultados complementam as exposições apresentadas na literatura, ao inovar na metodologia e trazer resultados até então não apresentados; no entanto, não são convergentes com as conclusões de Silva e Fonseca Neto (2014) e de Moretto e Proni (2011), que concluíram que o setor de serviços não foi significativamente afetado pela crise. O presente trabalho mostra que foi justamente o setor de serviços que absorveu os maiores impactos negativos, em termos de empregos, advindos da crise econômica de 2008/2009 no Brasil.

Ao concentrar a atenção dos cálculos na importância da retração das demandas externa e interna e na apresentação dos resultados, a análise dos fatores internos que levaram às quedas da demanda final de bens e serviços e do consumo intermediário das atividades econômicas no País ficou limitada. Nesse sentido, novos trabalhos podem explorar a dinâmica intersetorial de fechamento dos postos de trabalho advindos da restrição de crédito e do ambiente de incerteza durante a crise na economia brasileira.

Apêndice

Tabela A.1

Variações absolutas no emprego formal regido pela Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), nas atividades produtivas do Brasil — 2006-10

ATIVIDADES	2006-07	2007-08	2008-09	2009-10	EMPREGOS NÃO CRIA- DOS EM 2008-09 (1)
Agropecuária	42.956	87.818	-64.935	36.885	-152.753
Indústria extrativa	12.923	12.967	-4.123	13.304	-17.090
Indústria de transformação	220.095	265.107	-475.489	369.828	-740.596
Alimentos e bebidas	20.338	-18.617	-87.893	-21.862	-69.276
Têxteis	8.676	6.051	-16.051	14.919	-22.102
Artigos do vestuário e acessórios	21.346	21.358	-14.748	32.138	-36.106
Artefatos de couro e calçados	-1.391	15.378	-37.798	30.278	-53.176
Artigos de borracha e plástico	15.829	18.563	-29.512	30.333	-48.075
Outros produtos de minerais não me- tálicos	5.925	14.494	-13.398	24.574	-27.892
Fabricação de aço e derivados	4.481	10.325	-18.881	10.544	-29.206
Metalurgia de metais não ferrosos	6.881	6.629	-22.208	13.265	-28.837
Produtos de metal	26.958	36.935	-40.231	47.607	-77.166
Máquinas e equipamentos, e manu- tenção e reparo	20.891	32.158	-33.676	29.150	-65.834
Eletrodomésticos	8.851	12.305	-12.774	13.659	-25.079
Máquinas, aparelhos e materiais elé- tricos	8.110	12.555	-11.029	9.989	-23.584
Material eletrônico e equipamentos de comunicação	-975	8.402	-14.705	11.400	-23.107
Automóveis, camionetas e utilitários ..	5.184	7.207	-7.011	6.090	-14.218
Peças e acessórios para veículos au- tomotores	20.040	30.319	-49.888	42.639	-80.207
Outros equipamentos de transporte ...	8.056	9.132	-8.750	5.458	-17.882
Móveis e produtos das indústrias di- versas	11.521	10.711	-15.694	20.779	-26.405
Demais atividades industriais	29.374	31.202	-41.242	48.868	-72.444
Serviços	788.969	1.211.857	348.077	1.297.558	-863.780
Construção civil	70.316	236.180	8.558	261.383	-227.622
Comércio	283.019	347.808	120.224	373.397	-227.584
Transporte, armazenagem e correio ..	69.660	92.920	25.777	117.683	-67.143
Intermediação financiamento e previ- dência complementar	21.366	37.377	-171	34.308	-37.548
Alojamento e alimentação	50.181	51.877	24.040	54.264	-27.837
Serviços prestados às empresas	172.566	226.150	51.060	229.975	-175.090
Demais serviços	121.861	219.545	118.589	226.548	-100.956
TOTAL	1.064.943	1.577.749	-196.470	1.717.575	-1.774.219

FONTE: Brasil (2012).

NOTA: As variações apresentadas na tabela correspondem ao número líquido de postos de trabalho gerados entre outubro e julho do ano seguinte.

(1) Diferença entre a variação no emprego formal entre outubro de 2008 e julho de 2009 (2009/2008) e outubro de 2007 a julho de 2008 (2007/2008).

Referências

ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS FABRICANTES DE VEÍCULOS AUTOMOTORES (ANFAVEA). **Vendas — automóveis nacionais montados e desmontados**. 2013. Disponível em:

<<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 20 jul. 2013.

BAIHER, A. P.; HIGEMBER, C. M. A.; CONSOLMAGNO, B. M R. Efeitos da crise mundial de 2008 no Mercado de trabalho industrial dos estados brasileiros. **Revista Economia e Desenvolvimento**, João Pessoa, v. 13, n. 2, p. 291-303, 2014.

BORGHI, R. A. Z. Política brasileira de incentivos tributários diante da crise econômica internacional: uma avaliação a partir dos setores-chave. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39., 2011, Foz do Iguaçu. **Anais...** Niterói: Anpec, 2011. Disponível em:

<<http://anpec.org.br/encontro/2011/inscricao/arquivos/000-76b0f4339e320c21bbb1ad78fce5b42.pdf>>. Acesso em: 7 ago. 2013.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). **Análise das informações de comércio exterior**. 2013. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 25 fev. 2013.

BRASIL. Ministério do Trabalho e do Emprego (MTE). **Relação Anual de Informações Sociais**. 2011. Disponível em: <www.mte.gov.br>. Acesso em: 12 fev. 2011.

BRASIL. Ministério do Trabalho e do Emprego (MTE). **Cadastro Geral de Empregados e Desempregados**. 2012. Disponível em: <www.mte.gov.br>. Acesso em: 15 fev. 2012.

CAI, F.; WANG, D.; ZHANG, H. Employment effectiveness of China's economic stimulus package. **China & World Economy**, [Beijing], v. 18, n. 1, p. 33-46, 2010.

CHOR, D.; MANOVA, K. Off the Cliff and back? Credit conditions and the international trade during the global financial crisis. **Journal of International Economics**, [S.l.], v. 87, n. 1, p. 117-133, 2012.

CLAESSENS, S. *et al.* Cross-country experiences and policy implications from the global financial crisis. **Economic Policy**, [S.l.], v. 25, n. 62, p. 267-293, 2010.

FREITAS, M. C. P. Os efeitos da crise global no Brasil: aversão ao risco e preferências pela liquidez. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 23, n. 66, p. 125-145, 2009.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI). **World economic outlook databases**. 2012. Disponível em:

<<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2012/01/weodata/weoselagr.aspx>>.

Acesso em: 2 maio 2016.

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

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Comissão Nacional de Classificação. **Classificações**: atividades econômicas. 2015. Disponível em:

<<http://concla.ibge.gov.br/classificacoes/por-tema/atividades-economicas>>.

Acesso em: 14 mar. 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF)**. 2013. Disponível em:

<<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/industria/pimpfbr/>>.

Acesso em: 28 set. 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema de Contas Nacionais do Brasil**. 2012. Disponível em:

<<http://www2.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&o=15&i=P&c=1621>>. Acesso em: 28 set. 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Tabelas de recursos e usos das contas nacionais**. 2014. Disponível em:

<<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasnacionais/2014/default.shtm>>. Acesso em: 21 fev. 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Crise internacional**: impactos sobre o emprego no Brasil e o debate para a constituição de uma nova ordem global. [S.l.], 2009. (Comunicado da Presidência, n. 21).

JARÁ, A.; MORENO, R.; TOVAR, C. The global crisis and Latin América: financial impact and policy responses. In: GIRALDO, C. A. **Política monetária**: ¿Que hemos aprendido desde una perspectiva de largo plazo y de la presente crisis? Colombia: [s.n.], 2010. p. 24-53. Disponível em: <<http://www.flar.net/uploads/default/calendar/f5ee5814d0dd1892a5ee7f043b7c8fbc.pdf>>. Acesso em: 16 mar. 2015.

LEONTIEF, W. Input-output analysis. In: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. (Ed.). **The New Palgrave Dictionary of Economics**. London: Macmillan Press, 1987. v. 2, p. 860-864.

LEVCHENKO, A. A.; LEWIS, L. T.; TESAR, L. L. The collapse of international trade during the 2008-09 crisis: in search of the smoking gun. **IMF Economic Review**, [S.l.], v. 58, n. 2, p. 214-253, 2010.

MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. **Input-output analysis: foundations and extensions**. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1985.

MORETTO, A.; PRONI, M. W. O desemprego no Brasil: análise da trajetória recente. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 10, n. 1, p. 7-35, 2011.

MUNIZ, A. L. P.; LIMA, C. M. O impacto da crise subprime no fluxo de comércio internacional e no mercado de trabalho de Catalão-GO. **Revista CEPPG**, Catalão, GO, ano 12, n. 21, p. 166-182, 2009.

NASCIMENTO, C. Efeitos da crise financeira internacional no nível de atividade econômica. **Conjuntura & Planejamento**, Salvador, n. 162, p. 6-11, 2009.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DO COMÉRCIO (OMC). **Time series on international trade**. 2013. Disponível em:

<<http://stat.wto.org/StatisticalProgram/WSDBViewData.aspx?Language=E>>. Acesso em: 4 maio 2013.

POCHMANN, M. O trabalho na crise econômica no Brasil: primeiros sinais. **Estudos avançados**, São Paulo, v. 23, n. 66, p. 41-52, 2009. Disponível em:

<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142009000200004&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 16 maio 2017.

SILVA, F. J. F.; FONSECA NETO, F. A. Efeitos da crise financeira de 2008 sobre o desemprego nas regiões metropolitanas brasileiras. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 24, n. 2, p. 265-278, 2014.

TORRES-FILHO, E. T. Entendendo a crise do subprime. **Visão do desenvolvimento**, [Brasília, DF], n. 44, 18 jan. 2008. Disponível em:

<http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/visao/visao_44.pdf>. Acesso em: 11 maio 2017.

Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise do período 2003-13 para os estados brasileiros*

Karine Rosa Godoy**

Rodrigo Viela Rodrigues***

*Economista pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCar)
Mestre e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor na UFSCar*

Resumo

Este estudo analisa a qualidade do crescimento econômico do Brasil e de seus estados entre 2003 e 2013, por meio do uso de modelos econométricos de dados em painel. Os resultados obtidos sugerem que o processo de crescimento do Brasil beneficiou mais a parcela relativamente mais pobre da população e também revelam certa disparidade no padrão de crescimento entre regiões, uma vez que os únicos estados que não apresentaram crescimento pró-pobre estão localizados no Nordeste do País, região com maiores níveis de desigualdade e menores rendas. Por fim, o estudo conclui que o crescimento por si só não é capaz de reduzir a pobreza extrema de determinada região, uma vez que as regiões que apresentaram maior crescimento da renda no período foram menos eficazes em promover um crescimento pró-pobre, visto que apresentaram índices altos de desigualdade de renda.

Palavras-chave

Crescimento pró-pobre; desigualdade; renda

* Artigo recebido em jan. 2015 e aceito para publicação em fev. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Jane Medeiros Azambuja

** E-mail: karine_godoy@hotmail.com

*** E-mail: rvrodrigues78@gmail.com

Abstract

This paper aims to analyze economic growth quality in Brazil and its states, over the period 2003-13, through the use of econometric models of panel data. The results suggest that in the growth process of Brazil, the relatively poorer part of the population were most benefited. The results also suggest some disparity in growth patterns between regions, since the only states that did not have pro-poor growth are located in the Northeast region of the country, which has the highest levels of inequality and the lowest incomes. Finally, the study concludes that growth alone is not able to reduce extreme poverty in a region, since the regions which had higher income growth in the period were less effective in promoting pro-poor growth, once they showed high levels of income inequality.

Keywords

Pro-poor growth; inequality; income

Classificação JEL: I32, O15, O47

1 Introdução

Partindo-se da constatação de que o crescimento e o desenvolvimento econômico de um país não ocorrem de maneira neutra e equilibrada e que alguns grupos se beneficiam em detrimento de outros, em termos de distribuição de renda, faz-se importante analisar qual o poder que o crescimento de um país (ou região) tem sobre a redução da pobreza e como isso afeta o desenvolvimento de longo prazo e as políticas públicas a serem adotadas.

Em essência, de acordo com Netto Júnior e Figueiredo (2014), a natureza do impacto do crescimento sobre a desigualdade e a pobreza depende de inúmeros fatores, tais como as condições da distribuição de renda — desigualdade e nível de renda médio —, o tipo de crescimento experimentado, o funcionamento dos mercados e a habilidade do pobre de participar do processo de crescimento econômico. Portanto, quando se analisa a literatura sobre crescimento *pró-pobre*, é razoável se esperar divergências na análise dos efeitos do crescimento sobre a pobreza, seja ela absoluta, seja ela relativa.

Na literatura internacional, certos autores tentam explicar a efetividade do crescimento para reduzir a pobreza em termos absolutos (RAVALLION, 2004; RAVALLION; DATT, 1992); outros afirmam que o crescimento foi efetivo em reduzir a pobreza, se houve ganho relativo por parte dos pobres, isto é, crescimento acompanhado de redução da desigualdade (KAKWANI; KHANDER; SON, 2004; KAKWANI; PERNIA, 2000, entre outros). Sob a ótica desse último grupo, é necessário, algumas vezes, fazer antes uma decomposição da variação da pobreza, que também já foi tema de estudo de outros autores e que será abordada também neste estudo.

Com relação à literatura nacional, o que se observa são aplicações empíricas, para o contexto brasileiro, das metodologias desenvolvidas na literatura internacional. Muitos são os autores nacionais que se destacam tanto na análise absoluta quanto na relativa — França; Manso; Barreto, 2012; Kakwani; Son; Neri, 2006; Manso; Barreto; Tebaldi, 2006, dentre outros. Estudos ainda sugerem que o crescimento econômico — em especial, o da última década — ocorrido no Brasil e em alguns países do mundo tem sido acompanhado por uma redução da pobreza (DOLLAR; KLEINENBERG; KRAAY, 2013; FRANÇA; MANSO; BARRETO, 2012; KAKWANI; KHANDER; SON, 2004; KAKWANI; PERNIA, 2000).

Dito isso, o presente estudo pretende analisar a dinâmica do crescimento nos estados brasileiros, sob a ótica do crescimento pró-pobre, entre 2003 e 2013, período dos Governos Lula e Dilma respectivamente. O primeiro período, de 2003 a 2010, caracteriza-se pela ampliação dos programas de transferência de renda e redução da desigualdade de renda, segundo os indicadores tradicionais, porém, também engloba o período da crise econômica internacional a partir de 2009. O Governo Dilma caracteriza-se como um período de menor crescimento econômico e desaceleração da queda dos níveis de desigualdade, preservando, porém, políticas de manutenção de salário mínimo e de cunho social, herdadas do governo anterior.

Apesar de diversos estudos brasileiros abrangerem o período Lula (2003-10), uma vez que a literatura sobre crescimento pró-pobre é relativamente recente, a análise aqui proposta se torna relevante, pois engloba também boa parte dos anos Dilma (2011-13), ainda pouco explorados pela literatura. Assim, com o objetivo de analisar o impacto do crescimento recente da economia brasileira e o comportamento dos índices de desigualdade sobre a evolução da pobreza, quantificando a magnitude do crescimento pró-pobre no período analisado, o presente estudo está dividido da seguinte forma: na próxima seção, serão apresentados o conceito de crescimento pró-pobre e as evidências empíricas obtidas em estudos no Brasil e ao redor do mundo e, ao fim da seção, será abordada a base teórico-metodológica a ser utilizada. Na seção 3, serão apresentados os resultados

e as discussões a respeito do tema. Por fim, na última seção, encontram-se as considerações finais do estudo.

2 Metodologia

2.1 Referencial teórico: teoria do crescimento pró-pobre

De acordo com Bakof (2006), foi apenas recentemente que o crescimento *pró-pobre* passou a ser estudado como uma área em si e não apenas como um estudo vinculado aos temas de desigualdade e crescimento, por exemplo. De acordo com o autor, os primeiros estudos sobre crescimento pró-pobre, mesmo ainda não sendo utilizado o termo, surgiram a partir de questionamentos sobre a hipótese de Kuznets, segundo a qual se pressupõe que a desigualdade se eleva nas fases iniciais do fenômeno do desenvolvimento econômico para, depois, cair. Tais questionamentos tinham como ponto de partida a preocupação sobre como o crescimento impactaria a parcela mais carente da população.

Organizações internacionais, como a Organização das Nações Unidas (ONU), a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) e o Banco Mundial (BIRD), passaram a definir, de maneira ampla, o crescimento pró-pobre como sendo aquele que resulta em significativa redução da pobreza, beneficiando os pobres e aumentando seu acesso a oportunidades. Porém, segundo Kakwani e Pernia (2000), economistas do Asian Development Bank, essa definição não expõe claramente o quão significativa uma redução da pobreza deve ser para que possa ser considerada um progresso real. Esses autores, por sua vez, definem o crescimento pró-pobre assim:

O crescimento é pró-pobre quando absorve mão de obra e é acompanhado por políticas e programas que diminuem as desigualdades e facilitam a geração de emprego e renda para os pobres, particularmente mulheres e outros grupos tradicionalmente excluídos [...]¹ (KAKWANI; PERNIA, 2000, p. 1, tradução nossa)

A partir da definição proposta por Kakwani e Pernia (2000), comparam-se as mudanças na pobreza devido ao crescimento econômico e as mudanças ocasionadas por alterações reais na igualdade de renda. Para eles,

¹ No original “Growth is pro-poor when it is labor absorbing and accompanied by policies and programs that mitigate inequalities and facilitate income and employment generation for the poor, particularly women and other traditionally excluded [...]”.

o crescimento pode intensificar a pobreza, se o aumento na desigualdade for tão significativo, que neutralize qualquer ganho da renda obtido pelo crescimento. Com isso, o modelo proposto por esses autores exige uma diminuição na desigualdade em relação à renda, para considerar o fenômeno como crescimento pró-pobre.

Os autores utilizam um método baseado na curva de Lorenz para decompor a mudança na pobreza, analisando duas frentes: a primeira mantém constante a variação na distribuição de renda, para, então, calcular a variação total da pobreza que é fruto do crescimento; a segunda estima os efeitos da variação na distribuição de renda, mantendo-se constantes os níveis de renda média. A partir dessa análise, é construído um índice de crescimento pró-pobre: a razão entre a elasticidade renda-pobreza e a elasticidade de crescimento-desigualdade.²

Para Kakwani, Khander e Son (2004), o debate sobre o crescimento pró-pobre teve sua origem no artigo **Redistribution with growth**, de Chenery e Ahluwhalia (1974), estudo que iniciou a crítica à hipótese do *trickle-down*, teoria de crescimento econômico, muito difundida nos anos 50 e 60, no Brasil e em diversas outras economias, em que se argumentava que era necessário “o bolo crescer para depois dividi-lo” e que, assim, os efeitos do crescimento “respingariam” nos mais pobres, ou seja, era necessário promover crescimento, pois, independentemente do aumento da desigualdade, os pobres ainda teriam benefícios. Os autores refutam essa ideia, ao dizer que o crescimento da renda é capaz de aumentar a pobreza, se o aumento da desigualdade neutralizar seus efeitos benéficos.

No debate sobre crescimento pró-pobre, a primeira grande diferença se dá ao considerar a pobreza em termos relativos ou absolutos. Em termos relativos, nos quais os conceitos de Kakwani e Pernia (2000) se incluem, o crescimento pró-pobre é aquele em que a renda dos pobres aumenta mais que a renda dos não pobres. Dessa forma, deve-se levar em consideração a situação relativa dos pobres para com o resto dos indivíduos da economia. Se considerada em termos absolutos, leva-se em conta uma dada linha de pobreza que represente o mínimo necessário para suprir as necessidades básicas dos indivíduos, e o crescimento será pró-pobre se reduzir, em termos absolutos, o número de pessoas vivendo abaixo dessa linha (KRAAY, 2004 *apud* BAKOF, 2006).

Ravallion e Chen (2003), como exemplo, estabelecem termos absolutos para definir quem é pobre, por meio de medidas de US\$ 1 e US\$ 2/dia. Para esses autores, o crescimento pró-pobre somente tem relação com sua capacidade de reduzir a pobreza, partindo-se de uma medida pré-esta-

² Para mais detalhes, consultar Kakwani e Pernia (2000).

belecida em que a variação do nível de desigualdade é irrelevante em termos de análise (RAVALLION, 2004).

Em contrapartida, Dollar e Kraay (2002) levam aspectos relativos em consideração, quando definem como pobres aqueles indivíduos que estão no quinto de renda mais baixo da população (DOLLAR; KLEINENBERG; KRAAY, 2013). Para Bakof (2006), essa definição é importante, pois leva em conta as singularidades de cada economia e suas diferentes realidades.

Para Foster e Székely (2001), ambas as abordagens apresentam dificuldades. Por um lado, levar em consideração linhas de pobreza de US\$ 1 e US\$ 2/dia pode não ser adequado em estudos com países ricos, pois selecionaria apenas uma pequena parcela da população, ao passo que considerar 20% da população poderia incluir uma parcela da classe média, principalmente em países em desenvolvimento, ou seja, não são levadas em conta as diferentes realidades de cada país ou região. Como solução, os dois autores propuseram uma metodologia que dá menor peso às rendas mais altas e maior peso às rendas mais baixas, estabelecendo, assim, uma média ponderada. O crescimento pró-pobre acontece toda vez que a média ponderada cresce mais que a média ordinária (BAKOF, 2006).

Kakwani, Khander e Son (2004) sintetizam o debate a partir de duas frentes: (a) uma definição, que pode ser fraca ou forte, de crescimento pró-pobre e (b) um enfoque, que pode ser parcial ou completo, sobre o tema. Para os autores, a definição fraca de crescimento pró-pobre é a que corrobora a teoria do *trickle-down*, em que se classifica como benéfico para os pobres qualquer aumento de renda, mesmo que seja inferior ao ganho médio da sociedade em geral. Essa definição acabaria classificando como pró-pobre uma quantidade muito grande de casos. Já a definição forte poderia ser subdividida em crescimentos pró-pobre relativo ou absoluto.

Como dito anteriormente, o conceito relativo indica o crescimento econômico que melhora a situação dos pobres proporcionalmente mais do que a dos não pobres, implicando redução da desigualdade relativa de renda. Como crítica, Ravallion (2004) argumenta que, sob essa ótica, até mesmo um elevado ganho monetário pró-pobre será pró-rico quando for inferior ao aumento da renda *per capita*. Sendo assim, o autor destaca que o critério deve concentrar-se apenas na população pobre e usar uma linha de pobreza absoluta no período analisado, dando menor importância à situação dos não pobres. Tem-se aí o conceito absoluto de crescimento pró-pobre.

O enfoque parcial indica as condições sob as quais o crescimento pode ser considerado pró-pobre ou antipobre, mas não especifica nenhuma linha ou indicador de pobreza. A vantagem desse método, segundo Pinto e Oliveira (2010), é ser válido para todas as linhas e medidas de pobreza. Contudo, uma limitação se dá no fato de que, como não se definem condições

de dominância, não se permite comparar dois casos entre si, uma vez que não é possível ordenar os processos de crescimento de acordo com sua “intensidade pró-pobre”. O principal exemplo de estudos dessa classe são as curvas de crescimento-pobreza de Kakwani e Son (2004), muito utilizadas na literatura contemporânea sobre o tema.

No enfoque completo, é possível obter resultados mais conclusivos sobre se um processo de crescimento é ou não pró-pobre. Estudos como os de Kakwani e Pernia (2000) e Ravallion e Chen (2003), apesar de divergirem quanto ao peso da desigualdade e ao uso relativo ou absoluto da pobreza, baseiam-se nesse conceito. Nessa abordagem, é elaborado um *ranking* completo entre diversos processos de crescimento, ordenando-os segundo o grau de benefício dos pobres em relação aos demais indivíduos da sociedade. Isso se deve à utilização de uma taxa, ou índice de crescimento pró-pobre, e não apenas de uma curva.

2.2 Revisão de literatura

Dollar e Kraay (2002) tentaram captar a qualidade do crescimento ao redor do mundo. Em seu estudo de 92 países, num período de quatro décadas, os resultados apontaram que a desigualdade não se alterou com o crescimento, ou seja, os ricos se apropriaram dos benefícios do crescimento na mesma proporção em que os pobres. Com base em uma amostra significativa do período entre 1960 e 2000, os autores concluíram que a renda dos pobres se eleva com o crescimento econômico na proporção de um para um e que ela não responde, de maneira sistemática, às políticas formais de natureza pró-pobre, ou seja, a políticas específicas com o objetivo de beneficiar proporcionalmente mais os pobres, como os gastos públicos em educação e saúde.

Corroborando essa ideia, pode-se citar o estudo de Ravallion e Datt (2002), que analisou o crescimento econômico da Índia, considerando um painel de dados dos estados, ao longo de 35 anos. Os resultados sugerem que a elasticidade da pobreza é negativa, indicando, assim, um padrão de crescimento pró-pobre no período de estudo analisado, e que a pobreza absoluta tende a cair com o crescimento econômico, dando maior peso a ideia de que qualquer crescimento é bom. Mais tarde, porém, Ravallion (2005) buscou estimar a taxa de crescimento pró-pobre para a China e a Índia ao longo da década de 90 e indicou uma mudança na distribuição de renda desfavorável aos pobres em ambos os países. Essa conclusão se evidencia por uma menor taxa de crescimento pró-pobre, se comparada com a taxa de crescimento das rendas *per capita*.

Pernia (2003), por sua vez, sugeriu que a promoção de rápido crescimento econômico por si só é capaz de estabelecer as condições adequadas para a redução da pobreza. Essa hipótese se sustentou quando o autor analisou a recente experiência do crescimento dos países asiáticos, em especial, da Coreia do Sul, e observou redução da pobreza devido ao rápido crescimento, mesmo que a desigualdade tenha se mantido ou se elevado em alguns desses países (BAKOF, 2006).

No Brasil, estudos sobre o tema buscaram inferir se houve ou não crescimento pró-pobre em determinados estados e regiões, sobretudo na década de 90 e nos anos 2000-10, com ênfase especial no período do Governo Lula (2003-10), marcado por crescimento econômico acompanhado de queda dos índices de desigualdade.

Manso, Barreto e Tebaldi (2006), utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1995 a 2004, analisaram as relações entre o crescimento da renda, a redução da pobreza e o perfil distributivo da riqueza no Brasil. O estudo concluiu que, em médio e longo prazos, grande parte da variação na pobreza pode ser atribuída a mudanças na renda média (MANSO; BARRETO; TEBALDI, 2006).

Corgosinho, Cruz e Torres (2013) discutiram os impactos das políticas redistributivas, com ênfase no programa Bolsa Família, sobre a pobreza e o crescimento econômico no Brasil, durante o Governo Lula (2003-10). Utilizando variáveis socioeconômicas de maneira descritiva, os principais resultados revelaram diminuição da incidência da pobreza sobre a população brasileira, queda da desigualdade de renda e média significativa de crescimento econômico no período analisado, o que os autores concluíram como um impacto positivo, porém ainda distante, a caminho da erradicação da pobreza, objetivo principal do programa.

Netto Junior e Figueiredo (2014) analisaram o crescimento pró-pobre no Brasil e em suas principais regiões, nos subperíodos 1987-93, 1993-99 e 1999-2007. Segundo os autores, a escolha por subperíodos é importante, pois capta diferentes momentos da economia. O primeiro período foi caracterizado por instabilidade macroeconômica e pelo início do processo de abertura da economia. O segundo foi marcado pela estabilização dos indicadores de níveis de preço e pela consolidação das reformas econômicas, e o terceiro se caracterizou pela ampliação dos programas de transferência de renda e redução da desigualdade.

Do ponto de vista metodológico, o estudo de Netto Junior e Figueiredo (2014) se diferencia dos demais em dois aspectos: o primeiro é a análise segmentada de períodos históricos com características peculiares, e o segundo, a utilização de uma gama de funções de avaliação pró-pobre e o uso de diferentes linhas de pobreza, o que permite superar dois pontos sensí-

veis na análise do crescimento pró-pobre, que, segundo os próprios autores, são: (a) a escolha da linha de pobreza e (b) o conjunto de ponderações normativas que diferenciam os pobres dos não pobres. Os resultados obtidos indicaram que, no período 1987-93, o Brasil apresentou crescimento antipobre, excluindo-se apenas os Estados do Ceará e da Bahia. A partir de 1993, todos os estados apresentaram crescimento pró-pobre, exceto a Bahia. No último subperíodo, de 1999 a 2007, todas as regiões mostraram crescimento pró-pobre, o que vai em linha com os estudos de outros autores sobre esse último período.

O estudo de França, Manso e Barreto (2012), por sua vez, contribuiu para a literatura sobre crescimento econômico, ao quantificar e classificar, utilizando a metodologia desenvolvida por Kakwani, Khander e Son (2004), o estilo de crescimento da renda no País e em todas as regiões brasileiras, no período 1995-09, considerando as medidas de pobreza tradicionais presentes em Foster, Greer e Thorbecke (1984), também conhecidas como proporção de pobres, hiato da pobreza e severidade da pobreza. Os resultados permitiram a comparação das intensidades do crescimento pró-pobre — entendido, no estudo, como a expansão da renda, acompanhada de reduções na desigualdade e, conseqüentemente, diminuição da pobreza, tudo isso considerando os rebatimentos regionais anuais das contrações e das expansões da renda nacional. Os resultados indicaram que Sudeste e Sul, nessa ordem, produziram os maiores ganhos pelo efeito da menor desigualdade de renda, potencializando o impacto do crescimento econômico sobre a redução da pobreza nessas regiões.

Por fim, o estudo de Santos (2011), que utiliza uma metodologia inicialmente proposta por Ravallion e Datt (1992), teve como objetivo observar as dinâmicas de combate à pobreza distintas entre as regiões brasileiras, estimando a elasticidade renda-pobreza para o Brasil e para cada estado brasileiro. Os resultados indicaram que o processo de crescimento do Brasil beneficiou proporcionalmente mais a parcela mais pobre da população, sendo responsável pela redução média anual de aproximadamente 1,82% da taxa de pobreza.

Na metodologia utilizada em Santos (2011), as elasticidades foram obtidas por meio de um modelo econométrico de regressão linear que, em sua forma simplificada, possui a incidência de pobreza como variável dependente e a renda familiar, ou produto, *per capita* como variável explicativa. No modelo inicialmente proposto por Ravallion e Datt (1992), calculam-se apenas as elasticidades totais, sem considerar a desigualdade e a distribuição de renda. Posteriormente, tentando contornar esse problema, uma sugestão metodológica de Pinto e Oliveira (2010), utilizada em Santos (2011), foi considerar a variação do índice de Gini como mais uma variável explicativa

do modelo, em que seu coeficiente pode ser chamado de elasticidade-redistribuição da pobreza.

Os pontos divergentes na literatura acerca dessa metodologia concentram-se na dimensão do aumento da renda e da diminuição da pobreza, ou seja, na classificação dos resultados obtidos como sendo pró-pobres ou não. Em termos de Kakwani, Khander e Son (2004), tratam-se aqui das definições fraca e forte do crescimento pró-pobre. A definição fraca, utilizada em trabalhos como os de Ravallion e Chen (2003) e Dollar e Kraay (2002), muito se sustenta na teoria do *trickle-down*, segundo a qual qualquer redução na pobreza devido ao aumento da renda pode ser considerada pró-pobre.

Já a definição forte, utilizada por Kakwani, Khander e Son (2004), Ravallion e Datt (1992), Pernia (2003) e Bourguignon (2001), entre outros, aponta como favoráveis aos pobres apenas as situações em que os valores dos coeficientes encontrados sejam negativos e superiores a [1], indicando, assim, que um aumento de 1% da renda *per capita* é capaz de reduzir em mais de 1% a proporção de pobres.

Assim, para avaliar a dinâmica da pobreza em relação ao crescimento, foi utilizado, no presente estudo, o modelo de elasticidade-renda da pobreza e desigualdade da pobreza, lançado por Ravallion e Datt (1992) e, posteriormente, adaptado por Pinto e Oliveira (2010) e por Santos (2011). Tal metodologia é relevante pois permite calcular o impacto do crescimento econômico, expresso por meio da evolução da renda *per capita* e da desigualdade, via índice de Gini, na redução da pobreza. Ainda, o modelo permite calcular, de forma simultânea e integrada, as elasticidades para cada estado brasileiro. A diferença entre este estudo e o de Santos (2011) consiste no período a ser analisado, em que apenas será considerado o intervalo 2003–13. É importante ressaltar que, mesmo a análise sendo focada nos anos Lula e Dilma, políticas de médio e longo prazos de governos anteriores podem ter impactado de forma significativa o crescimento no intervalo temporal analisado. Dessa forma, não se busca atribuir os resultados observados à determinada política de algum governo.

2.3 Modelo analítico

2.3.1 Fonte e tratamento de dados

A metodologia utilizada neste estudo classifica-se, de acordo com Pinto e Oliveira (2010), como uma definição forte de crescimento pró-pobre, em termos relativos e sob a abordagem completa. Isso quer dizer que o fenô-

meno do crescimento pró-pobre é visto, neste estudo, como um processo que deve, sem exceções, beneficiar os pobres. Sendo assim, o crescimento pró-pobre deve, necessariamente, ser capaz de reduzir a pobreza e a desigualdade relativa.

A base necessária para a realização deste trabalho foi composta por dados de renda domiciliar *per capita* média, pelo índice de Gini e pela proporção de pessoas pobres no Brasil, em cada um de seus 26 estados e no Distrito Federal. Todas as informações foram obtidas a partir de dados da PNAD, disponibilizados pelo IPEADATA. Foi considerado o período de 2003 a 2013, excluindo-se apenas o ano de 2010, por ter sido censitário.³

A linha de pobreza (proporção de pobres) considerada no presente trabalho corresponde ao dobro da linha de pobreza extrema, definida, por sua vez, como a estimativa — diferenciada para cada uma das 24 subdivisões do País consideradas — do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO) e da Organização Mundial da Saúde (OMS) (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2014).⁴ A adaptação do modelo original proposto por Ravallion e Datt (1992), de acordo com Santos (2011), é a inserção do coeficiente de Gini como uma variável explanatória. Para o autor, o índice de Gini permite que o modelo capte a divisão, presente na literatura de Kakwani e Pernia (2000), da elasticidade total em duas elasticidades parciais, sendo elas:

- a) elasticidade parcial renda-pobreza: aquela que reflete o efeito- crescimento puro, pois considera apenas o impacto da variação da renda sobre a pobreza, sem haver mudanças na desigualdade;
- b) elasticidade parcial desigualdade-pobreza: aquela que capta o efeito- distribuição, em que se considera apenas o impacto da variação da distribuição de renda sobre a pobreza, sem haver alterações no nível de renda.

³ Série da renda *per capita* média com valores reais aos preços vigentes na realização da última edição da pesquisa (2013), já deflacionados conforme o deflator para rendimentos da PNAD apresentado pelo IPEADATA.

⁴ As 24 subdivisões consideradas pelo IPEA são: (a) Rio de Janeiro — área metropolitana, (b) Rio de Janeiro — área urbana, (c) Rio de Janeiro — área rural, (d) São Paulo — área metropolitana, (e) São Paulo — área urbana, (f) São Paulo — área rural, (g) Porto Alegre — área metropolitana, (h) Curitiba — área metropolitana, (i) Sul — área urbana, (j) Sul — área rural, (k) Fortaleza — área metropolitana, (l) Recife — área metropolitana, (m) Salvador — área metropolitana, (n) Nordeste — área urbana, (o) Nordeste — área rural, (p) Belo Horizonte — área metropolitana, (q) Leste — área urbana, (r) Leste — área rural, (s) Belém — área metropolitana, (t) Norte — área urbana, (u) Norte — área rural, (v) Distrito Federal — área metropolitana, (w) Centro-Oeste — área urbana, (x) Centro-Oeste — área rural. (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2014).

2.3.2 Modelo econométrico

Inicialmente, as referidas elasticidades renda-pobreza e desigualdade-pobreza podem ser obtidas por meio do seguinte modelo econométrico de regressão linear:

$$\ln(P_{it}) = \alpha + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que P_{it} = proporção de domicílios pobres; Y_{it} = renda domiciliar *per capita*; $Gini_{it}$ = coeficiente de Gini; δ_i = termo de efeito não observado; α , β_1 e β_2 = parâmetros; ε_i = termo de erro idiossincrático. Neles, os subscritos i e t denotam a unidade de observação amostral (estado) e o período de tempo (ano) respectivamente. O termo de efeito não observado δ_i representa os fatores não econômicos, como, por exemplo, a experiência histórica específica de cada estado, cuja influência sobre a relação crescimento-pobreza é também apontada na literatura (SANTOS, 2011).

Para a estimação do modelo, é necessário fazer uso da metodologia de dados em painel, uma combinação de observações de unidades *cross-section* e de séries de tempo. De acordo com Santos (2011), as vantagens dessa metodologia são considerar a heterogeneidade das unidades, apresentar menor grau de colinearidade e maior eficiência e minimizar o viés dos estimadores. Assim, considerando um conjunto de dados formado por $i = 1, 2, \dots, N$ unidades de observação amostrais e $t = 1, 2, \dots, T$ períodos de tempo, o modelo geral será:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

em que α_i representa as características ou os efeitos específicos das unidades amostrais constantes ao longo do tempo, e ε_{it} , o termo de erro. Esse modelo, tal como o da equação (1), gera dois modelos específicos, que variam de acordo com as pressuposições a respeito da possível correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas Y_{it} , sendo eles:

a) modelo de efeitos fixos (EF): aquele em que o termo α_i é uma variável aleatória não observada e correlacionada com algumas das variáveis explicativas. Nele, a equação (1) toma a seguinte forma:

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que o subscrito i no intercepto decorre do fato de que $\alpha_i = (\alpha + \delta_i)$, ou seja, o intercepto aqui é composto pelo coeficiente autônomo α mais o termo não observado específico a cada unidade δ_i (SANTOS, 2011);

b) modelo de efeitos aleatórios (EA): aqui, a heterogeneidade não se correlaciona com as variáveis explicativas. Esse modelo considera o erro combinado $v_{it} = \delta_i + \varepsilon_{it}$, composto pelo efeito não observado e pelo erro idiossincrático. Assim, a equação (1) se dá desta forma:

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + v_{it} \quad (4)$$

Vale ressaltar que o coeficiente de correlação entre dois termos de erro em períodos distintos, para qualquer unidade de corte transversal dada, mantém-se inalterado, independentemente do grau de proximidade desses períodos, sendo a estrutura de correlação acima definida idêntica para todas as unidades (SANTOS, 2011). Assim, se, na estrutura de correlação, não forem consideradas essas características e o modelo for estimado pelo método habitual dos mínimos quadrados, os estimadores poderão ser ineficientes. O autor recomenda, nesse caso, que a estimação do modelo seja realizada mediante a utilização dos mínimos quadrados generalizados factíveis (FGLS).

Além da análise subjetiva aplicada ao problema, é necessário realizar alguns testes de adequação do modelo. Foi utilizado o teste de Hausman para verificar a hipótese de endogeneidade do termo não observado e, assim, verificar a possível existência de correlação entre α_i e alguma(s) das variáveis explanatórias. A hipótese nula (H_0) do teste de Hausman considera a ausência de diferenças sistemáticas entre os estimadores dos dois métodos (EF e EA). Caso se tome um valor suficiente para rejeitar H_0 , sugere-se o uso do modelo de efeitos fixos como o mais adequado. Do contrário, caso não seja possível rejeitar H_0 , sugere-se que as estimativas do modelo de efeitos aleatórios sejam, além de não viesadas e consistentes, as mais eficientes.

O teste de especificação de Chow foi realizado para auxiliar na decisão sobre qual o método de estimação mais adequado para a análise: se o de efeitos fixos ou o *pooled*. Rejeitar H_0 indica que a estimação feita utilizando o modelo de efeitos fixos é preferível à estimação por meio do modelo *pooled*.

Para detectar a presença de heterocedasticidade, deve ser realizado o teste de Wald, em que se testa a hipótese nula de igualdade entre a variância de todas as unidades amostrais contra a hipótese alternativa de variâncias diferentes entre as unidades. Desse modo, portanto, H_0 consiste em ausência de heteroscedasticidade, e H_1 , em presença de heterocedasticidade.

3 Resultados e discussões

A estimação das equações (3) e (4) — bem como os testes necessários para a avaliação do melhor modelo a ser utilizado —, apresentadas na seção 2.3.2 e que consideram um modelo de efeitos fixos e efeitos aleatórios, estão disponíveis para consulta no **Apêndice** deste estudo. Ambas as

equações mostraram resultados semelhantes, apesar de o teste de Hausman ter apresentado p-valor igual a 0,2365, o que sugere a utilização do modelo de efeitos aleatórios, uma vez que não se rejeita a hipótese nula. Isso significa que os coeficientes do modelo de efeitos aleatórios são consistentes e não viesados. Para Pinto e Oliveira (2010), o modelo de efeitos aleatórios pode ser mais consistente nesse caso específico, por considerar uma elasticidade renda-pobreza única para todo o País, sem levar em conta as diferenças por estado. A Tabela 1 traz o modelo de efeitos aleatórios, considerando como variável dependente a pobreza ($\ln(P_{it})$):

Tabela 1

Elasticidade renda-pobreza, pelo modelo de efeitos aleatórios, no Brasil — 2003-13

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	DESVIO-PADRÃO	TESTE-T (1)	P-VALOR
Constante	9,224	0,249	37,113	0,000
$\ln$ renda <i>per capita</i>	-1,388	0,043	-31,911	0,000
$\ln$ Gini	2,454	0,181	13,548	0,000
Número de observações	270	-	-	-
R ² ajustado	0,89	-	-	-
Teste F — p-valor	0,00	-	-	-

NOTA: Resultados obtidos pelo Eviews, com base na equação $\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + v_{it}$.
(1) Coeficientes robustos para a heterocedasticidade (teste White).

Nesse modelo, todos os coeficientes estimados foram significativos, e a elasticidade da pobreza em relação ao crescimento da renda apresentou valor de -1,38, o que significa dizer que um crescimento de 1% da renda *per capita* reduz, em média, 1,38% a proporção de pobres no País. Visto que a elasticidade foi superior à unidade (maior que |1|), o processo de crescimento entre 2003 e 2013 pode ser considerado pró-pobre, pois indica que os pobres se beneficiaram mais que a média da população. Ao mesmo tempo, uma queda de 1% na desigualdade do País (medida pelo índice de Gini) proporcionou uma redução de 2,45% no número de pessoas abaixo da linha da pobreza.

Contudo, Pinto e Oliveira (2010) ressaltam que não se deve afirmar que o efeito distribuição é mais importante que o efeito crescimento na redução da pobreza. Os autores afirmam que as duas medidas variam em escalas diferentes e que, portanto, não se devem comparar as grandezas de seus coeficientes.⁵

⁵ Enquanto o índice de Gini varia de 0 a 1, a renda pode assumir qualquer valor positivo. (PINTO; OLIVEIRA, 2010).

Quando confrontado com outros estudos nacionais, muitos deles englobando o período 2003-09, a elasticidade crescimento-pobreza constatada aqui (-1,38) foi uma das mais elevadas. Pinto e Oliveira (2010) encontraram uma elasticidade crescimento-pobreza de -1,09, considerando o período após a implantação do Plano Real (1995-2007). Hoffmann (2004) obteve o resultado de -0,84 para o intervalo 1999-2001. Marinho e Soares (2003), que analisaram o período 1985-1999, apontaram uma elasticidade crescimento-pobreza de -1,13 (SANTOS, 2011). Considerando esses resultados, o valor mais elevado encontrado sugere uma melhora da qualidade do crescimento entre 2003 e 2013, período caracterizado pela redução contínua dos indicadores de desigualdade e pela aplicação de políticas públicas de inclusão social.

É preciso levar em consideração, porém, que os resultados obtidos por meio do modelo proposto pela equação (3) baseiam-se na hipótese, bastante simplista na opinião de Santos (2011), de que a elasticidade crescimento-pobreza é única para todo o País. Isso acontece porque a equação (3) — que é a estimação da equação (1), considerando efeitos aleatórios — leva em conta as diferenças interestaduais, em termos históricos, políticos, socioeconômicos e culturais, no intercepto (Constante), que engloba todos os termos não observados, de modo que não permite que essas diferenças reflitam elasticidades distintas entre os estados (SANTOS, 2011). Para sanar esse problema, Pinto e Oliveira (2010) propõem o uso de variáveis binárias como interações para a renda nos estados.

Antes de prosseguir com a apresentação dos resultados para fins de comparação, a Tabela 2 apresenta uma síntese dos dados utilizados neste trabalho, a saber: proporção de pobres, índice de Gini e renda *per capita* média de todos os estados brasileiros, nos anos inicial (2003) e final (2013).

É possível perceber, pela Tabela 2, que a proporção de pobres caiu significativamente em todas as regiões brasileiras. Todavia, as regiões Norte e Nordeste ainda apresentam níveis superiores aos das outras regiões. Quando se observa a evolução do índice de Gini e dos níveis de renda *per capita*, a queda da desigualdade foi mais sutil nessas duas regiões, ao passo que a renda *per capita* teve uma menor evolução em termos absolutos. Tais constatações serão importantes quando se for analisar os resultados obtidos com a aplicação do modelo econométrico proposto no presente estudo.

Tabela 2

Síntese de dados da proporção de pobres, do índice de Gini e da renda *per capita* dos estados brasileiros — 2003 e 2013

ESTADOS	PROPORÇÃO DE POBRES (%)		ÍNDICE DE GINI		RENDA <i>PER CAPITA</i>	
	2003	2013	2003	2013	2003	2013
Norte						
Rondônia	35,69	15,88	0,507	0,476	570,06	833,99
Acre	44,64	30,23	0,578	0,525	595,43	665,29
Amazonas	49,54	28,02	0,556	0,543	471,85	734,59
Roraima	41,21	20,86	0,524	0,531	531,21	837,25
Pará	49,60	27,61	0,519	0,502	430,54	627,35
Amapá	46,00	23,94	0,594	0,522	551,20	797,24
Tocantins	52,08	22,31	0,566	0,519	451,99	793,02
Nordeste						
Maranhão	65,87	36,57	0,576	0,560	319,95	571,00
Piauí	61,80	27,64	0,602	0,515	348,75	649,16
Ceará	57,03	28,30	0,569	0,514	361,19	612,49
Rio Grande do Norte	55,89	23,55	0,562	0,541	401,35	793,96
Paraíba	57,29	26,91	0,568	0,525	388,93	681,72
Pernambuco	62,09	27,37	0,590	0,502	380,24	667,14
Alagoas	67,39	34,68	0,608	0,525	340,76	556,58
Sergipe	52,92	24,07	0,578	0,560	454,21	787,30
Bahia	60,24	27,87	0,591	0,558	387,40	734,30
Sudeste						
Minas Gerais	26,25	6,44	0,550	0,489	610,36	1.047,15
Espírito Santo	26,12	8,23	0,557	0,494	645,78	1.018,18
Rio de Janeiro	24,87	10,54	0,560	0,532	931,80	1.302,80
São Paulo	21,60	7,48	0,546	0,494	941,52	1.356,53
Sul						
Paraná	26,13	6,88	0,546	0,469	766,60	1.246,44
Santa Catarina	14,83	4,45	0,481	0,435	878,31	1.357,13
Rio Grande do Sul	24,28	8,40	0,539	0,478	859,99	1.292,87
Centro-Oeste						
Mato Grosso do Sul	24,26	5,80	0,546	0,497	664,60	1.195,78
Mato Grosso	27,17	7,35	0,549	0,505	620,19	1.108,73
Goiás	25,84	6,60	0,531	0,484	617,60	1.083,19
Distrito Federal	26,74	7,29	0,634	0,578	1.281,65	2.034,24

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

Com base nesses números e com o uso de variáveis binárias de interação, é necessário, primeiramente, estimar um modelo de efeitos fixos e,

depois, compará-lo com o modelo *pooled* por meio dos testes de Chow e Wald, para se determinar a melhor especificação a ser utilizada. A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos, levando em conta as variáveis binárias de interação para cada estado brasileiro, apesar de considerar uma elasticidade de desigualdade-pobreza única para todo o País.

O teste de Chow, inferido por meio do valor-p do teste F na estimação sob efeitos fixos, sugere a utilização do modelo de efeitos fixos, desta vez, em preferência ao modelo *pooled*. O de Wald apresentou p-valor = 0,000, também indicando que o melhor método a ser utilizado é o modelo de efeitos fixos. O teste de Wald também verifica a hipótese de presença de heteroscedasticidade, e seus resultados sugerem a ausência de autocorrelação e a presença de heteroscedasticidade, esta última sendo inerente ao modelo de efeitos fixos. Buscando corrigir a heteroscedasticidade, a estimação seguiu um modelo de regressão linear que utiliza painel de erros-padrão corrigidos, considerando, assim, a heteroscedasticidade.

Como pode ser observado na Tabela 3, todos os coeficientes individuais foram estatisticamente significantes. Os coeficientes também apresentaram sinais esperados — negativos para a renda e positivos para o índice de Gini —, o que corrobora o resultado de outros estudos semelhantes (PINTO; OLIVEIRA, 2010; SANTOS, 2011) e indica, ainda, que, em média, crescimento econômico e desigualdade agem no sentido de diminuir a pobreza.

Assim, a Tabela 4, tal como proposto em Santos (2011), sintetiza as informações obtidas ao apresentar as elasticidades estimadas e a taxa de crescimento médio anual do Brasil e dos estados ao longo do período 2003-13, além da classificação do crescimento como sendo pró-pobre ou não. Nota-se, ainda, a grande diferença entre as elasticidades renda-pobreza dos estados brasileiros, cujos valores variam de -0,79 a -2,53.

Conforme exposto anteriormente, o crescimento é definido como pró-pobre caso beneficie proporcionalmente mais a parcela mais pobre da população, conforme estabelecido pela definição forte em termos relativos. Analisando os resultados da Tabela 4, pode-se concluir que aqueles estados que apresentaram crescimento positivo da renda e elasticidade renda-pobreza superior à unidade tiveram crescimento pró-pobre. No entanto, para Santos (2011), é necessário cautela ao se classificar a variação da renda dos estados, se eles apresentarem crescimento negativo no período, o que não aconteceu em nenhum dos casos.

Tabela 3

Elasticidade renda-pobreza nos estados do Brasil — 2003-13

VARIÁVEIS	COEFICIENTES	DESVIO-PADRÃO	TESTE-T (1)	P-VALOR
Constante	10,24	0,13	78,06	0,0000
ln(renda per capita) para cada estado				
São Paulo	-2,53	0,13	-19,23	0,0000
Espírito Santo	-2,44	0,11	-23,11	0,0000
Paraná	-2,29	0,11	-20,41	0,0000
Distrito Federal	-2,29	0,10	-22,99	0,0000
Rio de Janeiro	-2,29	0,16	-14,72	0,0000
Mato Grosso do Sul	-2,24	0,08	-28,20	0,0000
Goiás	-2,23	0,09	-23,58	0,0000
Santa Catarina	-2,22	0,11	-20,18	0,0000
Minas Gerais	-2,20	0,09	-23,84	0,0000
Rio Grande do Sul	-2,09	0,13	-16,70	0,0000
Mato Grosso	-2,06	0,08	-25,41	0,0000
Rondônia	-1,53	0,11	-13,33	0,0000
Sergipe	-1,31	0,09	-14,84	0,0000
Pará	-1,30	0,12	-10,65	0,0000
Tocantins	-1,26	0,08	-15,52	0,0000
Amapá	-1,20	0,11	-10,99	0,0000
Amazonas	-1,15	0,11	-10,24	0,0000
Rio Grande do Norte	-1,13	0,08	-14,59	0,0000
Roraima	-1,07	0,06	-17,30	0,0000
Bahia	-1,06	0,08	-13,79	0,0000
Paraíba	-1,05	0,09	-12,07	0,0000
Ceará	-1,01	0,09	-11,40	0,0000
Acre	-1,01	0,12	-8,73	0,0000
Pernambuco	-0,96	0,10	-9,67	0,0000
Maranhão	-0,95	0,08	-12,09	0,0000
Piauí	-0,86	0,08	-10,97	0,0000
Alagoas	-0,79	0,09	-8,87	0,0000
ln (Gini)	1,84	0,09	19,50	0,0000
Número de observações ..	270	-	-	-
R² ajustado	0,99	-	-	-
Teste F - p-valor	0,00	-	-	-

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

NOTA: Resultados obtidos pelo Eviews a partir da equação $\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(Y_{it}) + \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \varepsilon_{it}$.

(1) Coeficientes robustos para a heterocedasticidade (teste White).

Tabela 4

Efeito do crescimento sobre a pobreza no Brasil e em seus estados — 2003-13

ESTADOS	ELASTICIDADE CRESCIMENTO- POBREZA	CRESCIMENTO MÉDIO ANUAL DA RENDA (%)	PRÓ- POBRE?	EFEITO DO CRESCI- MENTO SO- BRE A PO- BREZA (%)
Norte				
Rondônia	-1,53	4,49	Sim	-6,84
Pará	-1,30	4,37	Sim	-5,67
Tocantins	-1,26	6,56	Sim	-8,23
Amapá	-1,20	4,79	Sim	-5,72
Amazonas	-1,15	5,12	Sim	-5,89
Roraima	-1,07	6,94	Sim	-7,40
Acre	-1,01	2,12	Sim	-2,14
Nordeste				
Sergipe	-1,31	6,41	Sim	-8,41
Rio Grande do Norte	-1,13	7,97	Sim	-9,00
Bahia	-1,06	7,41	Sim	-7,88
Paraíba	-1,05	6,49	Sim	-6,79
Ceará	-1,01	6,11	Sim	-6,18
Pernambuco	-0,96	6,59	Não	-6,30
Maranhão	-0,95	7,52	Não	-7,18
Piauí	-0,86	7,50	Não	-6,45
Alagoas	-0,79	6,07	Não	-4,81
Centro-Oeste				
Distrito Federal	-2,29	5,33	Sim	-12,23
Mato Grosso do Sul	-2,24	6,95	Sim	-15,55
Goiás	-2,23	6,49	Sim	-14,45
Mato Grosso	-2,06	7,14	Sim	-14,71
Sudeste				
São Paulo	-2,53	4,23	Sim	-10,72
Espírito Santo	-2,44	5,28	Sim	-12,87
Rio de Janeiro	-2,29	3,88	Sim	-8,89
Minas Gerais	-2,20	6,22	Sim	-13,67
Sul				
Paraná	-2,29	5,64	Sim	-12,93
Santa Catarina	-2,22	5,02	Sim	-11,13
Rio Grande do Sul	-2,09	4,66	Sim	-9,76
BRASIL (1)	-1,388	5,01	Sim	-6,95

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Resultados da Tabela 3 e dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2014).

(1) A elasticidade utilizada é resultado das estimações que deram origem à Tabela 1.

Ao todo, 23 dos 27 estados apresentaram crescimento pró-pobre, 12 deles com elasticidade acima de $|-1,5|$ e apenas 4 com crescimento anti-

pobre. A assimetria regional, também detectada em trabalhos como os de Pinto e Oliveira (2010) e Santos (2011), torna-se evidente também nessa análise, mesmo que em menor magnitude. Enquanto todos os estados que apresentaram crescimento antipobre no período analisado são da Região Nordeste (Pernambuco [-0,96], Maranhão [-0,95], Piauí [-0,86] e Alagoas [-0,79]), nenhuma outra região apresentou crescimento antipobre, mesmo pela definição forte proposta por Kakwani, Khander e Son (2004).

Tal resultado pode ser associado ao fenômeno conhecido como hipótese de Bourguignon, que supõe que as elasticidades crescimento-pobreza tendem a ser mais altas em regiões de renda *per capita* mais elevada. Os resultados obtidos se alinham a essa hipótese, apesar de outros estados do Nordeste, mesmo com renda *per capita* inferior, ainda terem apresentado crescimento pró-pobre. Dessa forma, de acordo com a hipótese de Bourguignon, as condições iniciais, ou seja, os níveis iniciais de desigualdade e renda, importam, no sentido de que é mais difícil promover um crescimento pró-pobre em locais com alta desigualdade e baixa renda — que é justamente o caso da Região Nordeste —, independentemente do crescimento da renda (SANTOS, 2011).

Para Barreto *et al.* (2009), o fato de o Nordeste apresentar elasticidades menores que as de outras regiões do País é um indicativo de que os níveis de pobreza nessas localidades tendem a ser mais resistentes às intervenções de políticas públicas e que aplicações apenas de políticas indiretas nessas regiões mais pobres têm pouca efetividade em diminuir a pobreza, sendo necessárias ações mais diretas de redução da desigualdade, como é o caso dos programas de transferência direta de renda.

Pode-se, ainda, analisar os indicadores de assistência social no Brasil, para entender os possíveis impactos dos resultados encontrados na Região Nordeste, onde o crescimento econômico foi maior, mas não houve crescimento pró-pobre em alguns estados. Um estudo publicado em 2012 pelo IPEA (MATIJASCIC, 2012) levantou que, em 2011, 51,1% do número de benefícios concedidos pelo programa Bolsa Família foram destinados à Região Nordeste. Ao Sudeste, região com maior população, destinaram-se 24,7% dos benefícios. Tal resultado, além de corroborar a ideia de Barreto *et al.* (2009), ainda indica que o foco das medidas de assistência social do País está na direção certa, pois se aplicam mais esforços onde eles se fazem mais necessários, segundo os autores.

Assim, é interessante levar em consideração a hipótese de Bourguignon, uma vez que a Região Nordeste foi uma das que apresentaram maior crescimento médio anual da renda no período 2003-13, mas que ainda manteve altos níveis de desigualdade. Os resultados aqui observados reforçam o pensamento de que apenas o crescimento econômico não é suficien-

te para promover uma redução da pobreza que beneficie proporcionalmente mais os pobres.

Dito isso, a Tabela 4 apresenta, ainda, as estimações do efeito do crescimento econômico sobre a pobreza ao longo de todo o período analisado — 2003-13. Esse indicador, na última coluna da Tabela, permite comparar os estados em termos da capacidade de potencializar os aspectos de crescimento e distribuição. O Mato Grosso do Sul foi o que melhor conseguiu combinar esses dois fatores, visto que apresentou potencialidade de seu crescimento contribuir, em média e *ceteris paribus*, para a redução anual de até 15% da pobreza. Ademais, São Paulo, Espírito Santo, Minas Gerais, Santa Catarina, Paraná e os outros três estados do Centro-Oeste completam a lista daqueles cuja tendência média do crescimento é contribuir para a redução da pobreza a taxas superiores a 10% a.a.

Como pode ser observado, não necessariamente um estado que apresente maior elasticidade renda-pobreza é o que mais contribui para a diminuição da taxa de pobreza. Há, inclusive, a possibilidade de o fenômeno do crescimento em um determinado estado ou região não ser caracterizado como pró-pobre (pela definição forte em termos relativos) e, ainda assim, ter contribuído de forma mais significativa para a redução da pobreza (SANTOS, 2011).

Tomem-se, como exemplo, os estados do Centro-Oeste (MT, MS, GO, DF), que, quando comparados com São Paulo e Espírito Santo, apresentaram maior capacidade de redução da taxa de pobreza, mas a dupla do Sudeste, por sua vez, apresentou as maiores elasticidades. Tampouco se pode concluir que os estados que apresentaram maior crescimento da renda média, como é o caso dos da Região Nordeste, possuem maior potencial de reduzir a pobreza devido ao crescimento. Na Tabela 4, é possível observar que, mesmo com o alto crescimento da renda média nessa região, superior ao das outras regiões, o efeito sobre a pobreza é inferior, o que embasa ainda mais a hipótese de que o crescimento por si só não é suficiente para a redução da pobreza.

Por fim, estima-se que o Brasil auferiu um aumento médio anual de 5,01% na renda domiciliar *per capita* entre os anos dos Governos Lula e Dilma (2003-13) e que tal crescimento pode ser classificado como pró-pobre, tendo proporcionado o benefício social de — em termos médios — reduzir em aproximadamente 6,95% ao ano a taxa de pobreza extrema no País.

4 Considerações finais

Os resultados, em linha com outros estudos semelhantes, indicam que o processo de crescimento do Brasil beneficiou proporcionalmente mais a parcela mais pobre da população, sendo o potencial de redução média de aproximadamente 6,95% da taxa de pobreza. Ao mesmo tempo, a queda da desigualdade, de acordo com o modelo, pode ser responsável por uma redução em média de 1,84% da taxa de pobreza.

Os resultados ainda confirmaram a hipótese, presente em outros trabalhos, de que a dinâmica entre crescimento e pobreza ocorre de maneira significativamente distinta no Brasil. O método revelou os mesmos padrões de outros estudos, apesar de que, nesta análise, os índices de crescimento pró-pobre encontrados foram mais elevados.

Com relação aos estados brasileiros, foi possível classificar o processo de crescimento como pró-pobre em 23 estados, com destaque para a Região Centro-Oeste do País, que apresentou o maior potencial de redução da pobreza devido ao crescimento, uma vez que essa região apresentou, no período, um crescimento médio da renda superior ao das demais regiões.

Contudo, como visto em outros trabalhos, as regiões Norte e Nordeste apresentaram disparidades em relação às outras regiões, ao evidenciarem crescimento pró-pobre inferior ou ausência de crescimento pró-pobre, como é o caso dos Estados de Pernambuco, Maranhão, Piauí e Alagoas, indicando que os pobres não se beneficiaram mais que proporcionalmente com o crescimento econômico.

Esse resultado corrobora a hipótese de Bourguignon acerca da tendência do crescimento pró-pobre ser mais comum em regiões onde prevalecem menores níveis de desigualdade na distribuição da renda. Como visto, as regiões Sul e Sudeste, que apresentaram os menores níveis de desigualdade, mostraram resultados robustos que indicam crescimento pró-pobre. Já a Região Nordeste, mesmo exibindo maior crescimento da renda no período, por ter os maiores índices de desigualdade do País, apresentou elasticidades menores e até inferiores à unidade em alguns estados.

Assim, o estudo, ao utilizar o índice de Gini e obter resultados significantes, corrobora a ideia de que o aumento do Produto Interno Bruto (PIB), por si só, não é suficiente para promover uma forte redução da pobreza. Por outro lado, o dito crescimento pró-pobre não pode ser atribuído somente às políticas de assistência social e transferências de renda — apesar de elas se mostrarem um instrumento importante —, visto que o Nordeste é uma região para a qual grande parte dos recursos do programa Bolsa Família se destina, mas que, ainda assim, por apresentar maiores entraves estruturais e maiores níveis de desigualdade, possui dificuldades em promover benefí-

cios originados pelo crescimento econômico proporcionalmente maiores aos pobres.

Apêndice

Saídas do Eviews

Figura A.1

Estimação do modelo de efeitos fixos, sem uso de *binárias*

Dependent Variable: LOG(P0) Method: Panel Least Squares Date: 11/17/14 Time: 22:19 Sample: 2003 2013 Periods included: 10 Cross-sections included: 27 Total panel (balanced) observations: 270				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.274926	0.265721	34.90471	0.0000
LOG(RENDAPC)	-1.404911	0.047418	-29.62817	0.0000
LOG(GINI)	2.356766	0.190474	12.37313	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.972492	Mean dependent var	-1.396435	
Adjusted R-squared	0.969296	S.D. dependent var	0.652102	
S.E. of regression	0.114265	Akaike info criterion	-1.399409	
Sum squared resid	3.146594	Schwarz criterion	-1.012912	
Log likelihood	217.9203	Hannan-Quinn criter.	-1.244209	
F-statistic	304.2905	Durbin-Watson stat	0.522944	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura A.2

Estimação do modelo de efeitos aleatórios, sem uso de *binárias*

Dependent Variable: LOG(P0) Method: Panel EGLS (Cross-section random effects) Date: 11/17/14 Time: 22:22 Sample: 2003 2013 Periods included: 10 Cross-sections included: 27 Total panel (balanced) observations: 270 Barnett and Aitken estimator of component variances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.224395	0.248547	37.11331	0.0000
LOG(RENDAPC)	-1.387987	0.043495	-31.91109	0.0000
LOG(GINI)	2.453509	0.181098	13.54794	0.0000
Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Cross-section random		0.177187	0.7063	
Idiosyncratic random		0.114265	0.2937	
Weighted Statistics				
R-squared	0.893869	Mean dependent var	-0.279031	
Adjusted R-squared	0.893074	S.D. dependent var	0.350015	
S.E. of regression	0.114453	Sum squared resid	3.497593	
F-statistic	1124.376	Durbin-Watson stat	0.480299	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.896374	Mean dependent var	-1.396435	
Sum squared resid	11.85371	Durbin-Watson stat	0.141719	

Figura A.3
Teste de Hausman

Correlated Random Effects - Hausman Test				
Equation: RANDOM_NODUMMY				
Test cross-section random effects				
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.	
Cross-section random	2.883266	2	0.2365	
Cross-section random effects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LOG(RENDAPC)	-1.404911	-1.387987	0.000357	0.3702
LOG(GINI)	2.356766	2.453509	0.003484	0.1012

Cross-section random effects test equation:				
Dependent Variable: LOG(P0)				
Method: Panel Least Squares				
Date: 11/17/14 Time: 22:22				
Sample: 2003 2013				
Periods included: 10				
Cross-sections included: 27				
Total panel (balanced) observations: 270				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.274928	0.265721	34.99471	0.0000
LOG(RENDAPC)	-1.404911	0.047418	-29.62817	0.0000
LOG(GINI)	2.356766	0.190474	12.37313	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.972492	Mean dependent var	-1.396435	
Adjusted R-squared	0.969298	S.D. dependent var	0.652102	
S.E. of regression	0.114265	Akaike info criterion	-1.399409	
Sum squared resid	3.146594	Schwarz criterion	-1.012912	
Log likelihood	217.9203	Hannan-Quinn criter.	-1.244209	
F-statistic	304.2905	Durbin-Watson stat	0.522944	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LOG(P0)
Method: Panel Least Squares
Date: 11/17/14 Time: 21:40
Sample: 2003 2013
Periods included: 10
Cross-sections included: 27
Total panel (balanced) observations: 270
LOG(P0)= C(1)+C(2)*D11*LOG(RENDAPC)+C(3)*D12*LOG(RENDAPC)+C(4)*D13*LOG(RENDAPC)+C(5)*D14*LOG(RENDAPC)+C(6)*D15*LOG(RENDAPC)+C(7)*D16*LOG(RENDAPC)+C(8)*D17*LOG(RENDAPC)+C(9)*D21*LOG(RENDAPC)+C(10)*D22*LOG(RENDAPC)+C(11)*D23*LOG(RENDAPC)+C(12)*D24*LOG(RENDAPC)+C(13)*D25*LOG(RENDAPC)+C(14)*D26*LOG(RENDAPC)+C(15)*D27*LOG(RENDAPC)+C(16)*D28*LOG(RENDAPC)+C(17)*D29*LOG(RENDAPC)+C(18)*D31*LOG(RENDAPC)+C(19)*D32*LOG(RENDAPC)+C(20)*D33*LOG(RENDAPC)+C(21)*D35*LOG(RENDAPC)+C(22)*D41*LOG(RENDAPC)+C(23)*D42*LOG(RENDAPC)+C(24)*D43*LOG(RENDAPC)+C(25)*D50*LOG(RENDAPC)+C(26)*D51*LOG(RENDAPC)+C(27)*D52*LOG(RENDAPC)+C(28)*D53*LOG(RENDAPC)+C(29)*LOG(GINI)

Figura A.4

Estimação do modelo de efeitos fixos, usando *binárias*

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	10.24148	0.131205	78.05701	0.0000
C(2)	-1.525214	0.114411	-13.33097	0.0000
C(3)	-1.007575	0.115373	-8.733206	0.0000
C(4)	-1.150834	0.112432	-10.23582	0.0000
C(5)	-1.066551	0.061638	-17.30354	0.0000
C(6)	-1.298263	0.121907	-10.64963	0.0000
C(7)	-1.195833	0.108845	-10.98662	0.0000
C(8)	-1.255575	0.080913	-15.51755	0.0000
C(9)	-0.954347	0.078938	-12.08986	0.0000
C(10)	-0.860449	0.078419	-10.97244	0.0000
C(11)	-1.010386	0.088659	-11.39634	0.0000
C(12)	-1.128848	0.077389	-14.58665	0.0000
C(13)	-1.045340	0.086610	-12.06945	0.0000
C(14)	-0.955936	0.098841	-9.671405	0.0000
C(15)	-0.792013	0.089319	-8.867221	0.0000
C(16)	-1.311965	0.088433	-14.83562	0.0000
C(17)	-1.062344	0.077044	-13.78889	0.0000
C(18)	-2.196407	0.092148	-23.83565	0.0000
C(19)	-2.436541	0.105453	-23.10551	0.0000
C(20)	-2.290385	0.155579	-14.72167	0.0000
C(21)	-2.533026	0.131727	-19.22943	0.0000
C(22)	-2.292962	0.112363	-20.40673	0.0000
C(23)	-2.216311	0.109827	-20.17995	0.0000
C(24)	-2.093256	0.125343	-16.70022	0.0000
C(25)	-2.237161	0.079324	-28.20282	0.0000
C(26)	-2.060446	0.081098	-25.40672	0.0000
C(27)	-2.226580	0.094426	-23.58023	0.0000
C(28)	-2.292350	0.099730	-22.98566	0.0000
C(29)	1.843644	0.094557	19.49779	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.995189	Mean dependent var	-1.396435	
Adjusted R-squared	0.993980	S.D. dependent var	0.652102	
S.E. of regression	0.050594	Akaike info criterion	-2.950353	
Sum squared resid	0.550342	Schwarz criterion	-2.217341	
Log likelihood	453.2977	Hannan-Quinn criter.	-2.656007	
F-statistic	823.5721	Durbin-Watson stat	1.959415	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Figura A.5

Teste de Wald (*pooled* vs efeitos fixos)

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(2)	-1.525214	0.114411
C(3)	-1.007575	0.115373
C(4)	-1.150834	0.112432
C(5)	-1.066551	0.061638
C(6)	-1.298263	0.121907
C(7)	-1.195833	0.108845
C(8)	-1.255575	0.080913
C(9)	-0.954347	0.078938
C(10)	-0.860449	0.078419
C(11)	-1.010386	0.088659
C(12)	-1.128848	0.077389
C(13)	-1.045340	0.086610
C(14)	-0.955936	0.098841
C(15)	-0.792013	0.089319
C(16)	-1.311965	0.088433
C(17)	-1.062344	0.077044
C(18)	-2.196407	0.092148
C(19)	-2.436541	0.105453
C(20)	-2.290385	0.155579
C(21)	-2.533026	0.131727
C(22)	-2.292962	0.112363
C(23)	-2.216311	0.109827
C(24)	-2.093256	0.125343
C(25)	-2.237161	0.079324
C(26)	-2.060446	0.081098
C(27)	-2.226580	0.094426
C(28)	-2.292350	0.099730

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test: Equation: MODELOGERAL_FIXEDPRONTO			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	203.4002	(27, 215)	0.0000
Chi-square	5491.807	27	0.0000
Null Hypothesis: C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=C(10)=C(11)=C(12)=C(13)=C(14)=C(15)=C(16)=C(17)=C(18)=C(19)=C(20)=C(21)=C(22)=C(23)=C(24)=C(25)=C(26)=C(27)=C(28)=0			
Null Hypothesis Summary:			

Referências

BAKOF, A. K. **Crescimento pró-pobre: conceitos, experiência, políticas públicas e uma análise empírica do Rio Grande do Sul na década de 1990.** 2006. 114 f. Dissertação (Mestrado) — Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10183/11493>>. Acesso em: 10 jun. 2014.

BARRETO, F. *et al.* **O que mais impacta a redução da pobreza: o crescimento da renda ou redução da desigualdade?** Fortaleza: Universidade Federal do Ceará, 2009. (Ensaio sobre Pobreza, n. 16). Disponível em: <<http://www.caen.ufc.br/attachments/article/113/esp16.pdf>>. Acesso em: 20 out. 2014.

CHENERY, H.; AHLUWHALIA, M. **Redistribution with growth**. Oxford: Oxford University Press, 1974. Disponível em: <<http://documents.worldbank.org/curated/en/179731468764958719/Redistribution-with-growth>>. Acesso em: 21 out. 2014.

CORGOSINHO, R. C.; CRUZ, A. C.; TORRES, D. A. R. O programa Bolsa Família como instrumento de crescimento pró-pobre no Governo Lula. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 12, n. 1, 2013. Disponível em: <<http://periodicos.ufpb.br/ojs/index.php/economia/article/view/17860>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

CRUZ, A. C.; TORRES, D. R.; TEIXEIRA, E. C. Gastos públicos em infraestrutura e em capital humano como forma de promoção do crescimento pró-pobre nos estados brasileiros. **Revista EconomiA**, Niterói, v. 11, n. 4. p. 163-185, 2010. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2010/inscricao/arquivos/000-99744ee9d61827545cb717f7f8bfa51b.pdf>>. Acesso em: 23 abr. 2014.

DOLLAR, D.; KLEINENBERG, T.; KRAAY, A. **Growth still is good for the poor**. [S.l.]: The World Bank, 2013. (Policy Research Working Paper, 6568). Disponível em: <<http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-6568>>. Acesso em: 4 maio 2014.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Growth is good for the poor. **Journal of Economic Growth**, [S.l.], v. 7, n. 3, p. 195-225, 2002. Disponível em: <https://siteresourcesqa.worldbank.org/INTRES/Resources/469232-1107449512766/Growth_is_Good_for_Poor_Journal_Article.pdf>. Acesso em: 4 maio 2014.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, New York, v. 52, n. 3, 1984. Disponível em: <[http://darplse.ac.uk/papersdb/Foster_et_al_\(Econometrica_84\).pdf](http://darplse.ac.uk/papersdb/Foster_et_al_(Econometrica_84).pdf)>. Acesso em: 6 jun. 2014.

FOSTER, J.; SZÉKELY, M. Is economic growth good for the poor? In: THE ASIA AND PACIFIC FORUM ON POVERTY, 2001, Manila. [Anais...]. Manila: Asia Development Bank, 2001. Disponível em: <<http://www6.iadb.org/WMSFiles/products/research/files/pubS-136.pdf>>. Acesso em: 6 jun. 2014.

FRANÇA, J.; MANSO, C.; BARRETO, F. Comparando a intensidade do crescimento pró-pobre entre regiões brasileiros pós implantação do real. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, DF, n. 38, 2012. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/276>>. Acesso em: 20 set. 2014.

HOFFMANN, R. Elasticidade da pobreza em relação à renda média e à desigualdade. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** Niterói: Anpec, 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A054.pdf>>. Acesso em: 20 out. 2014.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. 2014. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>> Acesso em: 4 jun. 2014.

KAKWANI, K.; KHANDER, S.; SON, H. H. **Pro-poor growth**: concepts and measurement with country case studies. Brasília, DF: International Poverty Centre, 2004. (Working paper, n. 1). Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper1.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2014.

KAKWANI, K.; NERI, M.; SON, H. H. **Ligações entre crescimento pró-pobre, programas sociais e mercado de trabalho**: a recente experiência brasileira. Rio de Janeiro: FGV; International Poverty Centre, 2005. Disponível em: <http://www.cps.fgv.br/cps/pesquisas/propobre/PP_texto.pdf>. Acesso em: 9 jan. 2014.

KAKWANI, K.; PERNIA, E. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, Cambridge, MA, v. 18, n. 1, 2000. Disponível em: <http://www.policyinnovations.org/ideas/policy_library/data/01158>. Acesso em: 11 jan. 2014.

KAKWANI K.; SON, H.; NERI, M. Estagnação econômica e crescimento pró-pobre. **Conjuntura Econômica**, Rio de Janeiro, v. 60, n. 6, p. 70-71, 2006. Disponível em: <<http://cps.fgv.br/sites/cps.fgv.br/files/artigo/Estagnaçãoeconômicaecrescim entopró-pobre.pdf>>. Acesso em: 15 mar. 2014.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. D.; TEBALDI, E. O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento pró-pobre. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 37, n. 3, p. 307-238, 2006.

MARINHO, E.; SOARES, F. Impacto do crescimento econômico e da concentração de renda sobre a redução da pobreza nos estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Niterói: Anpec, 2003. Disponível em:

<<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B36.pdf>>. Acesso em: 21 out. 2014.

MATIJASCIC, M. (Org.). **Presença do Estado no Brasil**: Federação, suas unidades e municipalidades. 2. ed. rev. e ampl. Brasília, DF: IPEA, 2012. Disponível em:

<http://www.ipea.gov.br/presenca/images/presenca_web_2aed.pdf>.

Acesso em: 20 nov. 2014.

NETTO JUNIOR, J. L.; FIGUEIREDO, E. Crescimento pró-pobre no Brasil e nas regiões no período 1987-2007: uma abordagem não paramétrica. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, DF, n. 42, 2014. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/viewFile/484/330>>. Acesso em: 18 out. 2014.

PERNIA, M. **Pro-poor growth**: what is it and how is it important? Manila: Asian Development Bank, 2003. (ERD Policy Brief, n. 17). Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.172.2882&rep=rep1&type=pdf>>. Acesso em: 4 jan. 2014.

PINTO, M. S.; OLIVEIRA, J. C. Crescimento pró-pobre: análise dos estados brasileiros entre 1995 e 2007. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2. p. 327-358, 2010. Disponível em: <https://www.google.com/search?hl=en&q=Crescimento+Pr%C3%B3+Pobre%3A+An%C3%A1lise+dos+Estados+Brasileiros+entre+1995+e+2007&asfe=active&gws_rd=ssl>. Acesso em: 15 set. 2014.

RAVALLION, M. Definindo o crescimento pró-pobres: uma resposta a Kakwani. **One pager**, Brasília, DF, n. 4, 2004. Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/pub/port/IPCOnePager4.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

RAVALLION, M. **Inequality is bad for the poor**. Washington, DC: World Bank, 2005. (World Bank Policy Research Working Paper, 3677). Disponível em: <<http://www.rrojasdatabank.info/wir2006/ravallion.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

RAVALLION, M.; CHEN, S. Measuring Pro-Poor Growth. **Economics Letters**, [S.l.], v. 78, n. 1, p. 93-99, 2003. Disponível em: <<http://elibrary.worldbank.org/doi/pdf/10.1596/1813-9450-2666>>. Acesso em: 10 mar. 2014.

RAVALLION, M.; DATT, G. Growth and redistribution components of changes in poverty measures: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. **Journal of Development Economics**, [S.l.], v. 38, n. 2, p. 275-295, 1992. Disponível em:

<http://siteresources.worldbank.org/BRAZILINPOREXTN/Resources/3817166-1185895645304/4044168-1186331278301/18pub_br96.pdf>. Acesso em: 12 set. 2014.

RAVALLION, M.; DATT, G. Is India's economic growth leaving the poor behind? **Journal of Economic Perspectives**, [S.l.], v. 16, n. 3, 2002. Disponível em:

<http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/13504_GD1.pdf>. Acesso em: 11 set. 2014.

SANTOS, W. O. **Crescimento pró-pobre no Brasil (1981-2009)**. [Maringá]: Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá, 2011. Disponível em:

<http://www.apec.unesc.net/VI_EEC/sesoes_tematicas/Tema7-Economia%20Social%20e%20Políticas%20Publicas/Artigo-6-Autoria.pdf>. Acesso em: 12 set. 2014.

SON, H. H.; KAKWANI, K. **Economic growth and poverty reduction: Initial conditions matter**. Brasília, DF: International Poverty Centre, 2004. (Working paper, n. 2). Disponível em: <<http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper2.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2014.

SON, H. H.; KAKWANI, K. **Global estimates of pro-poor growth**. Brasília, DF: International Poverty Centre, 2006. (Working paper, n. 31). Disponível em: <http://www.sarpn.org/documents/d0002182/Pro-poor_growth_IPC-UNDP_Oct2006.pdf>. Acesso em: 10 maio 2014.

TEIXEIRA, R.; PINTO, E. A economia política dos Governos FHC, Lula e Dilma: dominância financeira, bloco no poder e desenvolvimento econômico. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. esp., p. 909-941, dez. 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0104-06182012000400009&script=sci_arttext>. Acesso em: 21 nov. 2014.

O desemprego no Brasil, na perspectiva da marginalidade social*

*Pedro Henrique Evangelista Duarte***

Professor Adjunto do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, Doutor em Desenvolvimento Econômico com ênfase em Economia Social e do Trabalho pelo Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas e Pesquisador do International Center for Development and Decent Work

Resumo

A partir das categorias elaboradas pela teoria da marginalidade, o artigo busca analisar o desemprego no Brasil, a partir de três critérios — desemprego aberto, desemprego oculto pelo trabalho precário e desemprego oculto pelo desalento —, com o objetivo de apontar os limites metodológicos em sua definição, partindo da hipótese de que uma fração importante de trabalhadores, por estarem vinculados a situações de trabalho fragilizadas e insustentáveis, poderia ser considerada desempregada, tal como o é o conjunto de trabalhadores mensurados pelo conceito de desemprego oculto. Para realizar essa discussão, utilizar-se-á o banco de dados do Departamento Inter-sindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE), que tem como referência a Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED).

Palavras-chave

Teoria da marginalidade; marginalidade social; desemprego aberto; desemprego oculto

* Artigo recebido em fev. 2016 e aceito para publicação em maio 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Revisor de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini

** E-mail: pheduarte@ufu.br

Abstract

Considering the categories formulated in the marginality theory, the main aim of this paper is to analyze unemployment in Brazil based on three criteria — open unemployment, hidden unemployment by precarious work and hidden unemployment by dismay — to point out the methodological limits in its definitions. The hypothesis is that a relevant number of workers, for working in very instable and fragile situations, could be considered unemployed along with the workers categorized according to the concept of hidden unemployment. To generate this discussion, the author analyzes data from the Inter-Union Department of Statistics and Socioeconomic Studies (DIEESE), which uses data from the Employment and Unemployment Survey (PED).

Keywords

Marginality theory; social marginality; open unemployment; hidden unemployment

Classificação JEL: E24, J21, J23, J30

Introdução

Na Economia Política, o debate sobre a formação do excedente de mão de obra ganhou forma a partir da elaboração das categorias superpopulação relativa e exército industrial de reserva, formuladas por Karl Marx, para explicar os desdobramentos do desenvolvimento do capitalismo industrial sobre as relações de trabalho. Na América Latina, tal discussão foi absorvida e desenvolvida pela chamada teoria da marginalidade, cujo foco central era compreender a formação da superpopulação relativa em economias periféricas e dependentes, a partir das especificidades e particularidades que caracterizavam essas economias no plano das relações produtivas e sociais. De modo geral, a teoria da marginalidade analisa as formas de integração do conjunto da população no sistema produtivo e, em consequência, na estrutura social. Em outras palavras, busca, de um lado, compreender os fatores que condicionam a não absorção de parte da mão de obra disponível em economias caracterizadas pela heterogeneidade estrutu-

ral nos setores produtivos tipicamente capitalistas e, de outro, como essa fração da população se articula, produtiva e socialmente, para garantir suas condições de reprodução. Nesse sentido, a teoria da marginalidade trata da formação da superpopulação relativa em economias capitalistas periféricas, e de como essa superpopulação ganha contornos específicos, seguindo as especificidades da forma de organização da produção dessas economias.

Partindo dos aspectos teóricos propostos pela teoria da marginalidade, o presente artigo pretende discutir os elementos referentes à mensuração do desemprego no Brasil, colocando em confronto três medidas de desemprego: o aberto, o oculto pelo trabalho precário e o oculto pelo desalento. Levando em conta que a taxa de desemprego oficial no Brasil se circunscreve apenas àqueles delimitados no desemprego aberto, pretende-se abordar uma noção mais ampla, que considera também o desemprego oculto, ou seja, exatamente aquela que agrega o conjunto de trabalhadores vinculados à situação de trabalho permanentemente precárias ou que, dado seu nível de precariedade, já não fazem mais parte da população economicamente ativa — podendo, por isso, serem enquadrados dentro dos critérios estabelecidos pela marginalidade social. A hipótese que norteia a presente proposta é que uma fração importante de trabalhadores, por estarem vinculados a situações de trabalho extremamente fragilizadas e instáveis, poderia ser considerada formas específicas de desempregados, tal como o é o conjunto de trabalhadores mensurados pelo conceito de desemprego oculto. Assim, pretende-se lançar uma discussão a respeito da compreensão limitada que se tem do desemprego no Brasil, chamando atenção para as condições social e economicamente precárias de parte fundamental de sua classe trabalhadora.

Para realizar essa discussão, utilizar-se-á o banco de dados do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE), que tem como parâmetro a Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED). Além dos dados referentes aos conceitos de desemprego já expostos, analisar-se-á também a evolução do número de ocupados, a posição na ocupação e as taxas de participação e ocupação, com o intuito de compreender a relação entre a evolução desses tipos específicos de desemprego e a dinâmica do mercado de trabalho no Brasil. O período de análise delimitado será entre os anos de 2004 e 2014, por se considerar a importância do conjunto de transformações que ocorreram na economia brasileira, desde os anos 2000, em especial a partir do primeiro governo de Luís Inácio Lula da Silva, quando as questões relativas à expansão do emprego formal e à recuperação dos salários reais voltaram a ter certo protagonismo no conjunto das políticas econômica e social.

1 A teoria da marginalidade

Elaborada a partir da interpretação acerca do desenvolvimento capitalista periférico, formulada pela teoria marxista da dependência¹, a teoria da marginalidade, de modo geral, busca analisar as formas de integração do conjunto da população no sistema produtivo e, em consequência, na estrutura social. Em outras palavras, busca, de um lado, compreender os fatores que condicionam a não absorção de parte da mão de obra disponível em economias caracterizadas pela heterogeneidade estrutural, nos setores produtivos tipicamente capitalistas, e, de outro, como essa fração da população se articula, produtiva e socialmente, para garantir suas condições de reprodução. É, então, a partir da teoria da marginalidade, que se empreende um esforço teórico, no sentido de tentar compreender a formação da superpopulação relativa em economias capitalistas periféricas e dependentes, em que o desenvolvimento industrial, dada a sua incompletude e a convivência com setores de baixa composição orgânica do capital e de baixa produtividade, limita a capacidade de integração da massa trabalhadora aos setores dinâmicos, de modo que esta, para garantir sua condição de reprodução, se vincula a formas de trabalho marginais — caracterizados especialmente pelas elevadas intensidade e jornada do trabalho, pela instabilidade e pelos baixos níveis de remuneração —, que orbitam e se submetem à dinâmica própria dos setores hegemônicos da economia. Assim, ainda que seja demarcada a existência da superpopulação relativa enquanto tendência geral do modo de produção capitalista, a teoria da marginalidade ressalta a especificidade do capitalismo dependente, pontuando que a população excedente não apenas é resultado da ampliação da composição orgânica do capital, mas também é um resultado dos próprios limites do desenvolvimento periférico.

Nesse sentido, a noção de marginalidade social refere-se a uma situação social caracterizada por problemas de integração no resto da estrutura geral da sociedade, ou de um modo não completo de integração, mais do que por uma ausência de integração. Dessa forma, fundamenta-se num modo particular de pertencimento e participação na estrutura geral da sociedade, seja a respeito de certas áreas dentro de suas estruturas dominantes básicas, seja a respeito do conjunto destas, no todo ou em parte de seus setores institucionais (QUIJANO, 1978, p. 43).

No debate acerca da marginalidade social, ganhou especial destaque a tese desenvolvida por José Nun, cujo ponto de partida foi a análise desen-

¹ Para uma análise da interpretação referente à teoria marxista da dependência, bem como sua convergência à tese da marginalidade social, ver Duarte (2015).

volvida por Karl Marx (2011) nos Grundrisse. De acordo com esse estudo, trabalhadores e meios de produção são fatores fundamentais de todas as formas sociais de produção, e a forma pela qual se combinam é que distingue as diferentes épocas econômicas e as estruturas sociais. É a forma específica dessa combinação que estabelece, em cada caso, o tamanho da população que se considera adequada aos esquemas vigentes de produção, de modo que seus limites dependem da elasticidade da forma determinada dessa produção, e variam de acordo com suas condições. A parte da população que excede esses limites permanece como fator virtual, uma vez não conseguindo se vincular aos meios de sua reprodução; esta seria a parte da população denominada “superpopulação”. Assim, uma vez tendo em comum a base que as determina, os limites da superpopulação seriam delimitados pela população adequada, sendo o excedente da população sempre relativo ao modo vigente de sua produção.

O olhar minucioso a respeito da constituição da superpopulação relativa assenta-se na necessidade de sua diferenciação, para o autor, da noção de exército industrial de reserva. Enquanto o primeiro é resultado dos processos específicos do modo de produção capitalista, o segundo faz referência aos efeitos que o primeiro provoca no sistema — em outras palavras, o conceito de exército industrial de reserva corresponde ao exame dos efeitos e das relações da superpopulação relativa com a estrutura global.

Posto em termos mais simples: nesta forma produtiva, nem toda superpopulação constitui necessariamente um exército industrial de reserva, categoria esta que implica uma relação funcional desse excedente com o sistema em seu conjunto (NUN, 1978, p. 82).

O ponto central da análise do autor centra-se na fase monopolista do capitalismo — momento no qual os países latino-americanos iniciam seus respectivos processos de industrialização —, quando o aumento da apropriação do excedente pelas grandes empresas via inovação tecnológica e retornos de escala, associado à difusão restringida de tecnologias, ao avanço da mecanização e da demanda por trabalho qualificado e ao estancamento da demanda industrial de trabalho, resultou na criação de uma barreira permanente entre os desempregados e os ocupados, de modo que a massa dos não qualificados não apenas se tornou estancada, mas perdeu sua função social, tornando-se um aglomerado de pessoas “socialmente inúteis”. Como consequência, essa população excedente perderia sua função tanto direta, de promoção da demanda por trabalho nos momentos de expansão do capitalismo — dado que o aumento da composição orgânica do capital faz com que uma quantidade relativamente menor de trabalhadores seja necessária para uma quantidade crescente de capital — quanto indireta, de pressões sobre o nível dos salários e sobre a intensidade do

trabalho —, uma vez que o aumento da produtividade permitiria um aumento da exploração do trabalho, com melhorias relativas na remuneração.

É desse conjunto da população, que perderia sua função social no esquema produtivo, que surgiria o que o autor chama de massa marginal, ou seja, a parte afuncional ou disfuncional da superpopulação relativa, conceito que se situa no nível das relações que se estabelecem entre a superpopulação relativa e o setor produtivo hegemônico. Tal relação implicaria uma dupla referência ao sistema, que, por um lado, gera esse excedente e, por outro, não necessita dele para seu funcionamento. De modo geral, na fase monopolista, a superpopulação relativa estaria, então, dividida entre um conjunto de trabalhadores desocupados que mantém as funcionalidades típicas da fase competitiva — o exército industrial de reserva — e uma massa de trabalhadores que perde sua função nessa nova fase — a massa marginal. Assumindo que, na fase monopolista, o aumento da racionalidade das empresas se converte numa permanente redução da racionalidade do sistema, em que a fixação do preço das mercadorias segue mais o critério da máxima extração de benefícios do que os custos de produção, uma parte cada vez maior da superpopulação relativa tende a se tornar massa marginal, cuja ausência de funcionalidade não é um aspecto requerido pelos agentes econômicos, mas, sim, um efeito da contradição fundamental entre as relações de produção predominantes e o nível de desenvolvimento alcançado pelas forças produtivas.

Levando em conta as especificidades do desenvolvimento capitalista latino-americano, dois fatores teriam condicionado o surgimento da massa marginal. Em primeiro lugar, as descontinuidades do processo de acumulação primitiva de capital. A não ocorrência de uma revolução agrária na América Latina, que demarcasse as bases da transição dos regimes de acumulação, e a inserção dependente dos países no comércio internacional, com o não direcionamento do excedente interno para a consecução de um processo industrial, resultaram em restrições no processo de formação de um trabalhador livre, de forma que se perpetuaram, historicamente, formas e mecanismos pré-capitalistas de exploração da mão de obra, com os quais se conecta, de forma proveitosa, o setor hegemônico da economia. Em segundo lugar, a industrialização feita a partir do processo de substituição de importações e sem considerar as características específicas das relações sociais de produção, dentre elas as relações de trabalho, levou à efetivação de um plano de industrialização montado com tecnologias poupadoras de mão de obra, criando um mercado de fatores particularmente imperfeito.

Considerando as diversas formas de manifestação da marginalidade e compreendendo que seu único componente não é a desocupação, mas

também um conjunto de atividades instáveis e vulneráveis, cabe destacar que, a despeito do critério de sua definição ser a predominância do modo de produção capitalista em sua fase monopolista, essa não é a única forma de organização da produção existente na economia periférica, dada a sua convivência com um contingente mais ou menos amplo de pequenas e médias empresas que operam em termos similares aos de uma economia competitiva. A convivência dessas formas distintas de organização da produção e de processos de acumulação resulta em uma diferenciação crescente no mercado de trabalho, a respeito das quais variam a funcionalidade do excedente da população. O que se percebe, então, é a interconexão desses dois setores, de modo que há um certo “deslocamento” da mão de obra entre os mesmos, sempre limitado por determinados fatores, em especial os ditados pela qualificação da mão de obra. Nesse sentido, o fato de se pontuar como mão de obra marginal para o setor monopolístico, não encontrando formas de absorção neste, não impede que a força de trabalho se vincule a outros setores, sejam aqueles caracterizados pelos elementos do setor competitivo, sejam os setores marcados pela elevada instabilidade. Assim, pode-se concluir que o fundamento da análise não se assenta, exclusivamente, no critério da funcionalidade, ou não, do excedente, especialmente quando este se encontra vinculado, ou ainda subordinado, ao movimento mais geral do capital.

Tal como na tese formulada por José Nun, Aníbal Quijano (1978, 2000) parte da noção de que o capitalismo periférico é caracterizado por determinadas particularidades, de modo que a formação socioeconômica latino-americana é demarcada por uma permanente combinação de relações de produção capitalistas e pré-capitalistas. Na produção capitalista, a introdução de novos setores produtivos nunca seria resultado do desenvolvimento orgânico dos setores precedentes, a partir das necessidades e características dessas economias, mas, sim, de formações dominantes do sistema global, de modo que sua incorporação, feita sempre de forma fragmentada, seria fruto das decisões dos agentes econômicos que dominam o sistema, bem como o resultado de processos que ocorrem no interior das formações sociais dominantes. Assim, a transição de etapas no processo de expansão do capitalismo na América Latina teria um caráter abrupto, que não apenas impediria sua generalização para o conjunto da estrutura produtiva, mas excluiria a possibilidade de eliminação das estruturas anteriores, conformando um novo nível dentro de cada setor da estrutura produtiva².

² A noção de dependência proposta pelo autor vai além daquela delimitada pelo escopo teórico da teoria marxista da dependência, ou seja, reflete não apenas a relação de subordinação entre países centrais e periféricos, mas também a articulação entre estruturas econômico-sociais de distintos níveis de desenvolvimento dentro um sistema econômico. Ao

Duas seriam as transformações ocorridas na estrutura econômica latino-americana responsáveis pela convivência permanente de setores com distintos níveis de desenvolvimento. Em primeiro lugar, a generalização da produção industrial de bens e serviços como setor hegemônico; em segundo lugar, a emergência do monopólio como modalidade da organização da atividade econômica. Como essas transformações ocorrem não como parte do processo de expansão e modificação dos setores antes dominantes, mas, sim, pela incorporação de processos ocorridos nos países centrais, impede-se uma generalização para o conjunto dos setores produtivos da economia, determinando a existência de heterogeneidade estrutural. De modo que, se há uma tendência de homogeneização histórica da estrutura global das relações de produção nos países centrais, com a eliminação dos elementos pré-capitalistas que se mantêm nas estruturas econômicas e sociais, o mesmo não se replica para a economia latino-americana.

Em síntese, a tendência é que, em cada um dos setores básicos da atividade econômica, ocorra uma expansão, e, em certa medida, uma diferenciação, de um nível de atividades e de mecanismos de organização econômica, que vão perdendo, gradualmente, toda a capacidade de acesso estável aos meios básicos de produção e aos mercados de rendimentos significativos para as possibilidades de incremento da acumulação de capital. A produção artesanal, o pequeno comércio de bens e serviços e as atividades agropecuárias de baixo nível de produtividade não apenas não desaparecem, mas tendem a se expandir, configurando um nível de atividade econômica. Esse “nível deprimido” da economia contém um conjunto característico de formas de organização do trabalho e, portanto, de ocupações, que empregam recursos residuais de produção, se estruturam de modo instável e precário e geram lucros reduzidos, que servem a um mercado formado pela própria população incorporada a esse nível de atividade. Esse seria o conjunto de atividades componentes do chamado pólo marginal.

Essa configuração das formas produtivas, por sua vez, impõe modificações na quantidade e na qualidade requerida de mão de obra na economia. Do ponto de vista da utilização dos recursos produtivos, tem-se a prevalência na utilização de novas tecnologias, provenientes da revolução científico-tecnológica nos setores monopolistas. Do ponto de vista dos interesses sociais que controlam os recursos produtivos, há a concentração da acumulação de capital nas mãos dos grupos cuja ação se vincula aos interesses dos grupos hegemônicos dos países centrais, e que impedem a livre utilização de tecnologias e recursos em favor dos interesses econômicos e

propor essa noção, Quijano busca, na articulação dos elementos internos, os fatores característicos da situação dependente.

sociais da sociedade dependente. O resultado da combinação desses dois fatores é a concentração da tecnologia apenas nos estratos mais altos da economia, a concentração de seus produtos nas mãos de reduzidos grupos dominantes, o incremento e a concentração da acumulação de capital nas mãos de poucas empresas monopolistas e a transferência da maior parte do excedente aos centros metropolitanos do sistema.

Do ponto de vista das relações de trabalho, as implicações seriam de duas ordens. Em primeiro lugar, reduziria o volume relativo de força de trabalho requerida para os níveis produtivos da tecnologia dominante, fator que acarretaria, juntamente com o incremento da produtividade, um aumento da taxa de exploração do trabalho. Em segundo lugar, dada a modificação dos requerimentos qualitativos da força de trabalho, haveria uma modificação no mercado de trabalho para tais níveis produtivos, que se tornaria reduzido, rígido, excludente e concentrado em poucos centros urbanos da sociedade. Por fim, como não haveria difusão da tecnologia e dos ganhos de produtividade para o conjunto da economia, seria gerada uma concentração de recursos nos setores monopolísticos, bem com uma redução na possibilidade de absorção de mão de obra. Como a imposição de determinadas necessidades qualitativas da força de trabalho não tem aderência às experiências prévias da maior parte da população, ao mesmo tempo em que ocorre simultaneamente ao crescimento da população em seu conjunto, é engendrada uma nova estrutura do mercado de trabalho.

Nessas condições, a mão de obra que é deslocada das atividades tanto rurais quanto urbanas se vê imersa numa problemática cuja tendência é se intensificar: de um lado, pela permanente expulsão de trabalhadores dos setores primários, seja pelo esgotamento de seus recursos produtivos, seja pela dominação de seus esquemas produtivos pelos setores dominantes, cuja lógica é a implantação de métodos produtivos intensivos em capital; de outro lado, pela consolidação de um setor produtivo urbano que limita suas exigências quantitativas e qualitativas de mão de obra, reduzindo, portanto, sua capacidade de absorção. Assim, forma-se um mercado de trabalho em cuja estrutura os setores de mais elevado nível de desenvolvimento têm um caráter excludente de mão de obra, e seus níveis intermediários não têm estabilidade e capacidade de expansão necessária para absorver, de modo estável, a mão de obra disponível. Produz-se, então, um setor crescente de mão de obra que, em relação aos setores de atividade hegemônicos, organizados pela grande empresa monopolista, é *sobrante*; e, em relação aos setores intermediários, organizados a partir da lógica competitiva, é *flutuante*, uma vez podendo estar, intermitentemente, ocupada, desocupada ou subocupada, seguindo as contingências que afetam esse nível de atividade

econômica. Essa mão de obra que ora assume o caráter de sobranter, ora de flutuante, é o que o autor qualifica como mão de obra marginalizada.

Em resumo, as teses de Nun e Quijano apontam a consolidação de aspectos da estrutura econômica das regiões periféricas, que, pela absorção de esquemas produtivos elaborados fora de sua realidade social, e por terem sido adotados de maneira abrupta, impediram a plena difusão de tecnologias para o conjunto do sistema produtivo. Esse aspecto acarretou, de um lado, a convivência de setores produtivos com diferentes graus de desenvolvimento das forças produtivas, de outro, um permanente entrave à absorção da mão de obra. Frente às dificuldades de adequação ao setor monopolístico, tal mão de obra acabou por se vincular aos setores e/ou às atividades fora dos setores dinâmicos e, portanto, caracterizadas pela precariedade e por formas instáveis de remuneração. Tais são as condições que dão origem à marginalidade social, condição que exclui fração substancial da população não apenas do acesso a condições minimamente decentes de trabalho, mas também provoca um processo de exclusão, completo e permanente, de sua sociabilidade.

2 O desemprego no Brasil

2.1 Aspectos metodológicos³

O objetivo central do presente estudo é realizar uma análise do desemprego no Brasil à luz da teoria da marginalidade, considerando que ela busca compreender a situação dos indivíduos que se encontram vinculados a atividades fora das tipicamente capitalistas e/ou em atividades cujo nível de instabilidade e precariedade é extremamente elevado. Para tanto, serão utilizados os dados referentes ao Sistema Pesquisa de Emprego e Desemprego (PED), sendo a agregação dos dados realizada pelo Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (DIEESE).

A Pesquisa de Emprego e Desemprego é um levantamento domiciliar contínuo, realizado, mensalmente, desde 1984, na Região Metropolitana de São Paulo. Em parceria com órgãos públicos federais, a Pesquisa foi estendida a outras regiões, sendo, atualmente, realizada no Distrito Federal e nas Regiões de Metropolitanas de Porto Alegre, Recife, Salvador, Belo Horizon-

³ Todas as informações referentes à metodologia do sistema PED foram retiradas do item emprego e desemprego do sítio virtual do DIEESE, no qual são apresentados, com detalhes, tanto os motivos da elaboração dessa pesquisa, como a definição das mais diversas variáveis. Para uma pesquisa mais detalhada sobre essa metodologia, consultar o *link* <<http://www.dieese.org.br/analiseped/ped.html>>.

te e, mais recentemente, Fortaleza. A elaboração da pesquisa da PED pretende dar expressão a comportamentos típicos de um mercado de trabalho pouco estruturado, com grande disponibilidade de mão de obra e dinamizado por uma estrutura produtiva marcada por grandes diferenças entre as empresas, dentre as quais: i) o fato de apenas metade dos trabalhadores ser contratada dentro da regra vigente, ao passo que a grande maioria está submetida a alta rotatividade, baixos salários e jornadas extensas; ii) o assalariamento sem carteira de trabalho assinada e o trabalho autônomo constituírem parte expressiva do conjunto dos ocupados, cuja precariedade de inserção decorre da falta de acesso ao contrato de trabalho padrão, da descontinuidade da relação de trabalho e da instabilidade de rendimentos; iii) o fato de mecanismos de proteção aos desempregados serem muito limitados, em termos de duração e valor do benefício recebido; e iv) os parâmetros que orientam os contratos de trabalho serem definidos em função do trabalhador individual, inexistindo regras que, referidas ao contrato coletivo, permitam, aos sindicatos, negociar contratação e demissão de mão de obra. Como consequência dessas características, a dinâmica desse mercado de trabalho não é suficientemente captada, se adotadas as noções usuais de emprego (exercício de qualquer atividade por, no mínimo, uma hora, na semana de entrevista) e desemprego (ausência de trabalho combinada à procura e disponibilidade para trabalhar), de modo que a dicotomia emprego/desemprego aberto é insuficiente para descrevê-lo. Assim, frente às limitações impostas à análise sobre o mercado de trabalho brasileiro pelo uso dos conceitos mais tradicionais, a metodologia proposta pela PED passa pela construção de indicadores mais adequados à situação nacional.

Um dos principais problemas na utilização dos dados da PED diz respeito à restrição de suas informações, uma vez que se refere a seis regiões metropolitanas, mais o Distrito Federal. Essa limitação impede qualquer tipo de comparação com os dados oficiais de desemprego, calculados pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua (PNAD Contínua). Apesar desse aparente problema, optou-se pela utilização dessas informações, por duas razões. Em primeiro lugar, pelo fato de a metodologia da PED ter sido elaborada com o intuito de fornecer uma mensuração das informações relativas a emprego e desemprego mais próximas de situações de emprego precário, elementos que convergem para o tipo de análise teórica empreendida pela teoria da marginalidade. Assim, esses dados, em certo sentido, conseguiriam expressar as formas de trabalho instável e precário, às quais estaria vinculada parte da população trabalhadora não absorvida nos setores dinâmicos ou estruturados da economia. Em segundo lugar, porque tal metodologia propõe uma análise de desemprego aberto muito próxima à estatística oficial, o que permitiria, ainda que de maneira indireta, uma com-

paração com os dados oficiais de emprego e desemprego. Nesse sentido, a utilização dos dados da PED, mesmo que limitada pela extensão da Pesquisa, fornece informações relevantes sobre um conjunto de trabalhadores, que, estando fora das estatísticas oficiais, é por vezes ignorado e desprezado nos debates sobre as condições de trabalho, sobre os problemas do desemprego e sobre as políticas públicas voltadas a essa matéria.

A seguir, listam-se os conceitos das variáveis que serão analisadas neste trabalho, com o intuito de avaliar o desemprego no Brasil:

- i) População em Idade Ativa (PIA): corresponde à parcela da população com idade mínima para o trabalho, estipulada em 14 anos de idade. A PIA incorpora também as crianças de 10 a 14 anos, segmento com idade inferior à legalmente estipulada como mínima para o trabalho no Brasil. Embora com pouco efeito quantitativo sobre os indicadores globais, a inclusão desse segmento decorre da consideração de que a presença dessa parcela populacional no mercado de trabalho é resultado da própria realidade social do País.
- ii) População Economicamente Ativa (PEA): corresponde à parcela da População em Idade Ativa que está ocupada ou desempregada.
 - a. Desempregados: são os indivíduos que se encontram numa situação involuntária de não trabalho, por falta de oportunidade de trabalho, ou que exercem trabalhos irregulares, com desejo de mudança. Esse grupo é desagregado em três tipos de desemprego: (a) Aberto: pessoas que procuraram trabalho, de maneira efetiva, nos 30 dias anteriores ao da entrevista e que não exerceram nenhum trabalho nos sete últimos dias; (b) Oculto pelo trabalho precário: pessoas que realizam trabalhos precários — algum trabalho remunerado ocasional de auto-ocupação — ou pessoas que realizam trabalho não remunerado em ajuda a negócios de parentes e que procuraram mudar de trabalho nos últimos 30 dias anteriores ao da entrevista ou que, não tendo procurado trabalho nesse período, o fizeram sem êxito até 12 meses atrás; e (c) Oculto pelo desalento: pessoas que não possuem trabalho e nem procuraram nos últimos 30 dias anteriores ao da entrevista, por desestímulo do mercado de trabalho ou por circunstâncias fortuitas, mas que apresentaram efetiva procura de trabalho nos últimos 12 meses.
- iii) Ocupados: corresponde à parcela da população que, nos sete dias anteriores ao da entrevista, possuem trabalho remunerado exercido regularmente, com ou sem procura de trabalho; ou que, nesse período, possuem trabalho remunerado exercido de forma irregular, desde que não tenham procurado trabalho diferente do atual; ou

possuem trabalho não remunerado de ajuda em negócios de parentes, ou remunerado em espécie e/ou benefício, sem procura de trabalho. Excluem-se as pessoas que, nos últimos sete dias, realizaram algum trabalho de forma excepcional.

- iv) Taxa de desemprego: indica a proporção da PEA que se encontra na situação de desemprego total (somatório do aberto e do oculto). A taxa de desemprego específica de determinado segmento populacional (homens, chefes de família, etc.) é a proporção da PEA desse segmento que se encontra em situação de desemprego, a qual é mesurada pela equação:

$$\text{Taxa de Desemprego} = \frac{\text{Nº de Desempregados}}{\text{PEA}} \times 100$$

- v) Taxa de participação: indica a proporção da PIA incorporada ao mercado de trabalho como ocupada ou desempregada. A taxa de participação específica de determinado segmento populacional (homens, chefes de família, etc.) é a proporção da PIA desse segmento incorporada ao mercado de trabalho como ocupada ou desempregada, e é mesurada pela equação:

$$\text{Taxa de Participação} = \frac{\text{PEA}}{\text{PIA}} \times 100$$

A partir dos critérios metodológicos descritos, passa-se à análise das informações referentes ao mercado de trabalho no Brasil. A análise será feita para o período 2004-14, com o intuito de observar os efeitos e a dinâmica sobre o mercado de trabalho, a partir do governo do Partido dos Trabalhadores, iniciado, em 2003, com o primeiro mandato de Luiz Inácio Lula da Silva.

2.2 Política econômica e mercado de trabalho na primeira década dos anos 2000

Durante a década de 90 do século passado, foi implementado, no Brasil, o conjunto de políticas enquadradas dentro do ideário neoliberal. Tendo na flexibilização e na desregulamentação das relações de trabalho um de seus principais pilares, foi inevitável uma série de impactos negativos sobre o mundo do trabalho. Dessa forma, a implementação das políticas neoliberais, associadas à consecução de uma série de políticas de ajuste fiscal, impôs um conjunto de transformações na estrutura produtiva, que, inevitavelmente, modificaram o quadro das condições de trabalho brasileiro. Se, de

um lado, a reestruturação produtiva permitiu a modernização da produção e a ampliação da produtividade do trabalho, por outro, houve destruição de postos de trabalho, movimento que, em um contexto de crescimento da população economicamente ativa, criou novas pressões sobre os trabalhadores, levando à expansão desenfreada das formas de trabalho precário. Por sua vez, o salário mínimo evoluiu de maneira modesta, não sofrendo grandes valorizações, do que se pode inferir que não houve ganhos consideráveis em termos de rendimentos do trabalho, mesmo com a queda substantiva da inflação e com a recuperação do poder de compra dos salários. Assim sendo, a década de 90 não foi favorável à melhoria das condições da classe trabalhadora, apesar da reversão relativa do grau de instabilidade e da crise da década anterior.

O final dos anos 90 foi um período de crise para a economia brasileira. O baixo nível do crescimento econômico e a elevação da inflação expressavam a fragilidade do conjunto de políticas implementadas desde o início da década, e que tinham como objetivo central o ajuste estrutural da economia. A crise financeira em outras regiões periféricas modificou a rota dos fluxos de capitais financeiros, que deixaram de se destinar para essas regiões, buscando formas mais seguras de valorização. O Brasil, enquanto região periférica centrada em uma política econômica totalmente dependente da entrada massiva desses recursos, encontrava-se numa encruzilhada, em que a única solução seria a modificação dos rumos da política econômica. O primeiro impacto desse movimento foi a adoção do câmbio flutuante, pondo fim ao período de câmbio semifixo que perdurou durante toda a década, o qual foi seguido por um conjunto de transformações na condução da política macroeconômica, dentre os quais se destaca a adoção do regime de metas de inflação e a manutenção do superávit primário e da política de taxa de juros elevada, como forma de manter a atração de capitais.

Ainda que o cerne principal do conjunto de políticas macroeconômicas tenha se mantido durante o Governo Lula, algumas importantes modificações iriam se operar a partir de então, em especial no que diz respeito às políticas de cunho social. Já em 2004, iniciou-se um novo ciclo de expansão dos fluxos financeiros internacionais, que, fosse sobre a forma de investimentos diretos, fosse sobre aplicações financeiras ou ainda de empréstimos externos, permitiu a compensação do declínio do saldo em conta corrente e a acumulação de reservas internacionais, processos que conduziram à valorização do real. Na esteira da valorização da moeda, os índices de inflação começaram a sofrer queda, e o crescimento do PIB acelerou-se, com impactos positivos para o consumo e para o investimento. Esse crescimento foi, em grande medida, favorecido pelo aumento dos rendimentos das famílias, os quais foram amplamente beneficiados pela ex-

pansão do crédito ao consumo⁴. Assim, a conjugação de crescimento do PIB, redução da inflação, ampliação das reservas internacionais e redução do estoque da dívida pública criou um ambiente favorável à ampliação dos investimentos e à continuidade de expectativas favoráveis em relação ao avanço da economia brasileira. É dentro desse quadro que o Brasil passou a apresentar uma taxa de crescimento do PIB de 6,5% ao ano, como resposta ao aumento do investimento na ampliação da capacidade produtiva e dos investimentos do Estado em infraestrutura. Apesar do clima econômico mais favorável, a indústria brasileira ainda enfrentava dificuldades de recuperar o seu nível de crescimento: o produto industrial manteve o seu lento crescimento, o que resultou na redução de sua participação no PIB, que, desde a década de 80, passou de 34% para 16%, ao passo que a taxa de investimento, mesmo tendo se elevado desde o início do Governo Lula, também apresentou patamares baixos, com a Formação Bruta de Capital Fixo oscilando entre 14% e 18% do PIB.

De acordo com Baltar *et al.* (2010), a partir de 2007, quando se inicia o segundo mandato do Presidente Lula, o Governo assume uma posição diferente em relação ao crescimento econômico, mesmo mantendo o padrão da política macroeconômica. Um dos sinais da mudança na postura do Governo foi a recusa de aprofundar o ajuste fiscal para promover a ampliação do superávit nominal, num momento de crescimento do PIB e da arrecadação tributária. Ao contrário disso, o Governo optou por lançar o Plano de Aceleração do Crescimento (PAC), voltado à reestruturação do quadro de pessoal e do nível dos salários dos funcionários públicos, à manutenção do ritmo de crescimento do salário mínimo legal, à elevação das despesas da seguridade social e, principalmente, à recuperação do investimento público. Outro sinal da mudança da postura do Governo foi a capitalização do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e a intensificação de sua atuação na formação de grupos empresariais nacionais e no apoio ao investimento das empresas estatais.

Essas condições sofreram modificações a partir de 2010, quando as políticas anticíclicas adotadas para se sobrepôr à crise de 2008 começaram a apresentar seus limites, e o Governo passou a optar por uma política de gradual ajuste, do ponto de vista tanto fiscal quanto monetário, ainda que tenham sido mantidas as políticas sociais e de valorização do salário mínimo. De acordo com Serrano e Summa (2012), a rápida redução do crescimento do PIB a partir de 2011 — o crescimento acumulado em 12 meses vai de 7,5% em 2011 para 1,8% no primeiro trimestre de 2012 — e

⁴ O crédito ao consumo passou a ser regido por uma nova lógica, composta de elevação dos prazos, queda dos juros nominais e modificações institucionais, de tal maneira que, se, em 1995, era da ordem de 33,7% do PIB, em 2008, se situava no nível de 41,8% do PIB.

do crescimento da produção industrial — de 10,56% em 2010 para 2,59% em 2011 — encontra explicações tanto no cenário externo quanto nas decisões de política econômica interna. Do ponto de vista externo, a desigual recuperação da crise de 2008 das diferentes economias, em especial dos países mais avançados, teve importante impacto na queda das exportações nacionais. No entanto, e mais importante, foi o direcionamento da política econômica, em especial das políticas monetária e fiscal. Quanto à política monetária, iniciou-se, nesse período, um ciclo de elevação das taxas de juros, com algumas oscilações, e de restrição de crédito ao consumidor, com base nas chamadas medidas macroprudenciais⁵. Quanto à política fiscal, o Governo implementou um forte ajuste fiscal, com o objetivo de aumentar o superávit primário, com redução dos gastos públicos⁶ — dentre eles, os investimentos em administração pública e os realizados pelas empresas estatais —, o que resultou numa rápida redução do ritmo de crescimento do consumo privado. Tais medidas levaram a uma gradual perda da dinâmica econômica, especialmente quando comparada à do período anterior, com fortes reflexos não só na criação de postos de trabalho, mas também nas condições gerais de emprego. É a partir desse debate que se passa à análise dos dados referentes ao emprego e desemprego nas regiões metropolitanas selecionadas.

Os dados da Tabela 1 permitem visualizar que, para o período analisado, houve praticamente uma manutenção da população economicamente ativa, ao passo que a população em idade ativa apresentou um pequeno crescimento. No entanto, esse comportamento não foi padronizado ao longo dos anos. Como pode ser observado, ambos apresentaram crescimento até o ano de 2012, a partir do qual passaram a apresentar queda até praticamente os níveis de 2004. Enquanto a explicação para o comportamento da PIA está na dinâmica de crescimento populacional — uma vez que se trata da população com idade mínima para o trabalho —, o comportamento da PEA pode ser explicado pelo período de crescimento econômico e, em consequência, do emprego, que pode ter levado um número maior de indivíduos ao mercado de trabalho, ou seja, um número maior de indivíduos procurando emprego. A queda da PEA, a partir de 2012, pode ser explicada por um conjunto de fatores, um deles, pela resposta da retração da PIA. De acordo com o relatório do IPEA (CARTA..., 2014), as mudanças demográficas que vêm ocorrendo no País, com uma queda da taxa de fecundidade de 2,9 filhos/mulher em 1991 para 1,6 filhos/mulher em 2013, provo-

⁵ A respeito do debate sobre as medidas macroprudenciais, ver Prates e Cunha (2012).

⁶ Os gastos em consumo do Governo, que cresceram, em média, 5,8% ao ano, no período 2004-10, e que haviam crescido 7,2% em 2010, cresceram apenas 0,4% no ano de 2011. Para mais informações, ver Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2012).

cam a tendência de que um contingente menor de pessoas entre no mercado de trabalho. No entanto, é a menor participação dos jovens no mercado de trabalho, que tem importante peso na redução da PEA, a qual pode ser explicada tanto pelo desalento — o arrefecimento no ritmo de criação de vagas e a percepção de que a pouca experiência pode restringir as chances de obter uma colocação no mercado de trabalho — quanto pela melhoria na distribuição de renda e pelo maior acesso ao ensino superior, que retarda a entrada dos jovens no mercado de trabalho. No entanto, é preciso apontar que o início da fase de crescimento moderado da economia brasileira teve impactos importantes nas perspectivas de emprego, o que pode ter causado uma redução de número de pessoas procurando emprego.

Tabela 1

População Economicamente Ativa (PEA) e População em Idade Ativa (PIA) — 2004-14

(1.000 pessoas)

ANOS	PEA	ÍNDICE PEA	PIA	ÍNDICE PIA
2004	18.348	100	29.818	100
2005	18.495	101	30.299	102
2006	18.691	102	30.760	103
2007	19.005	104	31.238	105
2008	19.544	107	31.722	106
2009	21.367	116	35.167	118
2010	21.675	118	35.702	120
2011	21.677	118	36.163	121
2012	22.126	121	36.590	123
2013	20.754	113	34.644	116
2014	18.380	100	30.699	103

FONTE DOS DADOS BRUTOS: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

NOTA: 1. Para a Região Metropolitana de Fortaleza, dados a partir de 2009; para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, dados até 2013; e para o Distrito Federal, dados até 2012.

2. Com a divulgação dos dados definitivos do **Censo Demográfico 2010**, pelo IBGE, foram ajustadas as projeções populacionais.

3. A base dos índices da PEA e da PIA refere-se a 2004 = 100.

O descompasso entre os comportamentos da PEA e da PIA ao longo do período provocou uma dinâmica de permanente crescimento e queda da taxa de participação ao longo do período, de modo que, em 2014, se apresentasse uma taxa menor que a verificada em 2004. Assumindo a taxa de participação como uma *proxy* da oferta de mão de obra na economia, as

informações da Tabela 2 permitem apontar uma relativa redução das pressões sobre o mercado de trabalho, uma vez que, aparentemente, um número menor de pessoas com idade mínima para o trabalho estavam efetivamente ocupadas ou procurando um emprego. Assim como para o caso da PEA, o comportamento da taxa de participação pode ser explicado, de maneira mais clara, pela desagregação por faixa etária, quando se percebe que sua trajetória de desaceleração ocorre, de forma distinta, para os diversos segmentos. Observando os dados da Tabela 3, na comparação dos anos 2009 e 2014, enquanto a taxa de participação total recuou 1,1%, a taxa entre os jovens de 18 a 24 anos recuou 3,2%, sendo a que apresentou a maior redução entre todas as faixas consideradas.

Tabela 2

Taxa de participação no mercado de trabalho, no Brasil — 2004-14

ANOS	TAXA DE PARTICIPAÇÃO
2004	61,5
2005	61,0
2006	60,8
2007	60,8
2008	61,6
2009	60,8
2010	60,7
2011	59,9
2012	60,5
2013	59,9
2014	59,9

FONTE DOS DADOS BRUTOS: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SÓCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

NOTA: 1. Para a Região Metropolitana de Fortaleza, dados a partir de 2009; para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, dados até 2013; e para o Distrito Federal, dados até 2012.

2. Com a divulgação dos dados definitivos do **Censo Demográfico 2010**, pelo IBGE, foram ajustadas as projeções populacionais.

O comportamento dos ocupados seguiu tendência similar ao verificado pela população economicamente ativa. Como pode ser observado pelos dados apresentados na Tabela 4, o número de ocupados cresceu até o ano de 2012, tendo apresentado taxa de crescimento de, aproximadamente, 34,2%. Esse crescimento no período considerado, por razões similares ao crescimento da PEA, responde aos reflexos do período de crescimento da

atividade econômica e do emprego, assim como a queda, a partir desse período, reflete o início do período de desaceleração econômica. No entanto, mesmo com essa desaceleração a partir de 2012, o número de ocupados, em 2014, era superior ao verificado em 2004, apresentando uma taxa de crescimento de 11,14%. Ainda que ambos tenham apresentado tendências similares, quando se comparam os índices da PEA e o dos ocupados, percebem-se dois comportamentos: de um lado, o crescimento mais expressivo dos ocupados no período 2004-12; de outro, uma desaceleração menos intensa dos ocupados entre 2012 e 2014. Essa dinâmica explica o crescimento da taxa de ocupação para todo o período — que passa de 80,4 para 89,2 —, apontando que, mesmo a desaceleração da ocupação, nos dois últimos anos do período analisado, foi mais que compensada pelo baixo dinamismo no ritmo de expansão da PEA. Se se tomar a taxa de ocupação como uma *proxy* da demanda por mão de obra na economia e se cruzá-la com os dados da taxa de participação, reforça-se o argumento de uma possível redução das pressões sobre o mercado de trabalho, uma vez que se percebe não apenas a redução da oferta de mão de obra, mas também uma expansão da demanda por mão de obra.

Tabela 3

Taxa percentual de participação no mercado de trabalho, por faixas etárias, no Brasil — 2009-14

ANOS	DE 10 A 14 ANOS	DE 15 A 17 ANOS	DE 18 A 24 ANOS	DE 25 A 49 ANOS	MAIS DE 50 ANOS	TOTAL
2009	-0,26	-2,72	-0,84	0,14	0,28	-0,31
2010	-0,10	-0,12	0,22	0,82	0,56	0,41
2011	-0,01	0,79	-0,51	0,12	0,08	-0,02
2012	-0,10	-0,37	-0,15	0,52	0,15	0,27
2013	-0,15	-0,55	-1,62	0,17	-0,02	-0,26
2014 (1)	0,10	-2,40	-3,20	-0,10	-1,20	-1,14

FONTE: IPEA (CARTA..., 2014).

(1) Dados de janeiro, em relação a janeiro de 2013.

De toda forma, mais importante que apontar o crescimento da ocupação nesse período é apontar que tal crescimento se deu, preponderantemente, em setores e atividades formais. Como pode ser observado pelos dados das Tabelas 5 e 6, houve importante crescimento do total de assalariados como proporção dos ocupados — que passou de 62,69% para 69,67% —, sendo esse um reflexo preponderante do crescimento dos assalariados do setor privado, uma vez que se observou queda de pouco mais de 2% dos assalariados do setor público. Em relação aos assalaria-

dos do setor privado, percebe-se importante crescimento daqueles com carteira assinada, ao mesmo tempo em que houve queda dos empregados sem carteira assinada. Por outro lado, o segmento dos autônomos, empregadas domésticas e outros apresentou redução durante todo o período. Tais tendências podem ser explicadas pela expansão dos empregos formais durante o período, mesmo nos anos de desaceleração econômica, condição convergente com o período de crescimento econômico e com os diversos incentivos dados pelo Governo Federal e pelos governos estaduais para a expansão do emprego formal, dentre os quais as facilidades para a formalização de empresas e trabalhadores e o papel de fiscalização cumprido tanto pelo Ministério do Trabalho quanto pela Justiça do Trabalho.

Tabela 4

Estimativa do número de ocupados, índice de ocupação e taxa de ocupação, no mercado de trabalho no Brasil — 2004-14

(1.000 pessoas)

ANOS	OCUPADOS	ÍNDICE DE OCUPAÇÃO	TAXA DE OCUPAÇÃO
2004	14.748	100	80,4
2005	15.187	103	82,1
2006	15.559	105	83,2
2007	16.057	109	84,5
2008	16.791	114	85,9
2009	18.381	125	86,0
2010	19.105	130	88,1
2011	19.413	132	89,6
2012	19.797	134	89,5
2013	18.606	126	89,7
2014	16.392	111	89,2

FONTE DOS DADOS BRUTOS: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

NOTA: 1. Para a Região Metropolitana de Fortaleza, dados a partir de 2009; para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, dados até 2013; e para o Distrito Federal, dados até 2012.

2. Com a divulgação dos dados definitivos do **Censo Demográfico 2010**, pelo IBGE, foram ajustadas as projeções populacionais.

3. O índice de ocupação tem como base 2004 = 100.

Tabela 5

Estimativa do número de ocupados, por posição na ocupação, no mercado de trabalho, no Brasil — 2004-14

(1.000 pessoas)

ANOS	TOTAL	ASSALARIADOS					AUTÔNOMOS	EMPREGADOS DOMÉSTICOS	OUTROS (1)
		Total	Setor Público	Total do Setor Público	Setor Privado com Carteira	Setor Privado sem Carteira			
2004	14.748	9.245	1.670	7.582	5.774	1.807	2.948	1.292	1.263
2005	15.187	9.678	1.650	8.027	6.197	1.830	2.966	1.306	1.237
2006	15.559	10.132	1.751	8.381	6.528	1.853	2.917	1.296	1.214
2007	16.057	10.536	1.754	8.772	6.946	1.826	2.980	1.313	1.228
2008	16.791	11.252	1.817	9.425	7.520	1.905	3.000	1.296	1.243
2009	18.381	12.210	1.966	10.241	8.305	1.936	3.409	1.460	1.302
2010	19.105	12.974	2.047	10.926	9.007	1.919	3.383	1.395	1.353
2011	19.413	13.365	2.054	11.301	9.481	1.820	3.332	1.369	1.347
2012	19.797	13.661	2.038	11.631	9.871	1.760	3.364	1.378	1.394
2013	18.606	12.879	1.748	11.131	9.580	1.553	3.224	1.231	1.272
2014	16.392	11.404	1.473	9.931	8.552	1.379	2.805	1.072	1.111

FONTE DOS DADOS BRUTOS: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

NOTA: 1. Para a Região Metropolitana de Fortaleza, dados a partir de 2009; para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, dados até 2013; e para o Distrito Federal, dados até 2012.

2. Com a divulgação dos dados definitivos do **Censo Demográfico 2010**, pelo IBGE, foram ajustadas as projeções populacionais.

(1) Inclui donos de negócio familiar, profissionais universitários autônomos, trabalhadores familiares sem remuneração salarial, etc.

As Tabelas 7 e 8 apresentam as informações relativas ao desemprego, por tipo de desemprego. Tal como pontuado na metodologia, a noção de desemprego adotada considera não apenas aqueles que estão desempregados à procura de trabalho — que compõem o grupo do desemprego aberto, noção similar à da estatística oficial utilizada nas análises do mercado de trabalho —, mas também o conjunto de pessoas que realizam trabalhos precários e trabalhos não remunerados em ajuda a negócios familiares e também aqueles que não estão à procura de trabalho pela perda de perspectiva — que compõem o grupo do desemprego oculto. Aqui, portanto, trabalha-se com uma noção ampliada de desemprego. De acordo com as informações, houve queda no desemprego total, no período, que passou de 19,6% para 10,8%, reflexo da queda tanto no desemprego aberto quanto no oculto. A queda foi mais intensa no desemprego oculto, com redução de 918.000 pessoas, ou 5% do total, enquanto a queda no desemprego aberto foi de 693.000 pessoas, ou 3,8%. A tendência de de-

clínio foi praticamente contínua para todo o período, com exceção de 2009 e 2012 para o desemprego aberto e de 2009 para o desemprego oculto. Esse comportamento, em síntese, é convergente com o comportamento das outras variáveis analisadas, mostrando que o período de crescimento econômico verificado até 2012 conseguiu manter uma dinâmica de manutenção de baixas taxas de desemprego, levando em conta que os reflexos desse período continuam a se refletir em momentos posteriores. No entanto, é importante apontar a elevação de todas as taxas de desemprego a partir do ano de 2013, ainda que esse aumento tenha sido baixo para todas elas.

Tabela 6

Percentual da distribuição dos ocupados, por posição na ocupação, no mercado de trabalho, no Brasil — 2004-14

ANOS	TOTAL	ASSALARIADOS					AUTÔNOMOS	EMPREGADOS DOMÉSTICOS	OUTROS (1)
		Total	Setor Público	Total do Setor Público	Setor Privado com Carteira	Setor Privado sem Carteira			
2004	100	62,69	11,32	51,41	39,15	12,25	19,99	8,76	8,56
2005	100	63,73	10,86	52,85	40,80	12,05	19,53	8,60	8,15
2006	100	65,12	11,25	53,87	41,96	11,91	18,75	8,33	7,80
2007	100	65,62	10,92	54,63	43,26	11,37	18,56	8,18	7,65
2008	100	67,01	10,82	56,13	44,79	11,35	17,87	7,72	7,40
2009	100	66,43	10,70	55,72	45,18	10,53	18,55	7,94	7,08
2010	100	67,91	10,71	57,19	47,14	10,04	17,71	7,30	7,08
2011	100	68,85	10,58	58,21	48,84	9,38	17,16	7,05	6,94
2012	100	69,01	10,29	58,75	49,86	8,89	16,99	6,96	7,04
2013	100	69,22	9,39	59,82	51,49	8,35	17,33	6,62	6,84
2014	100	69,57	8,99	60,58	52,17	8,41	17,11	6,54	6,78

FONTE DOS DADOS BRUTOS: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

NOTA: 1. Para a Região Metropolitana de Fortaleza, dados a partir de 2009; para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, dados até 2013; e para o Distrito Federal, dados até 2012.

2. Com a divulgação dos dados definitivos do **Censo Demográfico 2010**, pelo IBGE, foram ajustadas as projeções populacionais.

(1) Inclui donos de negócio familiar, profissionais universitários autônomos, trabalhadores familiares sem remuneração salarial, etc.

Tabela 7

Estimativa do número de desempregados, por tipo de desemprego, no mercado de trabalho, no Brasil — 2004-14

(1.000 pessoas)

ANOS	ABERTO	OCULTO	TOTAL
2004	2.249	1.352	3.600
2005	2.080	1.230	3.308
2006	2.057	1.074	3.132
2007	1.997	953	2.947
2008	1.856	897	2.753
2009	2.070	917	2.986
2010	1.833	737	2.570
2011	1.713	551	2.264
2012	1.790	539	2.329
2013	1.679	469	2.148
2014	1.556	434	1.988

FONTE DOS DADOS BRUTOS: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

NOTA: 1. Para a Região Metropolitana de Fortaleza, dados a partir de 2009; para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, dados até 2013; e para o Distrito Federal, dados até 2012.

2. Com a divulgação dos dados definitivos do **Censo Demográfico 2010**, pelo IBGE, foram ajustadas as projeções populacionais.

Tabela 8

Percentual da taxa de desemprego, por tipo, no mercado de trabalho, no Brasil — 2004-14

ANOS	ABERTO	OCULTO	TOTAL
2004	12,3	7,4	19,6
2005	11,2	6,7	17,9
2006	11,0	5,7	16,8
2007	10,5	5,0	15,5
2008	9,5	4,6	14,1
2009	9,7	4,3	14,0
2010	8,5	3,4	11,9
2011	7,9	2,5	10,4
2012	8,1	2,4	10,5
2013	8,1	2,3	10,3
2014	8,5	2,4	10,8

FONTE DOS DADOS BRUTOS: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

NOTA: 1. Para a Região Metropolitana de Fortaleza, dados a partir de 2009; para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, dados até 2013; e para o Distrito Federal, dados até 2012.

2. Com a divulgação dos dados definitivos do **Censo Demográfico 2010**, pelo IBGE, foram ajustadas as projeções populacionais.

Tabela 9

Estimativa do desemprego oculto, por tipo de desemprego, no mercado de trabalho,
no Brasil — 2004-14

(1.000 pessoas)

ANOS	TRABALHO PRECÁRIO	DESALENTO	TOTAL
2004	904,86	437,82	1.352,67
2005	838,63	380,45	1.227,97
2006	721,12	351,24	1.073,60
2007	651,13	302,08	951,93
2008	606,44	290,22	896,67
2009	592,36	312,71	915,65
2010	489,23	249,58	738,80
2011	360,07	189,35	551,81
2012	361,03	163,59	537,89
2013	320,73	137,92	469,87
2014	311,42	121,75	435,02

FONTE DOS DADOS BRUTOS: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

NOTA: 1. Para a Região Metropolitana de Fortaleza, dados a partir de 2009; para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, dados até 2013; e para o Distrito Federal, dados até 2012.

2. Com a divulgação dos dados definitivos do **Censo Demográfico 2010**, pelo IBGE, foram ajustadas as projeções populacionais.

Os dados das Tabelas 9 e 10 mostram o comportamento do desemprego oculto, discriminado em oculto pelo trabalho precário e oculto pelo desalento. A análise nos permite verificar que a queda do desemprego oculto se deu pela redução do número de desempregados nos dois critérios, que foi mais intensa no trabalho precário — com redução de 593.440 pessoas, representando queda de 3,2% — que no desalento — redução de 316.070, ou 1,7%. Esse comportamento pode encontrar explicação não apenas na expansão das oportunidades de emprego, mas também no aumento da criação de vagas no setor formal, o qual tem impacto substancial na redução das formas de trabalho precário. No mesmo sentido, a expansão do acesso tanto à educação — especialmente no caso do ensino superior — quanto de formas de cursos profissionalizantes podem, de alguma forma, explicar a redução do desemprego por desalento, uma vez que apontam para melhores perspectivas de se encontrar uma vaga no mercado de trabalho.

Tabela 10

Percentual da taxa de desemprego oculto, por tipo de desemprego, no mercado de trabalho, no Brasil — 2004-14

ANOS	TRABALHO PRECÁRIO	DESALENTO	TOTAL
2004	4,9	2,4	7,4
2005	4,6	2,1	6,6
2006	3,9	1,9	5,7
2007	3,5	1,6	5,0
2008	3,3	1,6	4,6
2009	3,2	1,7	4,3
2010	2,7	1,4	3,4
2011	2,0	1,0	2,5
2012	2,0	0,9	2,4
2013	1,7	0,8	2,3
2014	1,7	0,7	2,4

FONTE DOS DADOS BRUTOS: DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

NOTA: 1. Para a Região Metropolitana de Fortaleza, dados a partir de 2009; para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, dados até 2013; e para o Distrito Federal, dados até 2012.

2. Com a divulgação dos dados definitivos do **Censo Demográfico 2010**, pelo IBGE, foram ajustadas as projeções populacionais.

Apresentadas essas informações, passa-se à análise de como essa visão ampliada de desemprego pode oferecer elementos e aspectos para se repensar a questão do trabalho no Brasil, à luz da teoria da marginalidade.

3 Considerações finais

Na seção anterior, realizou-se a análise das informações referentes ao mercado de trabalho nas regiões metropolitanas consideradas, no período 2004-14. Dessa análise, ressaltam-se as seguintes conclusões: i) a redução da taxa de participação e o aumento da taxa de ocupação, indicando que um número menor de pessoas com idade mínima para o trabalho passou a ofertar sua mão de obra no mercado de trabalho (ou seja, passaram a procurar emprego) e que, desse conjunto, um número maior conseguiu encontrar trabalho, de modo que houve redução da pressão no mercado de trabalho; ii) a ampliação da ocupação deu-se prioritariamente por conta do aumento dos assalariados no setor privado com carteira assinada, ao passo que o número de ocupados do setor privado, bem como os assalariados do setor privado sem carteira assinada, apresentaram redução; iii) o número de ocupados trabalhando como autônomos, empregadas domésticas e

outros tipos de ocupação sofreu redução, indicando uma queda do número de trabalhadores em ocupações precárias; e iv) por fim, o desemprego apresentou importante queda em todas as suas categorias, acompanhando a tendência de aumento das ocupações. A partir desses resultados, pode-se apontar que, no geral, houve melhorias no mercado de trabalho, não apenas do ponto de vista do aumento das ocupações e da redução do desemprego, mas também pela expansão das ocupações formais e pela queda das ocupações que podem ser consideradas precárias.

Apesar desses resultados, cumpre, a partir dos objetivos da pesquisa, chamar atenção para a análise específica dos dados sobre o desemprego. O que se pretende destacar é a forma como esses dados têm sido apropriados, ao longo dos últimos anos, para apontar melhorias gerais sobre as condições econômicas, sem que seja dada a devida atenção para os aspectos que estão por detrás desse índice. De fato, como foi mostrado na análise realizada, houve uma redução do desemprego ao longo dos últimos 10 anos, mas assumir unicamente essas informações para conclusões gerais esconde elementos importantes sobre as condições de trabalho. Por isso, levantam-se dois elementos que, da perspectiva aqui adotada, precisavam ser levados em conta.

Em primeiro lugar, o fato de que apenas o desemprego aberto seja considerado para a divulgação de informações sobre o conjunto da população que se encontra desocupada, porém em busca de trabalho. Os dados analisados neste trabalho mostram que, apesar da redução do desemprego ao longo dos últimos anos, sua taxa está bem acima daquela oficialmente considerada — ou seja, é maior que as taxas de 12,3% e 8,5% apontadas pelo desemprego aberto. Desse modo, há um conjunto expressivo de trabalhadores, que, em 2014, representavam por volta de 435 mil pessoas, que está vinculado a atividades extremamente precárias, muitas delas marcadas por instabilidade, elevada rotatividade, baixos salários e nenhum tipo de auxílio legal. Ainda dentro desse grupo, um conjunto de trabalhadores cujas perspectivas em relação ao mercado de trabalho são tão baixas que optam por não mais procurar trabalho. São, portanto, esses trabalhadores que se encontram nas situações mais problemáticas de desemprego — mas que, no entanto, têm sido oficialmente ignorados pelas estatísticas oficiais. São essas as razões que fazem com que se adotem os dados do desemprego oculto como foco dessa análise, como forma de apontar o fato de que, mesmo numa tendência contínua de queda ao longo dos últimos 10 anos, a parcela desses trabalhadores ainda é elevada e relevante, e, por tais motivos, as políticas públicas para o desemprego dever-se-iam voltar, de maneira mais preponderante, para essa faixa dos desempregados.

Em segundo lugar, cumpre destacar que o simples fato de as ocupações apresentarem elevação não releva informações amplas a respeito do tipo de ocupação. De fato, os dados mostraram que houve um crescimento das ocupações formais, cuja característica central é o fato de serem cobertas pela legislação do trabalho. No entanto, é fato notório que a desregulamentação e a flexibilização do trabalho, revestidas pela roupagem da emergência de um trabalhador mais flexível e adaptado a várias tarefas, têm tido importantes impactos em termos da precarização do trabalho. O que se observa, através da expansão dos trabalhadores “pessoa jurídica”, dos trabalhadores contratados no formato “CLT flex” — quando a remuneração registrada em carteira é inferior à efetivamente paga ao trabalhador — e dos esquemas de trabalho por meta, para citar apenas três casos, é que, na realidade, tornam as condições de trabalho mais precárias e menos favoráveis ao trabalhador, com impactos relevantes sobre a subjetividade, sobre a saúde, sobre a segurança e sobre a seguridade desse trabalhador. Assim, importa não apenas olhar para os dados da ocupação em si, mas para os tipos de trabalho que têm surgido ao longo dos últimos anos.

Tais são os aspectos que, da perspectiva teórica, são levantados pela teoria da marginalidade. Ou seja, a necessidade que se lance um olhar amplo sobre o mercado de trabalho, para que se possa ter uma compreensão não apenas dos trabalhadores desocupados que estão à procura de trabalho — para os quais importa a implantação de políticas, a fim de incluí-los no mercado de trabalho —, mas, especialmente, sobre o conjunto de trabalhadores à margem do sistema produtivo, vinculados a atividades instáveis e extremamente precárias, e que se desdobram, diariamente, na tentativa de garantir suas condições de reprodução. Trabalhadores que são ignorados não apenas pelas estatísticas oficiais, mas, especialmente, pelas políticas públicas e que estão à mercê das possibilidades de trabalho marginais que surgem e que, muitas vezes, são as únicas garantias para que tais trabalhadores possam, mesmo de maneira precária, participar da forma de organização social consolidada pelo sistema capitalista de produção.

Referências

BALTAR, P. *et al.* **Moving towards decent work. Labour in the Lula government: reflections on recent brazilian experience.** Berlin: Global Labour University, 2010. (Working Paper, n. 9).

BALTAR, P.; PRONI, M. Sobre o regime de trabalho no Brasil: rotatividade da mão-de-obra, emprego formal e estrutura salarial. In: OLIVEIRA, C. A. B.; MATTOSO, J. (Org.). **Crise e trabalho no Brasil**: modernidade ou volta ao passado. São Paulo: Scritta, 1996. p. 109-150.

BASTOS, P. P. Z. A economia política do novo-desenvolvimentismo e do social desenvolvimentismo. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. especial, p. 779-810, dez. 2012.

CARTA DE CONJUNTURA. Brasília, DF: IPEA, n. 22, mar. 2014. Disponível em:

<http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/cc22_completa.pdf>. Acesso em: mar. 2015.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SÓCIOECONÔMICOS (DIEESE). **Sistema PED - Pesquisa de Emprego e Desemprego**. 2015. Disponível em: <www.dieese.org.br>. Acesso em: fev. 2015.

DUARTE, P. H. E. Economia política do trabalho no capitalismo dependente: apontamentos sobre a marginalidade social e a superexploração da força de trabalho. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 20., 2015, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Universidade Federal da Integração Latino-Americana, 2015. Disponível em: <www.sep.org.br>. Acesso em: jul. 2015.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Panorama de política fiscal**. Brasília, DF, 2012.

MARX, K. **Grundrisse - Manuscritos econômicos de 1857-1858. Esboços da crítica da economia política**. São Paulo: Boitempo, 2011.

NUN, J. Superpoblación relativa, ejército industrial de reserva y masa marginal. In: MARINI, R. M.; MILLÁN, M. (Coord.). **La teoría de la dependencia**. México, D.F.: El Caballito, 1996. (La teoría social latinoamericana, v. 2).

NUN, J. Superpopulação relativa, exército industrial de reserva e massa marginal. In: PEREIRA, L. (Org.). **Populações marginais**. São Paulo: Duas Cidades, 1978. (Coleção História e Sociedade). p. 73-141.

PRATES, D. M.; CUNHA, A. M. Medidas macroprudenciais e a evolução do crédito em 2011. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 39, n. 4, p. 117-128, 2012.

QUIJANO, A. Notas sobre o conceito de marginalidade social. In: PEREIRA, L. (Org.). **Populações marginais**. São Paulo: Duas Cidades, 1978. (Coleção História e Sociedade). p. 11-71.

QUIJANO, A. **Polo marginal de la economía y mano de obra marginalizada**. Lima: Universidad Católica, 2000.

SERRANO, F.; SUMMA, R. A desaceleração rudimentar da economia brasileira desde 2011. **Revista Oikos**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 2, p. 166-202, 2012.

TEIXEIRA, R. A.; PINTO, E. C. A economia política dos governos FHC, Lula e Dilma: dominância financeira, bloco no poder e desenvolvimento econômico. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. especial, p. 909-941, dez. 2012.

