

ÍNDICE DE VULNERABILIDADE SOCIAL: UMA APLICAÇÃO DE ANÁLISE FATORIAL PARA CLASSIFICAR OS MUNICÍPIOS PERNAMBUCANOS

Cláudia César Batista Julião
João Eustáquio de Lima

CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS MUNICÍPIOS DE ALAGOAS ENTRE 2000 E 2015: UMA APLICAÇÃO DE PAINEL DINÂMICO

Tallyna Tellys de Sousa Moura
Thierry Molnar Prates
Alexandra Maria Rios Cabral

A GESTÃO AMBIENTAL DOS MUNICÍPIOS PARAENSES: GASTOS PÚBLICOS, DESCENTRALIZAÇÃO E SUSTENTABILIDADE

Alex Santiago Nina
Oriana Trindade de Almeida
Ivonês Damasceno Lobo

FIRM SIZE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: EVIDENCE FOR THE BRAZILIAN MUNICIPALITIES

Douglas Mesquita Carneiro
Carlos Eduardo Lobo e Silva
Geoffrey J. D. Hewings

A SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL NA PRESENÇA DE QUEBRAS ESTRUTURAIS: UMA EVIDÊNCIA PARA O RIO GRANDE DO SUL

Cristiano Aguiar de Oliveira
Daniela Pias

A HIPÓTESE DE KUZNETS PARA OS ESTADOS BRASILEIROS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DE DADOS EM PAINEL PARA O PERÍODO 1999-2014

Luciano Balbino dos Santos
Tito Belchior Silva Moreira

COMPARAÇÃO DE EFICIÊNCIA ENTRE AS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR PÚBLICAS E PRIVADAS NO DESEMPENHO ACADÊMICO DOS ALUNOS CONCLUINTE EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

Felipe César Marques
Guilherme Rubim Davoglio
Marcia Regina Gabardo da Camara
Sidnei Pereira do Nascimento
Carlos Roberto Ferreira

INSUMOS ASSOCIADOS À FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE SAÚDE PARA IDOSOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE COM BASE NA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE 2013

Cristiane da Silva
Marco Túlio Aniceto França
Nayara Abreu Julião

DIREITO HUMANO À ÁGUA E ACESSIBILIDADE ECONÔMICA: USO DA TARIFA SOCIAL PELOS REGULADORES DO SANEAMENTO NO BRASIL

Renan Pereira Almeida
Matheus Valle de Carvalho e Oliveira

GOOD NEWS, BAD NEWS OR JUST NEWS: HOW UK BROADSHEETS PROJECT BRAZIL

Fabiana Mariutti
Ralph Tench
Daniel Buarque

número 54 | jan./jun. 2020

planejamento e políticas públicas ■ ppp

ipea

Brasília, 2020

Governo Federal

Ministério da Economia

Ministro Paulo Guedes

ipea

**Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada**

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

Presidente

Carlos von Doellinger

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Manoel Rodrigues Junior

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

Flávia de Holanda Schmidt

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Nilo Luiz Saccaro Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

André Tortato Rauen

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Mylena Fiori

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

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

PPP: PLANEJAMENTO E POLÍTICAS PÚBLICAS

Publicação semestral do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada cujo objetivo é promover o debate e a circulação de conhecimento em planejamento e políticas públicas, representando o esforço do instituto em disseminar pesquisas, avaliações e proposições neste campo.

E-mail: ppp@ipea.gov.br

CORPO EDITORIAL

Membros-Pesquisadores Nacionais

Benny Schvarsberg (UnB)

Michael Christian Lehmann (UnB)

Ramon Garcia (UFABC)

Paulo Calmon (UnB)

Luís Felipe B. Oliveira (Ipea)

Clélio Campolina Diniz (UFMG)

Membros-Pesquisadores Internacionais

Eric Bettinger (Stanford University)

Benjamin Allen (Catholic Relief Services)

Editor

Cleandro Krause (Ipea)

Coeditor

Igor Ferraz da Fonseca (Ipea)

Assistentes de Pesquisa (PNPD)

Adriane Carvalho Carrera

Cristina Souza de Almeida

Apoio Técnico

Francisco de Souza Filho

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2020

Planejamento e políticas públicas / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. – n. 1 (jun. 1989) - Brasília : Ipea, 1989 -

Semestral.

Editor anterior: de 1989 a março de 1990, Instituto de Planejamento Econômico e Social.

ISSN 0103-4138

1. Economia. 2. Políticas Públicas. 3. Planejamento Econômico. 4. Brasil. 5. Periódicos. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.05

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54>

As publicações do Ipea estão disponíveis para download gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

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

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

NOTA DOS EDITORES

É com alegria que dividimos com nossos leitores o número 54 da revista *Planejamento e Políticas Públicas* (PPP). Este número é composto por dez artigos, com ampla abrangência temática, metodológica e territorial.

A análise comparada de municípios brasileiros está presente em quatro artigos desta edição. O primeiro artigo, de autoria de Cláudia César Batista Julião e João Eustáquio de Lima, é intitulado *Índice de vulnerabilidade social: uma aplicação de análise fatorial para classificar os municípios pernambucanos*. O trabalho classifica os municípios pernambucanos pelo índice de vulnerabilidade social (IVS) construído a partir da técnica multivariada de análise fatorial para o ano de 2010, comparando-o ao IVS já desenvolvido pelo Ipea.

Tallyna Tellys de Sousa Moura, Thierry Molnar Prates e Alexandra Maria Rios Cabral analisam gastos governamentais e crescimento econômico em municípios alagoanos no segundo artigo, intitulado *Crescimento econômico nos municípios de Alagoas entre 2000 e 2015: uma aplicação de painel dinâmico*. Regredindo o painel de dados nos métodos de efeito fixo e para *generalized method of moments* nas formas *difference* e *system*, a pesquisa aponta que, no caso de Alagoas, “a presença de aglomerados industriais em centros mais populosos exerce forças centrípetas, favorecendo a redução de custos e a troca de informações, com o estímulo à entrada de novas empresas e à geração de emprego e renda”.

O terceiro artigo aborda os municípios do estado do Pará. Em *A gestão ambiental dos municípios paraenses: gastos públicos, descentralização e sustentabilidade*, Alex Santiago Nina, Oriana Trindade de Almeida e Ivonês Damasceno Lobo avaliam a evolução histórica e o empenho financeiro dos gastos públicos ambientais dos municípios para responder se a descentralização da gestão municipal paraense vem sendo acompanhada de proporcional aumento no empenho das despesas ambientais. As conclusões acentuam “a insuficiência e baixa transparência, com agravamento em anos eleitorais, das despesas ambientais municipais, embora com tendência de crescimento”.

Ainda com foco de análise comparada entre municípios, o quarto artigo, *Firm size and economic development: evidence for the Brazilian municipalities* (em português, *Tamanho das empresas e desenvolvimento econômico: evidências para os municípios brasileiros*), de Douglas Mesquita Carneiro, Carlos Eduardo Lobo e Silva e Geoffrey J. D. Hewings, “utiliza análises econométricas espaciais para investigar a importância do tamanho das empresas para os indicadores de desenvolvimento econômico dos municípios brasileiros de 2000 a 2010”. Os resultados apontam que a relação entre o crescimento do emprego e o tamanho da empresa depende dos setores de atividade considerados e dos indicadores de desenvolvimento utilizados.

O quinto artigo desta edição, por sua vez, aborda a política fiscal no âmbito de um estado brasileiro. Cristiano Aguiar de Oliveira e Daniela Pias concluem, no texto *A sustentabilidade da política fiscal na presença de quebras estruturais: uma evidência para o Rio Grande do Sul*, que a política fiscal desse estado não é sustentável no longo prazo. A referida conclusão é baseada em metodologia que testou a “existência de raízes unitárias no resultado primário e na dívida pública, bem como a existência de cointegração entre a dívida pública e o resultado primário e entre a receita tributária e a despesa primária a partir de testes que permitem a presença de quebras estruturais”.

A comparação entre estados brasileiros é objeto do sexto artigo, de Luciano Balbino dos Santos e Tito Belchior Silva Moreira. O trabalho, intitulado *A hipótese de Kuznets para os estados brasileiros: evidências empíricas de dados em painel para o período 1999-2014*, investiga “a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda, testando a validade da hipótese de Kuznets para as 27 Unidades Federativas do Brasil”. Os resultados apontam um comportamento oposto à hipótese: a desigualdade inicialmente diminui com o aumento da renda, mas, quando a renda cresce de forma mais significativa, a desigualdade assume uma trajetória de crescimento.

O sétimo artigo, intitulado *Comparação de eficiência entre as instituições de ensino superior pública e privada no desempenho acadêmico dos alunos concluintes em ciências econômicas*, aborda o tema da educação, que tem sido recorrente nas últimas edições da PPP. Assinada por Felipe César Marques, Guilherme Rubim Davoglio, Marcia Regina Gabardo da Camara, Sidnei Pereira do Nascimento e Carlos Roberto Ferreira, a pesquisa utiliza a técnica de análise envoltória de dados e conclui que não foram encontradas diferenças significativas de eficiência entre as categorias administrativas, tanto entre os alunos quanto entre as instituições, públicas ou privadas.

O oitavo artigo aborda outro tema caro à PPP: os estudos sobre saúde. Cristiane da Silva, Marco Túlio Aniceto França e Nayara Abreu Julião apresentam o artigo intitulado *Insumos associados à função de produção de saúde para idosos no Brasil: uma análise com base na Pesquisa Nacional de Saúde (2013)*. O trabalho estimou, por meio de um modelo *logit*, a associação entre os comportamentos de saúde adotados pelos indivíduos brasileiros com 60 anos ou mais e a autopercepção do estado de saúde. As conclusões mostram que “atingir níveis mais altos de escolaridade, ser branco, alcançar nível socioeconômico mais elevado, praticar atividades físicas regularmente, ter plano de saúde e não ter sido diagnosticado com alguma doença crônica são fatores positivamente associados à percepção de boa saúde por parte dos idosos”.

Renan Pereira Almeida e Matheus Valle de Carvalho e Oliveira assinam o nono artigo, intitulado *Direito humano à água e acessibilidade econômica: uso da tarifa social pelos reguladores do saneamento no Brasil*. Nesse trabalho, os autores analisam de que

maneira as instituições reguladoras brasileiras têm incorporado às suas normativas a acessibilidade econômica como um dos conteúdos dos direitos humanos à água e ao esgotamento sanitário (DHAEs). A questão da acessibilidade econômica é abordada por meio de um exame exploratório das regras regulatórias sobre a tarifa social. Os resultados apontam que todos os reguladores analisados utilizam o instrumento da tarifa social, o que indica uma convergência normativa com os DHAEs. No entanto, os autores apontam que tal convergência é incompleta, uma vez que há uma complexidade normativa considerável, com vários requisitos para os usuários acessarem as tarifas sociais, que mudam bastante nos distintos casos analisados.

Concluindo este número da PPP, Fabiana Mariutti, Ralph Tench e Daniel Buarque analisam a reputação do Brasil conforme projetada em artigos de notícias do Reino Unido. Intitulado *Good news, bad news or just news: how UK broadsheets project Brazil* (em português, *Boas notícias, más notícias ou apenas notícias: como os broadsheets do Reino Unido projetam o Brasil*), o décimo artigo analisou notícias entre 2013 e 2016. Por meio da análise do conteúdo, os autores constataram que a dimensão economia, exportação e negócios é a mais frequente nas notícias analisadas e que a maioria dos artigos foi caracterizada como negativa.

Por fim, agradecemos os avaliadores, o comitê editorial, os revisores de edição, os autores e os leitores. A comunidade PPP é fundamental para explicar a continuidade e o sucesso da revista. Esperamos que, com o novo corpo editorial, ela possa dar um passo além em sua trajetória, mantendo e ampliando sua relevância na difusão de pesquisas para a análise de políticas públicas e para a promoção do desenvolvimento nacional, em sua multiplicidade de temas.

Cleandro Krause
Editor da revista
Igor Ferraz da Fonseca
Coeditor da revista

SUMÁRIO

ÍNDICE DE VULNERABILIDADE SOCIAL: UMA APLICAÇÃO DE ANÁLISE FATORIAL PARA CLASSIFICAR OS MUNICÍPIOS PERNAMBUCANOS.....	11
Cláudia César Batista Julião	
João Eustáquio de Lima	
CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS MUNICÍPIOS DE ALAGOAS ENTRE 2000 E 2015: UMA APLICAÇÃO DE PAINEL DINÂMICO	29
Tallyna Tellys de Sousa Moura	
Thierry Molnar Prates	
Alexandra Maria Rios Cabral	
A GESTÃO AMBIENTAL DOS MUNICÍPIOS PARAENSES: GASTOS PÚBLICOS, DESCENTRALIZAÇÃO E SUSTENTABILIDADE	51
Alex Santiago Nina	
Oriana Trindade de Almeida	
Ivonês Damasceno Lobo	
TAMANHO DAS EMPRESAS E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	79
Douglas Mesquita Carneiro	
Carlos Eduardo Lobo e Silva	
Geoffrey J. D. Hewings	
A SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL NA PRESENÇA DE QUEBRAS ESTRUTURAIS: UMA EVIDÊNCIA PARA O RIO GRANDE DO SUL	99
Cristiano Aguiar de Oliveira	
Daniela Pias	
A HIPÓTESE DE KUZNETS PARA OS ESTADOS BRASILEIROS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DE DADOS EM PAINEL PARA O PERÍODO 1999-2014.....	127
Luciano Balbino dos Santos	
Tito Belchior Silva Moreira	
COMPARAÇÃO DE EFICIÊNCIA ENTRE AS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR PÚBLICAS E PRIVADAS NO DESEMPENHO ACADÊMICO DOS ALUNOS CONCLUINTE EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS	157
Felipe César Marques	
Guilherme Rubim Davoglio	
Marcia Regina Gabardo da Camara	
Sidnei Pereira do Nascimento	
Carlos Roberto Ferreira	
INSUMOS ASSOCIADOS À FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE SAÚDE PARA IDOSOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE COM BASE NA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE 2013	187
Cristiane da Silva	
Marco Túlio Aniceto França	
Nayara Abreu Julião	
DIREITO HUMANO À ÁGUA E ACESSIBILIDADE ECONÔMICA: USO DA TARIFA SOCIAL PELOS REGULADORES DO SANEAMENTO NO BRASIL.....	209
Renan Pereira Almeida	
Matheus Valle de Carvalho e Oliveira	
BOAS NOTÍCIAS, MÁS NOTÍCIAS OU APENAS NOTÍCIAS: COMO OS BROADSHEETS DO REINO UNIDO PROJETAM O BRASIL	229
Fabiana Mariutti	
Ralph Tench	
Daniel Buarque	

CONTENTS

SOCIAL VULNERABILITY INDEX: A FACTOR ANALYSIS APPLICATION TO CLASSIFY CITIES OF PERNAMBUCO	11
Cláudia César Batista Julião	
João Eustáquio de Lima	
ECONOMIC GROWTH IN ALAGOAS MUNICIPALITIES BETWEEN 2000 AND 2015: A DINAMIC PANEL APPLICATION	29
Tallyna Tellys de Sousa Moura	
Thierry Molnar Prates	
Alexandra Maria Rios Cabral	
THE ENVIRONMENTAL MANAGEMENT OF THE MUNICIPALITIES OF PARÁ STATE: PUBLIC EXPENDITURE, DECENTRALIZATION AND SUSTAINABILITY	51
Alex Santiago Nina	
Oriana Trindade de Almeida	
Ivonês Damasceno Lobo	
FIRM SIZE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: EVIDENCE FOR THE BRAZILIAN MUNICIPALITIES	79
Douglas Mesquita Carneiro	
Carlos Eduardo Lobo e Silva	
Geoffrey J. D. Hewings	
THE SUSTAINABILITY OF FISCAL POLICY IN THE PRESENCE OF STRUCTURAL BREAKS: AN EVIDENCE FROM RIO GRANDE DO SUL	99
Cristiano Aguiar de Oliveira	
Daniela Pias	
THE KUZNETS HYPOTHESIS FOR THE BRAZILIAN STATES: EMPIRICAL EVIDENCE OF PANEL DATA FOR THE PERIOD FROM 1999 TO 2014	127
Luciano Balbino dos Santos	
Tito Belchior Silva Moreira	
EFFICIENCY COMPARISON BETWEEN PUBLIC AND PRIVATE HIGHER EDUCATION INSTITUTIONS IN THE ACADEMIC PERFORMANCE OF ECONOMICS SENIOR STUDENTS	157
Felipe César Marques	
Guilherme Rubim Davoglio	
Marcia Regina Gabardo da Camara	
Sidnei Pereira do Nascimento	
Carlos Roberto Ferreira	
INPUTS ASSOCIATED WITH THE HEALTH PRODUCTION FUNCTION FOR THE ELDERLY IN BRAZIL: AN ANALYSIS BASED ON THE NATIONAL HEALTH SURVEY 2013	187
Cristiane da Silva	
Marco Túlio Aniceto França	
Nayara Abreu Julião	
HUMAN RIGHTS TO WATER SERVICES AND AFFORDABILITY: THE USE OF SOCIAL TARIFF BY WATER AND SANITATION REGULATORS IN BRAZIL	209
Renan Pereira Almeida	
Matheus Valle de Carvalho e Oliveira	
GOOD NEWS, BAD NEWS OR JUST NEWS: HOW UK BROADSHEETS PROJECT BRAZIL	229
Fabiana Mariutti	
Ralph Tench	
Daniel Buarque	

ÍNDICE

ÍNDICE DE VULNERABILIDAD SOCIAL: UNA APLICACIÓN DE ANÁLISIS DE FACTORES PARA CLASIFICAR MUNICIPIOS DE PERNAMBUCO	12
Cláudia César Batista Julião João Eustáquio de Lima	
CRECIMIENTO ECONÓMICO EN LAS MUNICIPALIDADES DE ALAGOAS ENTRE 2000 Y 2015: UNA APLICACIÓN DE PANEL DINÁMICO	29
Tallyna Tellys de Sousa Moura Thierry Molnar Prates Alexandra Maria Rios Cabral	
LA GESTIÓN AMBIENTAL DE LOS MUNICIPIOS PARAENSES: GASTOS PÚBLICOS, DESCENTRALIZACIÓN Y SOSTENIBILIDAD	52
Alex Santiago Nina Oriana Trindade de Almeida Ivonês Damasceno Lobo	
TAMAÑO DE LAS EMPRESAS Y DESARROLLO ECONÓMICO: EVIDENCIA PARA LOS MUNICIPIOS BRASILEÑOS	79
Douglas Mesquita Carneiro Carlos Eduardo Lobo e Silva Geoffrey J. D. Hewings	
LA SOSTENIBILIDAD DE LA POLÍTICA FISCAL EN PRESENCIA DE QUIEBRAS ESTRUCTURALES: EVIDENCIA PARA RIO GRANDE DO SUL.....	99
Cristiano Aguiar de Oliveira Daniela Pias	
LA HIPÓTESIS DE KUZNETS PARA LOS ESTADOS BRASILEÑOS: EVIDENCIA EMPÍRICA DE DATOS EN PANEL PARA EL PERÍODO 1999-2014.....	128
Luciano Balbino dos Santos Tito Belchior Silva Moreira	
COMPARACIÓN DE EFICIENCIA ENTRE LAS INSTITUCIONES DE EDUCACIÓN SUPERIOR PÚBLICAS Y PRIVADAS EN EL DESEMPEÑO ACADÉMICO DE LOS ALUMNOS EN CIENCIAS ECONÓMICAS.....	158
Felipe César Marques Guilherme Rubim Davoglio Marcia Regina Gabardo da Camara Sidnei Pereira do Nascimento Carlos Roberto Ferreira	
INSUMOS ASOCIADOS A LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DE SALUD PARA LAS PERSONAS MAYORES EN BRASIL: UN ANÁLISIS BASADO EN LA ENCUESTA NACIONAL DE SALUD 2013	188
Cristiane da Silva Marco Túlio Aniceto França Nayara Abreu Julião	
DIRECHO HUMANO AL AGUA Y ASEQUIBILIDAD ECONÓMICA: USO DE LA TARIFA SOCIAL POR REGULADORES DEL BRASIL	210
Renan Pereira Almeida Matheus Valle de Carvalho e Oliveira	
BUENAS NOTICIAS, MALAS NOTICIAS O SOLO NOTICIAS: COMO LOS BROADSHEETS DEL REINO UNIDO PROYECTAN BRASIL	230
Fabiana Mariutti Ralph Tench Daniel Buarque	

SOMMAIRE

INDICE DE VULNÉRABILITÉ SOCIALE: UNE APPLICATION D'ANALYSE DE FACTEUR POUR CLASSIFIER LES MUNICIPALITÉS DE PERNAMBUCO.....	12
Cláudia César Batista Julião João Eustáquio de Lima	
CROISSANCE ÉCONOMIQUE DES MUNICIPALITÉS D'ALAGOAS ENTRE 2000 ET 2015: UNE APPLICATION DE PANNEAU DYNAMIQUE.....	30
Tallyna Tellys de Sousa Moura Thierry Molnar Prates Alexandra Maria Rios Cabral	
LA GESTION ENVIRONNEMENTALE DES MUNICIPALITÉS DE PARÁ PROVINCE: DÉPENSES PUBLIQUES, DÉCENTRALISATION ET DURABILITÉ.....	52
Alex Santiago Nina Oriana Trindade de Almeida Ivonês Damasceno Lobo	
TAILLE DES ENTREPRISES ET DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE: DONNÉES PROBANTES POUR LES MUNICIPALITÉS BRÉSILIENNES.....	80
Douglas Mesquita Carneiro Carlos Eduardo Lobo e Silva Geoffrey J. D. Hewings	
LA DURABILITÉ DE LA POLITIQUE BUDGÉTAIRE EN PRÉSENCE DE RUPTURES STRUCTURELLES: DES PREUVES POUR RIO GRANDE DO SUL	100
Cristiano Aguiar de Oliveira Daniela Pias	
L'HYPOTHÈSE DE KUZNETS POUR LES ÉTATS BRÉSILIENS: PREUVE EMPIRIQUE DES DONNÉES DANS LE PANEL POUR LA PÉRIODE 1999 À 2014	128
Luciano Balbino dos Santos Tito Belchior Silva Moreira	
COMPARAISON D'EFFICACITÉ ENTRE LES ÉTABLISSEMENTS D'ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR PUBLICS ET PRIVÉS DANS LA PERFORMANCE ACADÉMIQUE DES ÉLÈVES EN SCIENCES ÉCONOMIQUES	158
Felipe César Marques Guilherme Rubim Davoglio Marcia Regina Gabardo da Camara Sidnei Pereira do Nascimento Carlos Roberto Ferreira	
INTRANTS ASSOCIÉS À LA FONCTION DE PRODUCTION DE SANTÉ POUR LES PERSONNES ÂGÉES AU BRÉSIL: UNE ANALYSE BASÉE SUR L'ENQUÊTE NATIONALE SUR LA SANTÉ 2013	188
Cristiane da Silva Marco Túlio Aniceto França Nayara Abreu Julião	
DROIT HUMAIN À L'EAU ET L'ACCESSIBILITÉ ÉCONOMIQUE: L'USAGE DES TARIFS SOCIAUX PAR LES RÉGULATEURS BRÉSILIENS	210
Renan Pereira Almeida Matheus Valle de Carvalho e Oliveira	
BONNES NOUVELLES, MAUVAISES NOUVELLES OU NOUVELLES: COMMENT LES JOURNAUX BRITANNIQUES PROJettent-ILS LE BRÉSIL?	230
Fabiana Mariutti Ralph Tench Daniel Buarque	

ÍNDICE DE VULNERABILIDADE SOCIAL: UMA APLICAÇÃO DE ANÁLISE FATORIAL PARA CLASSIFICAR OS MUNICÍPIOS PERNAMBUCANOS¹

Cláudia César Batista Julião²

João Eustáquio de Lima³

O entendimento de situações tradicionalmente definidas como de pobreza tem sido progressivamente substituído por discussões para além de sua dimensão estritamente monetária, passando a considerar noções de exclusão e vulnerabilidade social. Nesse sentido, este trabalho tem como objetivo classificar os municípios pernambucanos pelo índice de vulnerabilidade social (IVS), que será construído a partir da técnica multivariada de análise fatorial (AF) para o ano de 2010. Além disso, o estudo visa comparar os resultados do IVS calculado pela análise fatorial com os do IVS já desenvolvido pelo Ipea e baseado em outra metodologia. Em termos gerais, a partir da análise, observou-se que o valor médio do IVS AF para os municípios pernambucanos, em 2010, foi de 0,520, e teve um valor mais alto do que o IVS Ipea, que foi de 0,470. Assim, este resultado sugere que a técnica multivariada de análise fatorial pode ter contribuído para refletir melhor as situações de vulnerabilidade dos municípios pernambucanos e não subestimar a vulnerabilidade social nestes.

Palavras-chave: vulnerabilidade social; análise fatorial; Pernambuco.

SOCIAL VULNERABILITY INDEX: A FACTOR ANALYSIS APPLICATION TO CLASSIFY CITIES OF PERNAMBUCO

The understanding of situations traditionally defined as poverty has been progressively replaced by discussions beyond its strictly monetary dimension, starting to consider notions of exclusion and social vulnerability. In this sense, this study aims to classify the municipalities of Pernambuco by the social vulnerability index (IVS), which will be constructed using the multivariate technique of factorial analysis for the year of 2010. In addition, the present study aims to compare the results of the calculated IVS by the factorial analysis with those of IVS already developed by Ipea and based on another methodology. In general terms, from the analysis, it was observed that the mean value of IVS AF for the municipalities of Pernambuco in 2010 was 0.520 and had a higher value than IVS Ipea that was 0.470. Thus, this result suggests that the multivariate technique of factor analysis may have contributed to better reflect the vulnerability situations of the municipalities of Pernambuco and not to underestimate their social vulnerability.

Keywords: social vulnerability; factor analysis; Pernambuco.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54art01>

2. Doutora em economia aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). *E-mail:* <claudiacesarbj@gmail.com>.

3. Professor titular do Departamento de Economia Rural da UFV. *E-mail:* <jelima@ufv.br>.

ÍNDICE DE VULNERABILIDAD SOCIAL: UNA APLICACIÓN DE ANÁLISIS DE FACTORES PARA CLASIFICAR MUNICIPIOS DE PERNAMBUCO

La comprensión de situaciones tradicionalmente definidas como pobreza ha sido reemplazada progresivamente por discusiones más allá de su dimensión estrictamente monetaria, comenzando a considerar las nociones de exclusión y vulnerabilidad social. En este sentido, este trabajo tiene como objetivo clasificar los municipios de Pernambuco por el índice de vulnerabilidad social (IVS) que se construirá utilizando la técnica multivariada de análisis factorial para el año 2010. Además, el presente estudio tiene como objetivo comparar los resultados del SVI calculado por análisis factorial con los del IVS ya desarrollado por Ipea y basado en otra metodología. En términos generales, a partir del análisis, se observó que el valor promedio del IVS AF para los municipios de Pernambuco, en 2010, era 0.520 y tenía un valor más alto que el IVS Ipea, que era 0.470. Por lo tanto, este resultado sugiere que la técnica de análisis factorial multivariante puede haber contribuido a reflejar mejor las situaciones de vulnerabilidad de los municipios de Pernambuco y no a subestimar su vulnerabilidad social.

Palabras clave: vulnerabilidad social; análisis factorial; Pernambuco.

INDICE DE VULNÉRABILITÉ SOCIALE: UNE APPLICATION D'ANALYSE DE FACTEUR POUR CLASSIFIER LES MUNICIPALITÉS DE PERNAMBUCO

La compréhension des situations traditionnellement définies comme la pauvreté a été progressivement remplacée par des discussions au-delà de sa dimension strictement monétaire, en commençant à considérer les notions d'exclusion et de vulnérabilité sociale. En ce sens, ce travail vise à classer les communes de Pernambuco par l'indice de vulnérabilité sociale (IVS) qui sera construit en utilisant la technique multivariée de l'analyse factorielle pour l'année 2010. De plus, la présente étude vise à comparer les résultats de l'IVS calculé par analyse factorielle avec celles de l'IVS déjà développées par Ipea et basées sur une autre méthodologie. De manière générale, à partir de l'analyse, il a été observé que la valeur moyenne de l'IVS AF pour les municipalités de Pernambuco, en 2010, était de 0,520 et avait une valeur plus élevée que l'IVS Ipea, qui était de 0,470. Ainsi, ce résultat suggère que la technique d'analyse factorielle multivariée peut avoir contribué à mieux refléter les situations de vulnérabilité des municipalités de Pernambuco et à ne pas sous-estimer leur vulnérabilité sociale.

Mots-clés: vulnérabilité sociale; analyse factorielle; Pernambuco.

JEL: I32.

1 INTRODUÇÃO

O entendimento de situações tradicionalmente definidas como de pobreza tem sido progressivamente substituído por discussões para além de sua dimensão estritamente monetária, passando a considerar noções de exclusão e vulnerabilidade social. Pesquisadores e operadores de políticas sociais, cada vez mais, buscam ampliar a perspectiva de pobreza atrelada apenas à questão da insuficiência de renda (Costa e Marguti, 2015).

Segundo Plesa (2013), o conceito de exclusão social é mais recente e mais abrangente do que o conceito de pobreza, visto que considera não apenas a falta de bens materiais, mas também a impossibilidade de inclusão em redes sociais, econômicas, políticas e culturais. Assim, o conceito de exclusão social envolve a escassez da participação em atividades sociais no dia a dia, além do *deficit* de renda considerado no conceito de pobreza.

Para Balan (2013), a vulnerabilidade social pode ser definida como uma situação de vida caracterizada por uma combinação multidimensional de vantagens e desvantagens, de fatores de inclusão e exclusão. Em oposição à noção de pobreza, vulnerabilidade social inclui aspectos que estão associados não apenas com o nível de renda, mas também com as condições de habitação, de mercado de trabalho e de cuidados destinados a crianças e pessoas dependentes.

Assim, dada a natureza multidimensional da vulnerabilidade social e a abrangência do seu escopo, evidencia-se ainda mais o papel do Estado na promoção do bem-estar da população. Nesse sentido, com a finalidade de auxiliar os gestores de políticas públicas, o Ipea desenvolveu um IVS para os municípios brasileiros como instrumento de identificação das falhas de oferta de bens e serviços públicos.

O referido IVS sinaliza o acesso, a ausência ou a insuficiência de ativos cuja posse ou privação determina as condições de bem-estar da população. Além disso, o índice é composto por dezesseis variáveis – dos Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) –, relacionadas a três dimensões (Costa e Marguti, 2015), conforme a seguir descrito.

- 1) Infraestrutura urbana: dimensão que contempla variáveis de vulnerabilidade de infraestrutura urbana e procura refletir as condições de acesso aos serviços de saneamento básico e de mobilidade urbana, dois aspectos relacionados ao lugar de domicílio das pessoas e que impactam significativamente no bem-estar.
- 2) Capital humano: dimensão que abrange variáveis referentes a capital humano e envolve dois aspectos que determinam as perspectivas (atuais e futuras) de inclusão social dos indivíduos: saúde e educação. Nesse sentido, as variáveis retratam não só a presença atual destes ativos e recursos nas populações, mas também o potencial que suas gerações mais novas apresentam de ampliá-lo.
- 3) Renda e trabalho: dimensão que agrupa não só variáveis relativas à insuficiência de renda presente, mas incorpora outros fatores que, associados ao fluxo de renda, configuram um estado de insegurança de renda: a desocupação de adultos; a ocupação informal de adultos pouco escolarizados; a dependência com relação à renda de pessoas idosas; assim como a presença de trabalho infantil.

Dessa forma, o IVS proposto pelo Ipea é calculado a partir da média aritmética de três subíndices que refletem as dimensões citadas anteriormente. Metodologicamente, cada subíndice entra no cálculo do IVS com o mesmo peso, e, para as variáveis que os compõem, são deliberados pesos.

Não obstante, a despeito da elegância metodológica utilizada, há limitação desse índice no que se refere à arbitrariedade da seleção dos pesos utilizados. Assim, na tentativa de preencher essa lacuna, este trabalho tenta avançar com relação à metodologia, ao propor o uso da técnica multivariada de análise fatorial para a construção do índice de vulnerabilidade social.

Sendo assim, o objetivo deste trabalho é classificar os municípios pernambucanos pelo índice de vulnerabilidade social construído, para o ano de 2010, a partir da técnica multivariada de análise fatorial. Além disso, o estudo visa comparar os resultados do IVS calculado pela análise fatorial com os do IVS já estabelecido pelo Ipea.

A escolha de Pernambuco justifica-se por ser esta Unidade da Federação (UF) localizada no Nordeste, região brasileira que apresentou o segundo mais elevado índice de vulnerabilidade em 2010, segundo o Ipea. Além disso, nessa mesma classificação, Pernambuco revelou-se como o terceiro estado nordestino com maior concentração de municípios na faixa de muito alta vulnerabilidade social. Desse modo, é pertinente analisar mais categoricamente os municípios pernambucanos. O período de análise, por sua vez, justifica-se pela disponibilidade dos dados, que, apesar de serem extraídos da plataforma Atlas Brasil, são derivados do Censo Demográfico, sendo 2010 o último ano de recenseamento.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em mais quatro seções. Nas seções 2 e 3, são apresentadas, respectivamente, a estratégia empírica e a base de dados utilizadas a fim de se alcançar o objetivo proposto. A quarta seção dedica-se a expor os resultados obtidos na pesquisa. Por fim, na seção 5, são apresentadas as considerações finais.

2 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A estratégia empírica adotada para atingir o objetivo deste trabalho foi o método de análise fatorial. Segundo Mingoti (2007), a análise fatorial é uma técnica estatística que tem como objetivo principal descrever a variabilidade original do vetor de variáveis em termos de um número menor de variáveis aleatórias chamadas de fatores comuns, os quais são variáveis latentes (não observadas) que representam uma característica marcante dos dados. Em termos matriciais, o modelo de análise fatorial pode ser representado por:

$$X_{pxl} = A_{pxr} F_{rxl} + \varepsilon_{pxl}, \quad (1)$$

em que:

X é o vetor de variáveis originais;

F é o vetor de fatores comuns;

A é a matriz de cargas fatoriais;

ε é o vetor de erros aleatórios;

r é o número de fatores; e

p é o número de variáveis.

Assim, o objetivo do modelo é explicar o comportamento das p variáveis em função de r fatores comuns e de um termo de erro. Além disso, o problema principal é estimar A , a matriz de cargas fatoriais. O método de estimação mais utilizado para estimar as cargas fatoriais, e que também foi adotado neste trabalho, é o de componentes principais, o qual tem como base o uso de raízes características e vetores característicos (Lima, 2015).

Com a finalidade de analisar a adequabilidade dos dados ao método de análise fatorial, alguns testes são propostos, a saber: o teste de esfericidade de Barlett e o critério KMO (Kaiser-Meyer-Olkin). O teste de esfericidade de Barlett verifica se a matriz de correlações é estatisticamente igual a uma matriz identidade, sendo esta a hipótese nula. Então, para que os dados sejam adequados à análise fatorial, deve-se rejeitar a hipótese nula. Quanto ao critério KMO, trata-se de um índice que compara correlações simples e parciais, baseado no princípio de que a matriz de correlações inversa deve ser próxima de uma matriz diagonal, a fim de que a análise fatorial possa ser ajustada aos dados. O critério KMO varia entre 0 e 1 e, segundo indicação da literatura, deve ser maior ou igual a 0,8 para que a análise fatorial seja adequada (Alves *et al.*, 2015).

Autores como Perobelli *et al.* (1999) e Silva *et al.* (2014) sugerem um roteiro, que foi adaptado e seguido nesta pesquisa, para a condução da análise fatorial. Inicialmente, é necessário determinar o número de fatores a serem utilizados na análise. Para isso, calculam-se os autovalores da matriz de correlações de tal forma que se mantenha um conjunto de vetores independentes, não correlacionados e que expliquem o máximo da variabilidade dos dados. Segundo Mingoti (2007), dado que os autovalores refletem a importância do fator e que a soma dos autovalores indica a proporção da variabilidade dos dados que é explicada, o número de fatores a serem considerados deve explicar em torno de 70% da variabilidade original dos dados. Outra informação que pode ser extraída dos fatores é a comunalidade, que representa o quanto da variabilidade de cada variável é explicada pelo modelo adotado. O modelo estará mais bem ajustado quanto mais altos forem os valores das comunalidades.

Sequencialmente, após a determinação da quantidade de fatores, estimam-se as cargas fatoriais, que são coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores.

Como já mencionado, utilizou-se neste trabalho o método de componentes principais para a extração dos fatores.

As cargas fatoriais são úteis para relacionar as variáveis originais com os fatores; entretanto, nem sempre a contribuição das variáveis para cada um dos fatores é suficientemente clara. Assim, para tornar mais nítida a estrutura de relacionamento de variáveis e fatores e facilitar a interpretação, comumente se utiliza o método de rotação de fatores, que permite reorganizar as cargas fatoriais sem, contudo, mudar as comunalidades. O método de rotação mais utilizado, e que também foi adotado neste trabalho, é o varimax, o qual forma um novo sistema de eixos ortogonais, permitindo que grupos de variáveis apareçam com maior nitidez (Lima, 2015).

Como último passo da análise fatorial, calculam-se os escores fatoriais para cada observação. Entre várias aplicações, os escores fatoriais podem ser utilizados para o mapeamento de observações, a criação de índices e a análise de *cluster*.

Por fim, após os passos da análise fatorial, é criado o IVS, objetivo deste trabalho. Como os escores fatoriais são variáveis padronizadas, eles terão valores positivos e negativos. Assim, para evitar os valores negativos e trazer todos os escores fatoriais para o primeiro quadrante, antes de calcular o índice, procede-se com a seguinte transformação, sugerida por Lima (2015):

$$F_{ij}^* = \frac{F_{ij} - F_{jmin}}{F_{jmax} - F_{jmin}}, \quad (2)$$

em que:

F_{ij}^* é o escore fatorial transformado do fator j na observação i ;

F_{ij} é o valor do escore fatorial do fator j na i -ésima observação;

F_{jmax} é o maior valor do j -ésimo escore fatorial observado entre todas as observações; e

F_{jmin} é o menor valor do j -ésimo escore fatorial.

A metodologia proposta para o cálculo do IVS leva em consideração esses fatores calculados. Além disso, o novo índice proposto pondera as variáveis pelos valores das raízes características, diferentemente do IVS original, que é resultado de uma média aritmética dos subíndices que englobam variáveis na dimensão de infraestrutura urbana, capital humano e renda e trabalho. Assim, o IVS proposto neste trabalho é calculado a partir de uma média ponderada dos escores fatoriais, em que cada fator recebe um peso correspondente à sua importância na explicação da variância conjunta. Ainda segundo Lima (2015), o índice pode ser definido por:

$$IVS_i = \frac{\sum_{j=1}^r \lambda_j F_{ij}}{\sum_{j=1}^r \lambda_j}, i = 1, 2, 3, \dots, n \text{ e } j = 1, 2, 3, \dots, r \quad (3)$$

em que:

IVS_i é o índice de vulnerabilidade social para a observação i ;

λ_j = é a raiz característica relacionada com o fator j , isto é, a proporção de variância explicada pelo fator j ;

F_{ij} é o valor do escore fatorial do fator j na i -ésima observação;

i representa observações; e

j representa fatores.

Esse índice proposto, assim como o IVS elaborado pelo Ipea, também varia entre 0 e 1, sendo que, quanto mais próximo de 1, maior é a vulnerabilidade social do município. Desse modo, para se poder analisar e confrontar o resultado dos dois índices, os municípios pernambucanos foram classificados de acordo com a seguinte escala:

- 0 a 0,200: muito baixa vulnerabilidade social;
- 0,201 a 0,300: baixa vulnerabilidade social;
- 0,301 a 0,400: média vulnerabilidade social;
- 0,401 a 0,500: alta vulnerabilidade social; e
- 0,501 a 1: muito alta vulnerabilidade social.

Dessa forma, pode-se classificar os municípios do estado de Pernambuco dos mais socialmente vulneráveis até os menos vulneráveis, considerando-se o novo IVS gerado a partir da ferramenta metodológica de análise fatorial.

3 BASE DE DADOS

Para operacionalização da estratégia empírica descrita na seção anterior, foram coletados dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil⁴ relacionados às condições de infraestrutura urbana, capital humano e renda e trabalho de todos os 185 municípios pernambucanos no ano de 2010.

Para a construção do índice de vulnerabilidade social aqui proposto, foram utilizados os mesmos indicadores do IVS construído pelo Ipea, e foram adotados os mesmos procedimentos de normalização. A padronização das variáveis é necessária para contornar

4 O Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil – desenvolvido pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), Ipea e Fundação João Pinheiro (FJP) – é uma plataforma de consulta a indicadores de demografia, educação, renda, trabalho, habitação e vulnerabilidade, com dados extraídos dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010 e abrangência de 5.565 municípios brasileiros, 27 UFs, 21 regiões metropolitanas (RMs) e três regiões integradas de desenvolvimento (Rides) e suas respectivas unidades de desenvolvimento humano (UDHs). Para este trabalho, utilizou-se o escopo dos municípios de Pernambuco, ano de 2010, e os indicadores apresentados na tabela 1. Para mais detalhes, acessar <<http://www.atlasbrasil.org.br>>.

o problema de unidades de medidas diferentes e homogeneizar as variâncias. Portanto, cada indicador teve seu valor normalizado numa escala que varia entre 0 e 1, em que 0 corresponde à situação ideal e 1 corresponde à pior situação. Os indicadores utilizados, bem como os valores de referência da padronização, estão descritos na tabela 1.

TABELA 1
Variáveis e valores de referência da padronização

Variável	Indicadores	Melhor situação (0,000)	Pior situação ¹ (1,000)
Ind1	Pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados (%)	0,0	40,2
Ind2	População em domicílios sem coleta de lixo (%)	0,0	50,5
Ind3	Vulneráveis que gastam mais de uma hora até o trabalho na população ocupada vulnerável (%)	0,0	17,8
Ind4	Mortalidade infantil	0,0	52,5
Ind5	Crianças de 0 a 5 anos fora da escola (%)	0,0	98,5
Ind6	Crianças de 6 a 14 anos fora da escola (%)	0,0	15,2
Ind7	Mulheres de 10 a 17 anos que tiveram filhos (%)	0,0	7,6
Ind8	Mães chefes de família sem ensino fundamental e com filho menor, no total de mães chefes de família (%)	0,0	35,5
Ind9	Taxa de analfabetismo – 15 anos ou mais	0,0	42,1
Ind10	Crianças em domicílios em que ninguém tem ensino fundamental completo (%)	0,0	87,3
Ind11	Pessoas de 15 a 24 anos que não estudam, não trabalham e são vulneráveis, na população dessa faixa (%)	0,0	34,3
Ind12	Pessoas com renda domiciliar <i>per capita</i> igual ou inferior a 0,5 salário mínimo (%)	0,0	100,0
Ind13	Taxa de desocupação – 18 anos ou mais	0,0	18,0
Ind14	Pessoas de 18 anos ou mais sem ensino fundamental completo e em ocupação informal (%)	0,0	89,9
Ind15	Vulneráveis e dependentes de idosos (%)	0,0	10,5
Ind16	Taxa de atividade – 10 a 14 anos	0,0	30,1

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Para mais detalhes sobre o cálculo dos valores de referências, consultar Costa e Marguti (2015).

A ausência de vulnerabilidade social equivale à não ocorrência de casos indesejados, e o valor máximo corresponde à pior situação encontrada a partir da padronização. Todos os indicadores expostos na tabela 1 apresentam relação direta com situações de vulnerabilidade social. Quanto maior cada um dos indicadores, mais socialmente vulnerável estará o município.

Os resultados da análise são apresentados na próxima seção.

4 RESULTADOS

Primeiramente, investigou-se a adequabilidade dos dados para o uso de análise fatorial por meio do teste de esfericidade de Barlett e do critério KMO. Os resultados dos testes constam da tabela 2.

Como pode ser observado na tabela 2, a hipótese nula do teste de Bartlett foi rejeitada com 99% de confiança. Isto é, a matriz de correlações é estatisticamente diferente da matriz identidade, o que indica que as correlações entre as variáveis são significativas. Portanto, este resultado sugere que o uso da análise fatorial torna-se pertinente.

Além disso, ainda na tabela 2, observa-se que o valor do critério KMO foi de 0,8237. A indicação da literatura é que o valor de KMO deve ser igual ou maior que 0,800 para a análise fatorial ser adequada. Dessa forma, pode-se confirmar a consistência dos dados para a análise fatorial.

TABELA 2
Teste de esfericidade de Bartlett e critério KMO

Testes	
Teste KMO	0,8237
Teste de esfericidade de Barlett	1.988,17
Prob (Barlett)	0,0000

Elaboração dos autores.

Prosseguindo com a análise fatorial, realiza-se a análise com o número de fatores igual ao número de variáveis originais (dezesseis variáveis), de tal modo a se verificar qual o percentual da variabilidade dos dados explicado por cada fator. Na tabela 3, usando-se o método dos componentes principais, são apresentados os autovalores, o percentual de explicação pertinente a cada fator em relação à variabilidade total e o percentual de variância acumulada.

A decisão quanto ao número de fatores foi feita com base no critério de raiz latente,⁵ o qual recomenda que apenas os fatores com autovalores maiores que 1 devem ser retidos. Seguindo-se este critério, na tabela 3, observa-se que devem ser usados quatro fatores. O primeiro fator explica 36,63% das variáveis utilizadas, o fator 2 explica 17,65%, o terceiro fator explica 7,58% e o fator 4 explica 6,44%. Assim, o modelo conseguiu explicar aproximadamente 68% da variância dos dados originais. Apesar de estar um pouco abaixo do valor considerado ideal pela literatura (maior que 70%), é um valor que pode ser considerado razoável.

5. Para mais detalhes, consultar Kaiser (1960).

TABELA 3
Autovalores e percentual de variância

Fator	Autovalor	Variância (%)	Variância acumulada (%)
1	5,86150	0,3663	0,3663
2	2,82434	0,1765	0,5429
3	1,21347	0,0758	0,6187
4	1,02996	0,0644	0,6831
5	0,86976	0,0544	0,7374
6	0,80158	0,0501	0,7875
7	0,67479	0,0422	0,8297
8	0,56936	0,0356	0,8653
9	0,51579	0,0322	0,8975
10	0,47058	0,0294	0,9269
11	0,43314	0,0271	0,9540
12	0,27135	0,0170	0,9710
13	0,23137	0,0145	0,9854
14	0,11272	0,0070	0,9925
15	0,06407	0,0040	0,9965
16	0,05621	0,0035	1,0000

Elaboração dos autores.

No intuito de se verificar o quanto da variabilidade das variáveis originais é explicada pelos quatro fatores comuns do modelo, as comunalidades são apresentadas na tabela 4. Como se pode notar, a maioria das variáveis apresentam comunalidades com valores acima de 0,700, o que indica forte relação entre as variáveis e os fatores. Assim sendo, além de os resultados dos testes de KMO e Barlett terem sido satisfatórios, a comunalidade também apresentou valores satisfatórios, confirmando a adequabilidade do uso da técnica de análise fatorial.

TABELA 4
Comunalidades das variáveis

Variável	Comunalidades
Ind1 Pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados (%)	0,5542
Ind2 População em domicílios sem coleta de lixo (%)	0,9080
Ind3 Vulneráveis que gastam mais de uma hora até o trabalho na população ocupada vulnerável (%)	0,5073
Ind4 Mortalidade infantil	0,4837
Ind5 Crianças de 0 a 5 anos fora da escola (%)	0,5057

(Continua)

(Continuação)

Variável	Comunalidades
Ind6 Crianças de 6 a 14 fora da escola (%)	0,3855
Ind7 Mulheres de 10 a 17 anos que tiveram filhos (%)	0,5710
Ind8 Mães chefes de família sem ensino fundamental e com filho menor, no total de mães chefes de família (%)	0,5407
Ind9 Taxa de analfabetismo – 15 anos ou mais	0,8798
Ind10 Vrianças em domicílios em que ninguém tem ensino fundamental completo (%)	0,8075
Ind11 Pessoas de 15 a 24 anos que não estudam, não trabalham e são vulneráveis, na população dessa faixa (%)	0,7965
Ind12 Pessoas com renda domiciliar <i>per capita</i> igual ou inferior a 0,5 salário mínimo (%)	0,8368
Ind13 Taxa de desocupação – 18 anos ou mais	0,7921
Ind14 Pessoas de 18 anos ou mais sem fundamental completo e em ocupação informal (%)	0,9116
Ind15 Vulneráveis e dependentes de idosos (%)	0,7300
Ind16 Taxa de atividade – 10 a 14 anos	0,7187

Elaboração dos autores.

Seguindo a análise, a etapa seguinte foi relacionar as variáveis com os fatores por meio das cargas fatoriais. A tabela 5 apresenta as cargas fatoriais estimadas para cada fator, isto é, os coeficientes de correlação entre as variáveis e os fatores. Vale ressaltar que, com a finalidade de se melhorar a interpretação dos fatores, os resultados da análise fatorial apresentados na tabela 5 foram elaborados utilizando-se a rotação de eixo pelo varimax.

Na tabela 5, observa-se que, mesmo após o mecanismo de rotação dos fatores, não há uma relação nítida entre as variáveis e os fatores, de modo que se consiga nomeá-los coerentemente. Inicialmente, esperava-se encontrar três fatores que estariam relacionados às mesmas dimensões do índice de vulnerabilidade do Ipea: a dimensão infraestrutura urbana (constituída pelas variáveis *Ind1*, *Ind2* e *Ind3*), a dimensão capital humano (composta dos indicadores 4 ao 11) e a dimensão renda e trabalho (formada pelos indicadores 12 ao 16). Contudo, o resultado da análise fatorial indicou quatro fatores, e as cargas fatoriais não sugeriram agrupamentos semelhantes ao das classificações das dimensões no IVS do Ipea. Na verdade, as cargas fatoriais nem ao menos revelaram uma nítida relação sobre qual variável é explicada por qual fator.

Não obstante o resultado das cargas fatoriais encontrado, prosseguiu-se com a análise, objetivando apenas a construção do índice a partir dos escores fatoriais, para então serem classificados os municípios pernambucanos pela ótica da vulnerabilidade social.

TABELA 5
Distribuição das cargas fatoriais nas variáveis

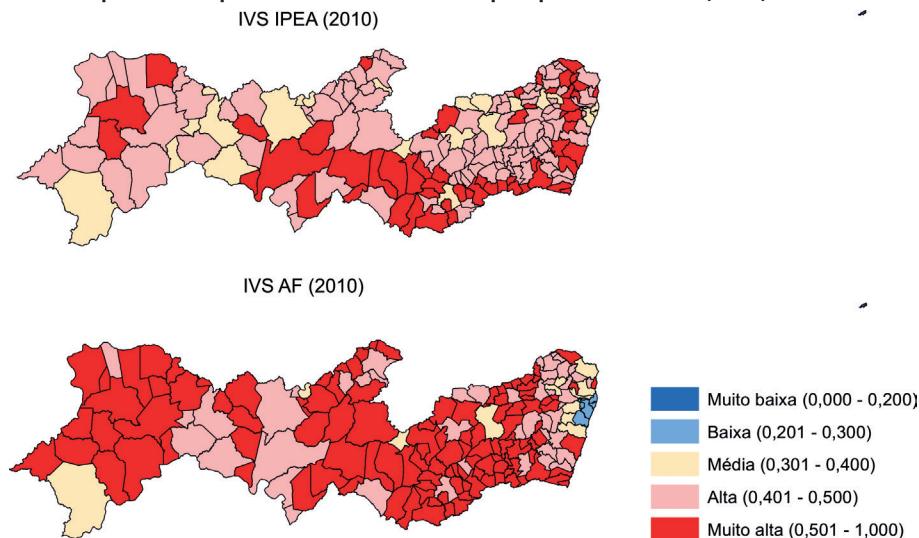
	Variável	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4
Ind1	Pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados (%)	0,14307	0,06824	-0,33372	0,13024
Ind2	População em domicílios sem coleta de lixo (%)	-0,06941	0,02646	-0,06319	0,84813
Ind3	Vulneráveis que gastam mais de uma hora até o trabalho na população ocupada vulnerável (%)	0,00411	-0,15893	0,14438	0,15473
Ind4	Mortalidade infantil	0,09730	0,04645	0,05576	0,05954
Ind5	Crianças de 0 a 5 anos fora da escola (%)	-0,02226	0,09357	0,29770	0,09137
Ind6	Crianças de 6 a 14 fora da escola (%)	0,01181	-0,01899	0,34009	-0,03921
Ind7	Mulheres de 10 a 17 anos que tiveram filhos (%)	-0,11411	-0,02367	0,54488	-0,08398
Ind8	Mães chefes de família sem ensino fundamental e com filho menor, no total de mães chefes de família (%)	-0,07096	0,16865	0,23935	0,16817
Ind9	Taxa de analfabetismo – 15 anos ou mais	0,17625	0,05274	-0,01942	-0,06869
Ind10	Crianças em domicílios em que ninguém tem ensino fundamental completo (%)	0,07752	0,10299	0,15444	-0,01766
Ind11	Pessoas de 15 a 24 anos que não estudam, não trabalham e são vulneráveis, na população dessa faixa (%)	0,26051	-0,22112	-0,04621	0,02769
Ind12	Pessoas com renda domiciliar <i>per capita</i> igual ou inferior a 0,5 salário mínimo (%)	0,23138	-0,04852	-0,08417	0,10092
Ind13	Taxa de desocupação – 18 anos ou mais	0,08852	-0,25410	0,03796	0,05175
Ind14	Pessoas de 18 anos ou mais sem ensino fundamental completo e em ocupação informal (%)	0,10898	0,12879	-0,00198	-0,03323
Ind15	Vulneráveis e dependentes de idosos (%)	0,31399	-0,17012	-0,11914	-0,29919
Ind16	Taxa de atividade – 10 a 14 anos	-0,08836	0,25167	0,01113	0,08597

Elaboração dos autores.

O resultado do índice de vulnerabilidade social calculado neste trabalho, a partir da técnica multivariada de análise fatorial (IVS AF), encontra-se na figura 1. Com a finalidade de comparar os resultados, o IVS desenvolvido pelo Ipea (IVS Ipea) também está representado na figura 1. O valor médio do IVS AF para os municípios pernambucanos, em 2010, foi de 0,520, e tem um valor mais alto do que o IVS Ipea, que foi de 0,470. Isto pode ser visto pela predominância da cor vermelha (faixa de muito alta vulnerabilidade social) no segundo mapa da figura 1. Assim, este resultado sugere que a técnica multivariada de análise fatorial pode ter contribuído para refletir melhor as situações de vulnerabilidade dos municípios pernambucanos e não subestimar a vulnerabilidade social destes.

FIGURA 1

Mapas do IVS Ipea e do IVS AF dos municípios pernambucanos (2010)



Elaboração dos autores.

Pode-se ver na tabela 6 e, de maneira mais ilustrativa, na figura 1 (na qual se comparam a classificação do IVS Ipea e o IVS AF), que, enquanto na classificação do IVS Ipea há apenas 57 municípios considerados com grau de vulnerabilidade social muito alta, no IVS AF essa categoria inclui o maior número de municípios (119, ou seja, 64,3% do total). No IVS Ipea, a classe de vulnerabilidade que mais engloba os municípios pernambucanos é a classe de alta vulnerabilidade social, que abrange 56,2% do total de municípios.

Com relação à faixa de muito baixa vulnerabilidade social, não há divergência entre os índices, pois ambos classificaram apenas o distrito estadual de Fernando de Noronha nessa faixa. Por seu turno, na classe de baixa vulnerabilidade, segundo o IVS Ipea, nenhum município aí se enquadrou, ao passo que, pelo IVS AF, são cinco os municípios considerados com baixa vulnerabilidade social (Camaragibe, Jaboatão do Guararapes, Olinda, Paulista e Recife). Assim, pelo IVS AF, como pode ser observado no segundo mapa da figura 1, há uma maior concentração de municípios menos socialmente vulneráveis no litoral pernambucano, mais especificamente na RM de Recife.

TABELA 6

Percentual de municípios segundo a classificação do IVS AF e do IVS Ipea

Classificação	Número de municípios IVS AF	Municípios IVS AF (%)	Número de municípios IVS Ipea	Municípios IVS Ipea (%)
Muito baixo	1	0,5	1	0,5
Baixo	5	2,7	0	0,0
Médio	12	6,5	23	12,4
Alto	48	25,9	104	56,2
Muito alto	119	64,3	57	30,8

Elaboração dos autores.

Para complementar a comparação entre os dois índices, na tabela 7 é apresentada uma análise mais agregada, em que é analisado o valor médio dos índices por mesorregião pernambucana.

De maneira geral, observou-se que os municípios estão, em média, em pior situação de vulnerabilidade pela classificação do IVS AF do que pela classificação IVS Ipea (conforme a figura 1). Contudo, agregando a análise para as mesorregiões, na tabela 7, não se observa um padrão. A RMR, por exemplo, foi a mesorregião que apresentou maior discrepância com relação aos dois índices – na classificação da AF, melhorou mais de 0,100 ponto. A mesorregião Agreste, por sua vez, apresentou comportamento contrário, estando em pior situação na classificação AF do que na do Ipea. As demais mesorregiões praticamente mantiveram o comportamento médio nas duas classificações, excetuando-se a mesorregião do Sertão pernambucano, que se enquadrou na classe de alta vulnerabilidade social pelo IVS Ipea (0,461), e, pela classificação do IVS AF (0,540), incluiu-se na faixa de muito alta vulnerabilidade social.

TABELA 7

Média dos índices IVS AF e IVS Ipea por mesorregião pernambucana

Índices	Metropolitana	Mata	Agreste	São Francisco	Sertão
IVS Ipea	0,426	0,494	0,480	0,429	0,461
IVS AF	0,327	0,492	0,573	0,492	0,540

Elaboração dos autores.

Dessa forma, os resultados apresentados na tabela 7 sugerem que o índice de vulnerabilidade social calculado por meio da técnica de análise fatorial (IVS AF) consegue captar melhor a heterogeneidade das mesorregiões e, consequentemente, dos municípios. No IVS Ipea, as mesorregiões estão todas agrupadas na faixa de alta vulnerabilidade social. No IVS AF, há maior distinção: a RM de Recife encontra-se na faixa de média vulnerabilidade social; Agreste e Sertão, na faixa de muito alta vulnerabilidade; e Mata e São Francisco, na faixa de alta vulnerabilidade social.

Após a comparação entre os índices, passa-se agora à análise dos indicadores que os compuseram. As análises serão feitas por mesorregião pernambucana, com a finalidade de se investigar mais detalhadamente o desempenho dos municípios em cada indicador específico. Para isso, os indicadores foram agrupados em três dimensões. Primeiramente, serão apresentados indicadores relacionados à infraestrutura urbana; em seguida, serão analisados os indicadores relacionados a capital humano; e, por fim, serão considerados os indicadores relativos à situação de renda e trabalho dos municípios.

Vale ressaltar que, assim como o IVS, os indicadores também variam entre 0 e 1 e têm relação direta com a situação de vulnerabilidade. Isto é, quanto mais vulnerável a mesorregião, mais próximo de 1 será o indicador. Indicador com valor igual a 0 significa a ausência de vulnerabilidade para a situação específica que o indicador representa.

TABELA 8
Média dos indicadores de infraestrutura urbana por mesorregião pernambucana

Indicadores	Metropolitana	Mata	Agreste	São Francisco	Sertão
Pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados (%)	0,209	0,405	0,542	0,276	0,457
População em domicílios sem coleta de lixo (%)	0,172	0,172	0,089	0,157	0,170
Vulneráveis que gastam mais de uma hora até o trabalho na população ocupada vulnerável (%)	0,811	0,489	0,276	0,291	0,259

Elaboração dos autores.

Na tabela 8, são apresentadas as médias dos indicadores referentes à situação de infraestrutura urbana das mesorregiões pernambucanas. De maneira geral, elas apresentaram, em média, o mesmo comportamento nessa dimensão. Com ressalva para a região metropolitana, que, embora tenha apresentado os menores índices para os demais indicadores dessa dimensão, apresentou o pior resultado no indicador de horas gastas para o trabalho na população vulnerável. Isto reflete o grande inchaço populacional que se verificou na RM de Recife nas últimas décadas – segundo Bitoun *et al.* (2012), em 2010, a região era a quinta mais populosa entre as RMs brasileiras. De fato, essa área cresceu de forma desordenada, sem planejamento e com grandes aglomerações em periferias e favelas, resultando numa precária infraestrutura urbana, especialmente no que se refere à mobilidade urbana.

TABELA 9

Média dos indicadores de capital humano por mesorregião pernambucana

Indicadores	Metropolitana	Mata	Agreste	São Francisco	Sertão
Mortalidade infantil	0,352	0,496	0,532	0,499	0,510
Crianças de 0 a 5 anos fora da escola (%)	0,513	0,586	0,624	0,611	0,630
Crianças de 6 a 14 fora da escola (%)	0,175	0,269	0,286	0,179	0,241
Mulheres de 10 a 17 anos que tiveram filhos (%)	0,402	0,475	0,401	0,479	0,379
Mães chefes de família sem ensino fundamental e com filho menor, no total de mães chefes de família (%)	0,556	0,650	0,842	0,810	0,764
Taxa de analfabetismo – 15 anos ou mais	0,306	0,634	0,753	0,527	0,633
Crianças em domicílios em que ninguém tem ensino fundamental completo (%)	0,358	0,563	0,655	0,486	0,562
Pessoas de 15 a 24 anos que não estudam, não trabalham e são vulneráveis, na população dessa faixa (%)	0,542	0,775	0,607	0,600	0,689

Elaboração dos autores.

Os indicadores relacionados à dimensão capital humano são expostos na tabela 9. Nesse aspecto, o indicador do percentual de crianças entre 6 e 14 anos fora da escola foi o que apresentou a menor situação de vulnerabilidade, para todas as mesorregiões pernambucanas. Este resultado pode ser reflexo de políticas sociais – como o Programa Bolsa Família – que exigem valores mínimos de frequência escolar para os beneficiários.

TABELA 10

Média dos indicadores de renda e trabalho por mesorregião pernambucana

Indicadores	Metropolitana	Mata	Agreste	São Francisco	Sertão
Pessoas com renda domiciliar <i>per capita</i> igual ou inferior a 0,5 salário mínimo (%)	0,473	0,665	0,649	0,656	0,670
Taxa de desocupação – 18 anos ou mais	0,795	0,735	0,342	0,487	0,405
Pessoas de 18 anos ou mais sem ensino fundamental completo e em ocupação informal (%)	0,420	0,614	0,754	0,627	0,699
Vulneráveis e dependentes de idosos (%)	0,365	0,609	0,552	0,432	0,522
Taxa de atividade – 10 a 14 anos	0,137	0,164	0,463	0,382	0,417

Elaboração dos autores.

Por fim, na tabela 10, encontra-se o desempenho médio das mesorregiões pernambucanas nos indicadores do âmbito de renda e trabalho. Nessa dimensão, a mesorregião do Agreste chama a atenção por apresentar a menor vulnerabilidade para o indicador da taxa de desocupação, refletindo o aquecimento da economia da região, caracterizada principalmente pelo polo de confecções.

Contudo, os dados da tabela 10 também revelam que a mesorregião do Agreste apresenta o maior percentual de pessoas empregadas em ocupação informal, o que é

reflexo do alto grau de informalidade da principal atividade econômica da região – o setor têxtil. Além disso, a taxa de atividade entre indivíduos na faixa etária entre 10 e 14 anos é maior nessa mesorregião. Assim, apesar de aquecer o mercado de trabalho, há indícios de que o polo de confecções do Agreste pernambucano é caracterizado pela informalidade e pelo uso de mão de obra infantil.

Longe de esgotar a literatura sobre o tema em questão, este trabalho propôs uma forma alternativa de cálculo do índice de vulnerabilidade social para os municípios pernambucanos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo classificar os municípios pernambucanos pelo índice de vulnerabilidade social construído, para o ano de 2010, a partir da técnica multivariada de análise fatorial. Além disso, o estudo comparou os resultados do IVS calculado pela análise fatorial com os do IVS já estabelecido pelo Ipea.

Em termos gerais, a partir da análise, observou-se que o valor médio do IVS AF para os municípios pernambucanos, em 2010, foi de 0,520, e teve um valor mais alto do que o IVS Ipea, que foi de 0,470. Assim, este resultado sugere que a técnica multivariada de análise fatorial pode ter contribuído para refletir melhor as situações de vulnerabilidade dos municípios pernambucanos e não subestimar a vulnerabilidade social destes.

Com relação aos resultados, observou-se que, na classificação de ambos os índices, o distrito estadual de Fernando de Noronha foi a única localidade pernambucana situada na faixa de muito baixa vulnerabilidade social. Pelo IVS AF, notou-se uma maior concentração de municípios menos socialmente vulneráveis no litoral pernambucano, mais especificamente na RM de Recife. Ainda segundo o índice desenvolvido pela técnica de análise fatorial, constatou-se que 64,3% dos municípios pernambucanos apresentam muito alta vulnerabilidade social.

Dessa forma, o trabalho permite uma observação mais acurada dos municípios pernambucanos e sinaliza a atenção para os municípios mais vulneráveis, no sentido de se emitir um alerta para os gestores de políticas públicas. Com o resultado, podem-se focalizar políticas públicas no intuito de mitigar as vulnerabilidades dos municípios que apresentaram os piores índices.

Não obstante, o trabalho pode ser aprimorado em vários aspectos. Como sugestões para trabalhos futuros, pode-se ampliar o cálculo do índice para todos os municípios brasileiros, acrescentar variáveis aos indicadores, bem como calcular o índice para o ano 2000 e observar a evolução dos municípios.

REFERÊNCIAS

- ALVES, F. F.; ALVES, J. H.; LIMA, J. E. IDH-Revisitado: uma abordagem alternativa para mensurar a real situação do desenvolvimento municipal. **Revista Eletrônica Documento/Monumento**, v. 14, p. 424-447, 2015.
- BALAN, M. A multidimensional analysis of social vulnerability. **Hyperion Economic Journal**, v. 3, n. 1, 2013
- BITOUN, J. *et al.* **Região metropolitana do Recife no contexto de Pernambuco no Censo 2010**. Recife: Observatório das Metrópoles, 2012.
- COSTA, M. A.; MARGUTI, B. O. **Atlas da vulnerabilidade social nos municípios brasileiros**. Brasília: Ipea, 2015.
- KAISER, H. F. The application of electronic computers to factor analysis. **Educational and Psychological Measurement**, v. 20, p. 141-151, 1960.
- LIMA, J. E. **Curso de análise estatística multivariada**. Viçosa: UFV, 2015.
- MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2007.
- PEROBELLI, F. S. *et al.* Planejamento regional e potenciais de desenvolvimento dos municípios de Minas Gerais na região em torno de Juiz de Fora: uma aplicação da análise fatorial. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 9, n. 1, p. 121-150, 1999.
- PLESA, R. Social exclusion and vulnerable populations. **Annals of the University of Petroșani, Economics**, v. 13, n. 2, p. 173-180, 2013.
- SILVA, N. C. N. *et al.* O uso da análise fatorial na descrição e identificação dos perfis característicos de municípios de Minas Gerais. **Rev. Bras. Biom.**, São Paulo, v. 32, n. 2, p. 201-215, 2014.

Data da submissão: 13/9/2017

Primeira decisão editorial em: 4/6/2018

Aprovação final em: 4/6/2018

CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS MUNICÍPIOS DE ALAGOAS ENTRE 2000 E 2015: UMA APLICAÇÃO DE PAINEL DINÂMICO¹

Tallyna Tellys de Sousa Moura²

Thierry Molnar Prates³

Alexandra Maria Rios Cabral⁴

O artigo investiga as razões para o crescimento econômico dos municípios de Alagoas, com especial atenção à participação dos gastos e da arrecadação. Adotou-se a proposta da teoria de crescimento endógeno e da nova geografia econômica. O corte temporal se estende de 2000 a 2015, pela disponibilidade de informações. Os resultados foram alcançados procedendo-se à regressão do painel de dados nos métodos de efeito fixo e para *generalized method of moments* (GMM), nas formas *difference* e *system*. No que concerne aos resultados obtidos, evidências corroboram a suposição teórica de efeitos positivos em algumas das variáveis sobre o crescimento econômico, como a proporção do produto interno bruto (PIB) industrial no PIB de certa localidade, o PIB defasado em um ano e a densidade demográfica. Ou seja, a presença de aglomerados industriais em centros mais populosos exerce forças centrípetas, favorecendo a redução de custos e a troca de informações, com o estímulo à entrada de novas empresas e à geração de emprego e renda.

Palavras-chave: gastos governamentais; crescimento econômico; economias de aglomeração; GMM; Alagoas.

ECONOMIC GROWTH IN ALAGOAS MUNICIPALITIES BETWEEN 2000 AND 2015: A DYNAMIC PANEL APPLICATION

The article explores the reasons for economic growth in the municipalities of Alagoas from 2000 to 2015, with special attention to the participation of government expenditures and revenues. The endogenous growth and the new economic geography theory were adopted. The results were achieved by using panel data on fixed-effect methods and Generalized Method of Moments in Difference and System forms. Evidences corroborate the theoretical positive effects assumption of some variables on the economic growth, as the proportion of the industrial GDP in total GDP, the GDP lagged in one year and the population density. Therefore, the presence of industrial clusters in crowded centers, works as centripetal forces, favoring costs reduction and information exchange, and boosting new companies entry and employment and income generation.

Keywords: government expenditure; economic growth; agglomeration economies; GMM; Alagoas.

CRECIMIENTO ECONÓMICO EN LAS MUNICIPALIDADES DE ALAGOAS ENTRE 2000 Y 2015: UNA APLICACIÓN DE PANEL DINÁMICO

El artículo explora las razones del crecimiento económico en los municipios de Alagoas de 2000 a 2015, con atención especial a la participación de los gastos y recaudación del gobierno. Se adoptó el crecimiento endógeno y la nueva teoría de la geografía económica. Los resultados se lograron

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54art02>

2. Mestre em economia aplicada pela Universidade Federal de Alagoas (Ufal). E-mail: <tallynatellys@hotmail.com>.

3. Professor associado da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). E-mail: <thierry_prates@hotmail.com>.

4. Professora adjunta da Ufal. E-mail: <alexandra.cabral@feac.ufal.br>.

mediante el uso de datos de panel sobre métodos de efectos fijos y Método generalizado de momentos en diferencias y formas del sistema. Las evidencias corroboran el supuesto de efectos positivos teóricos de algunas variables sobre el crecimiento económico, como la proporción del PIB industrial en el PIB total, el PIB rezagado en un año y la densidad de población. Por lo tanto, la presencia de conglomerados industriales en centros atestados funciona como fuerzas centrípetas, lo que favorece la reducción de costos y el intercambio de información, e impulsa la entrada y el empleo de nuevas empresas y la generación de ingresos.

Palabras clave: gasto gubernamental; crecimiento económico; economías de aglomeración; GMM; Alagoas.

CROISSANCE ÉCONOMIQUE DES MUNICIPALITÉS D'ALAGOAS ENTRE 2000 ET 2015: UNE APPLICATION DE PANNEAU DYNAMIQUE

L'article examine les raisons de la croissance économique des municipalités d'Alagoas avec une attention particulière à la participation des dépenses et de la collecte. La théorie de la croissance endogène et la nouvelle proposition de géographie économique ont été adoptées. Le délai s'étend de 2000 à 2015, en raison de la disponibilité des informations. Les résultats ont été obtenus en régressant le panel de données dans les méthodes à effet fixe et pour la méthode généralisée des moments sous les formes Différence et Système. Dans les résultats obtenus, les preuves corroborent l'hypothèse théorique d'effets positifs sur certaines des variables de la croissance économique, telles que: la proportion du PIB industriel dans le PIB de cette localité, le PIB décalé d'un an et la densité démographique. En d'autres termes, la présence de grappes industrielles dans des centres plus peuplés exerce des forces centripètes, favorisant la réduction des coûts et l'échange d'informations, stimulant l'entrée de nouvelles entreprises et la création d'emplois et de revenus.

Mots-clés: dépenses publiques; croissance économique; l'épargne d'agglomération; GMM; Alagoas.

JEL: E62; H50; H71; C23, O47.

1 INTRODUÇÃO

O crescimento econômico de uma região está fortemente atrelado à capacidade local de manter a produtividade elevada. Isso ocorre de diversas maneiras; uma delas é o incentivo governamental, que provoca estímulos econômicos para a produção, os quais geram efeitos multiplicadores que se espalham por toda a economia. Ademais, sabe-se que o objetivo do desenvolvimento econômico é atingir e tornar sustentável um alto padrão de vida para os cidadãos. Elevar o padrão de vida depende também do aumento da produtividade e do crescimento, que, por sua vez, é consequência direta do desempenho da inovação.

Ao longo dos anos, a literatura tem destacado a importância das políticas do governo como indutoras do crescimento econômico (Solow, 1956; Barro, 1990; Krugman, 1991; Silva, Cruz e Irffi, 2013, entre muitos outros). Nessa linha de análise, este artigo pretende estimar a participação da política fiscal local, e de alguns outros indicadores, no crescimento econômico dos municípios do estado de Alagoas de 2000 a 2015.

Para essa estimação, foi elaborado um modelo baseado em Barro (1990) e Krugman (1991), utilizando-se em conjunto os conhecimentos desenvolvidos pela teoria de crescimento econômico e pela nova geografia econômica (NGE). Adota-se como referência o estudo econométrico realizado por Costa, Lima e Silva (2014), com o intuito de se verificar a magnitude do impacto do gasto e da receita com tributação na variável crescimento econômico.

O objetivo principal do trabalho é testar a capacidade da política fiscal como instrumento indutor do crescimento econômico do estado de Alagoas, Unidade da Federação (UF) que, por inúmeras razões regionais, geoeconômicas e populacionais, difere das macrorregiões do país e das demais UFs. A escolha de Alagoas deve-se à necessidade de políticas diversas para promoção do crescimento, em virtude da situação de pobreza e atraso de grande parte do estado.

Assim, devido aos problemas estruturais encontrados no estado, como ter o vigésimo quinto PIB *per capita* no Brasil (IBGE, 2015), é lícito se realizar uma análise específica (e inédita) sobre Alagoas, a fim de contribuir para a diminuição das desigualdades regionais e a economia dos escassos recursos públicos disponíveis.

Além desta introdução, o estudo subdivide-se em mais cinco seções. Na segunda seção, temos a revisão da literatura, em que se expõe a discussão sobre a teoria do crescimento econômico e o papel da política fiscal. Na terceira seção, faz-se referência à metodologia adotada para obtenção dos objetivos propostos, tópico em que se definem os métodos econométricos utilizados. A quarta seção traz os modelos econométricos propostos, as variáveis escolhidas e suas respectivas fontes. Na quinta, mostram-se os resultados e as análises encontrados. Por fim, na sexta e última seção, apresentam-se as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Nas últimas décadas, a partir dos anos 1980, os estudos sobre crescimento econômico vêm se multiplicando, juntamente com a preocupação, por parte dos economistas, em conhecer na prática como as políticas públicas têm impacto na economia. Essencialmente, Romer (1986) e Lucas (1988), e posteriormente Krugman (1991), reacenderam o interesse em debater o tema.

A construção dos modelos de crescimento econômico partiu do precursor modelo de crescimento exógeno apresentado por Solow (1956), o qual define que a diferença entre as rendas das regiões pode ser explicada pela distância nas taxas de investimento, de crescimento populacional e de tecnologia. Economias com alta relação poupança/investimento tendem a ser mais ricas, por destinarem grande fração do produto e significativa parcela do tempo à acumulação de capital e qualificação, que elevam a produtividade da mão de obra.

De acordo com o modelo, a trajetória da economia de determinada região dirige-se para um crescimento equilibrado de longo prazo. Quando esse equilíbrio é atingido, o crescimento no produto *per capita* só ocorre por meio da elevação do progresso tecnológico, compensando a tendência declinante do produto marginal do capital. Portanto, no longo prazo, a região passa a crescer à taxa do progresso tecnológico.

Sobre o papel da política econômica de Solow, Jones (2000, p. 36) descreve dois efeitos importantes sobre o crescimento:

primeiro, as mudanças na política econômica aumentam a taxa de crescimento, mas apenas temporariamente, ao longo da trajetória de transição rumo ao novo estado estacionário. Isto é, as mudanças de política não têm efeito de crescimento no longo prazo. Segundo, as mudanças na política podem ter efeitos sobre o nível. Isto é, uma mudança da política permanente pode aumentar (ou diminuir) permanentemente o nível do produto *per capita*.

Em síntese, segundo Solow (1956), a política econômica não afetaria a taxa de crescimento de longo prazo. Ou seja, alterações nos gastos do governo e na tributação gerariam efeitos no nível do produto apenas no curto prazo.

Por sua vez, os modelos de crescimento endógeno, que construíram suas bases a partir do modelo de Solow, adicionam algumas características que permitem uma melhor explicação do crescimento de longo prazo por meio da evolução do progresso técnico, antes considerado exógeno. Abre-se, assim, espaço para ações efetivas do Estado na formulação de políticas públicas conjugadas com as ações dos agentes privados, que desempenham um papel decisivo no crescimento de longo prazo da economia.

Desse modo, considera-se que as mudanças nas políticas econômicas têm efeitos permanentes sobre o crescimento de longo prazo. Ou seja, o efeito gerado se estende até o processo de transição da trajetória de crescimento equilibrado, voltando ao nível inicial no longo prazo.

Para o modelo de crescimento endógeno do tipo AK, desconsidera-se o crescimento populacional e propõe-se que não há progresso tecnológico exógeno. Partindo-se do pressuposto de que o investimento total seja sempre maior do que a depreciação, assume-se que o estoque de capital permanecerá crescente. Com isso, considera-se que, nesse modelo, o crescimento é continuado. Isso acontece por se admitirem como constantes os retornos à acumulação de capital. Admitindo-se a taxa de crescimento como função crescente da taxa de investimento, conclui-se que políticas públicas que alterem a taxa de investimento modificarão de forma permanente a taxa de crescimento da economia.

Assim, com o propósito de observar a participação das políticas públicas sobre o crescimento econômico, Barro (1990) agrega os gastos do governo à teoria de crescimento endógeno, considerando como fator produtivo na função de produção do modelo os serviços públicos ofertados. De modo análogo aos modelos anteriores, considera retornos constantes de escala, porém assume que cada fator isoladamente possui retornos marginais decrescentes. Então, se o governo adota um comportamento mais interventor, os indivíduos se apropriam de uma parcela menor de renda. Isso impacta de forma negativa a taxa de crescimento da economia, devido ao fato de a tributação reduzir o nível de consumo e poupança dos agentes, o que, consequentemente, reduz a acumulação de capital.

A nova geografia econômica (NGE) foi desenvolvida a partir dos trabalhos de Krugman (1991) e trouxe consigo grande contribuição às discussões sobre crescimento econômico. A abordagem tem como propósito explicar como as atividades econômicas se ordenam no espaço, buscando entender as divergências no crescimento entre regiões e levando em conta especificidades existentes em cada uma delas. A NGE aponta, como responsáveis pelas discrepâncias do crescimento entre as regiões, as forças que designam o agrupamento ou a dispersão das atividades econômicas, as forças centrípetas que as atraem e as forças centrífugas que as expulsam.

Sabe-se que a política fiscal, entre as políticas econômicas, é considerada um imprescindível instrumento indutor do crescimento econômico, uma ferramenta de intervenção do Estado, por meio da arrecadação de tributos e gastos do governo. O governo cobra tributos e, em contrapartida, os transforma em gastos e investimentos para atender às necessidades coletivas. Os tributos incidem sobre a renda, de forma direta ou indireta, sobre os produtos e os serviços comercializados. Se a receita é bem alocada e transformada em investimentos públicos, isto promove um efeito multiplicador; porém, quando isso não ocorre, esta ação torna-se um instrumento bloqueador do crescimento.

Os gastos do governo, tanto federais quanto estaduais e municipais, são orçados e aprovados pelos órgãos competentes em um período anterior à sua execução. O orçamento deve ser ajustado aos limites determinados por lei, e, após a sua execução, é submetido ao tribunal de contas para inspeção.

Essas despesas são fracionadas por segmentos de necessidades fundamentais, que, em alguns casos, não são ofertados pelo setor privado, a saber: saúde e saneamento, infraestrutura, habitação, previdência, educação e cultura. Quando esses recursos são gastos de forma planejada, podem gerar efeitos positivos sobre o nível do produto, direta e indiretamente. Além disso, um ambiente com melhor infraestrutura, educação e serviços públicos é capaz de atrair novos investimentos e proporcionar ainda maior crescimento.

Na literatura, as discussões sobre a importância dos gastos governamentais têm conquistado um espaço expressivo. Pesquisas nacionais e internacionais evidenciam a participação dos gastos do governo no crescimento econômico. Em estudo realizado por Aschauer (1989), por exemplo, observou-se o comportamento do setor privado dos Estados Unidos durante os anos de 1949 a 1985, a fim de se entender a queda nas taxas de crescimento da produtividade durante os anos 1970. Os resultados desse trabalho mostram a importância da participação do investimento público em infraestrutura para o crescimento econômico.

Kneller, Bleaney e Gemmel (2001) testaram a validade do modelo de crescimento endógeno de Barro (1990) utilizando painéis de dados para os países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) dos anos 1970 a 1995. Nesse trabalho, os gastos foram classificados em produtivos e improdutivos. Os resultados obtidos mostraram que gastos produtivos (educação, saúde, transporte, comunicação, defesa e habitação) são indutores do crescimento, e gastos improdutivos (previdência, assistência social etc.) geram efeitos de contração do produto.

Nota-se que alguns estudos, como os desenvolvidos por Kormendi e Meguire (1985) e Easterly e Rebelo (1993), obtiveram em seus resultados um efeito nulo para os dispêndios do governo sobre o desempenho econômico. Kormendi e Meguire (1985), por relação transversal em uma amostra de 47 países, examinaram o efeito da parcela dos gastos com consumo do governo em relação às taxas de crescimento média do PIB real, e encontraram resultados insignificantes para as despesas sobre o PIB *per capita*. Por seu turno, Easterly e Rebelo (1993) observaram, utilizando regressões em *cross-section*, as categorias de investimentos públicos em países em desenvolvimento, e constataram que a parcela dedicada a transportes e comunicações é fortemente correlacionada ao crescimento.

Desse modo, verifica-se que, no âmbito de estudos internacionais, boa parte das análises empíricas aponta para os gastos governamentais como um agente influenciador no crescimento econômico. Assim, a proposição do presente trabalho é testar localmente essa hipótese.

Na literatura nacional, há algumas importantes pesquisas que mostram a relação entre as despesas públicas e o produto, como o desenvolvido por Ferreira e Malliagros (1998). Uma análise empírica do setor de infraestrutura brasileira é feita para o período de 1950-1995, na qual se observa a existência de uma forte relação entre investimentos em infraestrutura (energia, telecomunicações e transportes) e o crescimento econômico brasileiro.

Por outro lado, Silva, Cruz e Irffi (2013) estudaram a relação dos gastos públicos com o crescimento econômico para os municípios da Paraíba durante o período de 2000 a 2008 utilizando uma abordagem de dados em painel.

Os resultados obtidos mostraram que as despesas com educação e cultura, saúde e saneamento e habitação e urbanismo têm baixa elasticidade-produto, influenciando de forma moderada o crescimento, enquanto os dispêndios com segurança pública, assistência e previdência e administração e planejamento não apresentaram relação com o produto.

Araújo, Monteiro e Cavalcante (2014) estudaram a relação entre os gastos públicos e o crescimento, nos municípios do Ceará, no período de 2002 a 2009, utilizando uma amostra de 122 municípios. Conjugaram uma abordagem dinâmica, como em Arellano e Bond (1991), e adotaram a função de produção de Barro (1990) como modelo teórico. Concluíram que os incrementos em capital físico e humano elevam o produto dos municípios cearenses, no entanto, o capital humano apresenta maior impacto, e por isso deveria receber maior atenção. Apontaram ainda que as despesas com saúde, saneamento e legislativos não apresentaram relação com o produto.

Costa, Lima e Silva (2014) avaliaram a importância da política fiscal local sobre o crescimento econômico dos municípios nordestinos brasileiros, assumindo como base teórica o modelo de crescimento endógeno e a NGE. A modelagem econométrica seguiu a proposta apresentada por Barro (1990), e os anos considerados na pesquisa se estenderam de 1999 a 2005. Os resultados apresentaram efeitos positivos e significativos da política fiscal sobre o crescimento econômico, destacando-se como principais fatores de explicação da taxa de crescimento do PIB *per capita* os gastos em educação e cultura e saúde e saneamento, juntamente com a relevância da formação de blocos industriais, medida pela produção da indústria.

Outro estudo, elaborado por Oliveira (2006), buscou captar os efeitos da política fiscal local no crescimento econômico para os municípios gaúchos no período de 1996 a 2001, e concluiu que os gastos públicos produtivos apresentaram efeitos positivos sobre o crescimento econômico. Oliveira, Jacinto e Marques Junior (2006), em pesquisa mais abrangente, aplicaram o estudo para as cidades brasileiras na década de 1990 e averiguaram uma importante influência do governo no crescimento econômico, por meio dos investimentos.

Rocha e Giuberti (2005) estudaram a ligação entre o crescimento econômico e os componentes dos gastos do governo de maneira mais agregada para os estados brasileiros. Utilizaram o período de 1986 a 2002, e encontraram uma relação positiva entre o crescimento e os gastos com educação, defesa, transporte e comunicação. No entanto, ao aplicarem a relação das despesas totais/PIB com o PIB *per capita*, a relação foi negativa.

Conclui-se que os estudos nacionais e internacionais, em diferentes escopos territoriais e hierárquicos, apresentam resultados diversos. Alguns apontam para a existência de uma relação direta entre as políticas de gastos e investimentos e

o crescimento econômico, de acordo com a proposta de Barro (1990), enquanto outras pesquisas mostram uma relação fraca, nula e até negativa desse fator como estímulo ao crescimento econômico. No que concerne a este trabalho, seu objetivo – e principal contributo – é, por meio da aplicação de uma metodologia rigorosa, realizar testes para se verificar a relação entre o crescimento e os gastos nos municípios do estado de Alagoas.

3 METODOLOGIA

Conhecida pela eficiência para lidar com séries temporais e *cross-section* ao mesmo tempo, a metodologia econométrica escolhida na presente pesquisa constou de modelo de dados em painel estático e do método de mínimos quadrados generalizados (painel dinâmico). O intuito era chegar a um modelo econométrico que permitisse a obtenção de resultados confiáveis e análises mais precisas do crescimento econômico em 102 municípios alagoanos ao longo do período de 2000 a 2015.

Um modelo tradicional de dados em painel apresenta a seguinte especificação:

$$Y_{it} = a_{it} + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que Y_{it} é a variável dependente, a_{it} é o componente fixo que capta a heterogeneidade das unidades em análise, X_{it} representa as variáveis explicativas, β são os parâmetros a serem estimados e o termo de erro é representado por ε_{it} .

Quando existe total disponibilidade de informações para cada ponto no tempo t correspondente a cada unidade i , diz-se que o painel é balanceado. Mas, na ausência de algumas dessas informações, assume-se que o painel é desbalanceado.

O painel pode ser caracterizado como estático ou dinâmico. A metodologia de dados em painel estático pode ser subdividida em dois modelos: *i*) o efeito fixo (EF); e *ii*) o efeito aleatório (EA). No primeiro modelo, busca-se controlar as variáveis omitidas que são variantes entre as unidades, mas constantes ao longo do tempo. Dessa forma, pressupõe-se que as variáveis explicativas não dependem dos termos de erro.

O modelo de efeito aleatório possui características semelhantes às do modelo de efeito fixo, diferindo em que, no modelo de EA, considera-se o μ_{it} como aleatório, e semelhante ao termo de erro. Usa-se este modelo quando se admite que o erro composto não esteja correlacionado às variáveis explicativas, nesse caso, a $E(a_i, X_{it}) = 0$ e $E(\varepsilon_{it}, X_{it}) \neq 0$. Uma das vantagens deste modelo é a possibilidade de inclusão de variáveis constantes no tempo, como gênero, raça etc. A especificação para efeito aleatório é dada por:

$$Y_{it} = X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

Em que:

$$\mu_{it} = \alpha_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

O método mais adequado pode ser escolhido a partir da aplicação do teste de Hausman, para se verificar a significância dos estimadores do modelo. Para este teste, assume-se, como hipótese nula, (H_0), ausência de correlação entre o erro composto μ_{it} e as variáveis explicativas X_{it} . Logo, se a hipótese nula não for rejeitada, diz-se que o estimador de EA não é viesado – e este método é escolhido, e o outro, rejeitado. Porém, se H_0 for rejeitada, utiliza-se o método de EF.

O método utilizado nas regressões acima é o dos mínimos quadrados ordinários (MQO). A inclusão de variáveis *dummy* no modelo de EF – necessárias à identificação do município – pode trazer consigo uma série de problemas, a saber: *i*) a diminuição de graus de liberdade quando há grande número de variáveis; *ii*) a provável presença de multicolinearidade entre os regressores; *iii*) o modelo MQO pode não conseguir identificar o impacto de variáveis que não se alteram no modelo, como sexo, cor ou etnia; e, por fim, *iv*) a violação da hipótese de que $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$. Por sua vez, a presença de variáveis *dummy* no modelo EA pode ser apenas uma forma de contornar o desconhecimento do econometrista sobre as variáveis omitidas do modelo. Ademais, existe o risco de os erros estarem autocorrelacionados, resultando em estimadores ineficientes. Por essas razões, a abordagem dos mínimos quadrados generalizados é a mais adequada.

Outro artifício utilizado para evitar a obtenção de estimadores enviesados ou inconsistentes, pela presença de heterocedasticidade e/ou autocorrelação dos erros, é a transformação logarítmica nas variáveis, bem como a utilização de estimadores robustos para a matriz de variância e covariância dos erros. Em geral, estas correções resolvem tais problemas quando presentes, mas, às vezes, tais problemas são persistentes, e a utilização de uma nova abordagem é necessária.

Uma das críticas que se fazem quanto ao uso do painel estático é que ele é insuficiente para observar a dimensão temporal dos dados, além da possibilidade de se incorrer em problemas de endogeneidade, que acontecem quando variáveis independentes se correlacionam ao erro, tornando as regressões enviesadas e inconsistentes. Quando a dimensão temporal se torna bem relevante à análise, emprega-se um elemento de natureza dinâmica ao modelo de painel de dados, como o desenvolvido por Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998).

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + X_{it}\beta + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

Nesse caso, Y_{it} é a variável dependente; αY_{it-1} corresponde à inclusão da variável dependente como explicativa defasada em um período; o vetor de variáveis explicativas X_{it} tem dimensão ($n \times k$), enquanto o vetor do coeficiente β possui dimensão ($k \times 1$); e ε_{it} representa o termo de erro.

De acordo com Arellano e Bond (1991), para o modelo dinâmico é proposto o estimador de GMM (sigla em inglês para *generalized method of moments* – método de momentos generalizados), com a seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta' x_{it} + n_i + v_i = \delta' x_{it} + n_i + v_i. \quad (5)$$

Em que:

$$\hat{\delta} = (\Delta x' z A_n z' \Delta x)^{-1} \Delta x' z A_n z' \Delta y. \quad (6)$$

Em que o efeito não observado específico à unidade i é representado por n_i , enquanto o v_{it} corresponde ao erro global. Assume-se que a soma dos termos seja igual ao componente de erro, $n_i + v_i = \varepsilon_{it}$, isto é, a composição do erro apresenta elementos ortogonais que representam os efeitos individuais fixos constantes no tempo e componente aleatório idiossincrático. A matriz de instrumentos é representada por Z , sendo estes defasagens da variável dependente; A_n é a matriz que efetua o ajustamento das primeiras diferenças das variáveis aos instrumentos.

Arellano e Bond (1991) ressaltam que a consistência dos estimadores depende estritamente da qualidade dos instrumentos, e principalmente da maneira como estes são combinados com a primeira diferença das variáveis e com a suposição da ausência de autocorrelação serial. Desse modo, uma condição necessária a ser considerada é a qualidade da matriz de instrumentos, pressupondo-se que $E(z' \Delta v_i) = 0$.

Para verificar a validade dos instrumentos escolhidos, Arellano e Bond (1991) propõem a aplicação do teste de Sargan, assumindo como hipótese nula $H_0: E(z' \Delta v_i) = 0$, que garante a validade da matriz de instrumentos.

Entretanto, de acordo com Blundell e Bond (1998), em painéis com dimensão temporal pequena, o problema de endogeneidade poderá persistir, bem como os instrumentos poderão apresentar-se fracos e enviesados. Dessa forma, os autores sugeriram a composição de um sistema que combine a utilização da variável dependente com defasagem de um período como variável explicativa, juntamente com instrumentos das equações em nível com os valores defasados das primeiras diferenças das demais variáveis explicativas.

Para suavizar o problema de dimensão da amostra e tornar as estimativas mais precisas, Blundell e Bond (1998) integraram ao estimador a condição inicial, garantindo que $E(v_i \Delta y_{i(t=2)}) = 0$ para todo i .

Assim, o estimador de Blundell e Bond (1998) assume a seguinte estrutura:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta'_1 x_{it} + \beta'_2 x_{it-1} + n_i + v_i = \alpha' x_{it-1} + n_i + v_i. \quad (7)$$

Em que:

$$\hat{\alpha} = (\Delta y'_{-1} z A_n z' \Delta y_{-1})^{-1} \Delta y_{-1} z A_n z' \Delta y \quad (8)$$

Logo, para alcançar os resultados pretendidos neste trabalho, o painel de dados foi regredido nos três métodos. Primeiramente, no estimador de efeito fixo ou aleatório, tendo sido a escolha do melhor estimador determinada com o teste de Hausman; posteriormente, regrediram-se os estimadores como GMM nas formas *difference* e *system*. O GMM – Diff é o proposto por Arellano e Bond (1991) e inclui a primeira diferença à equação anterior, em que, para se garantir a eficiência dos estimadores, admite-se que o termo de erro é conhecido por $\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$ e que $E(\mu_i v_{it}) = 0$. No entanto, aplicando-se apenas a primeira diferença, pode ocorrer a persistência dos problemas de endogeneidade e autocorrelação. Dessa forma, o GMM – System, modelo proposto por Blundell e Bond (1998), sugere a aplicação dos valores defasados das primeiras diferenças das variáveis como instrumento das equações em níveis. Para identificar a consistência dos estimadores, precisa-se conhecer a qualidade dos instrumentos. Desse modo, a validade dos instrumentos será observada com o teste de Sargan.

4 MODELOS PROPOSTOS

A fim de se cumprir o propósito deste trabalho, que é o de testar o efeito da política fiscal sobre o crescimento dos 102 municípios do estado de Alagoas, construiu-se um painel de dados, que serviu de base às estimações dos três modelos de crescimento propostos. As fontes dos respectivos dados foram órgãos oficiais, e o corte temporal considerado neste estudo se estende de 2000 a 2015, pois 2015 foi o ano mais recente com disponibilidade de informações. No período entre 2003 e 2015, o governo brasileiro esteve sob a presidência de Lula da Silva e Dilma Rousseff, ambos com propostas voltadas para uma política mais intervencionista de estímulo ao consumo, ao crédito e à distribuição de renda.

O painel de dados obtido possui uma dimensão 102 x 16, resultando num total de 1.632 observações. Para as análises estatísticas, usamos o pacote “plm” (Croissant e Millo, 2008), da plataforma computacional R.⁵

Ao todo, três modelos econométricos foram obtidos. O primeiro deles, em painel estático, considerando-se as propostas teóricas apontadas pela NGE abordadas por Krugman (1991) e pela teoria de crescimento endógeno por Barro e Sala-i-Martin (1995), baseando-se ainda em alguns importantes estudos empíricos, como Oliveira (2006) e Costa, Lima e Silva (2014). Os outros dois foram modelos dinâmicos propostos por Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998). São eles:

5. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>.

$$\text{Estático: } \ln \text{Pibpc}_{it} = \alpha_i + \ln \text{dens}_{it} \beta_1 + \ln \text{ct}_{it} \beta_2 + \ln \text{ppibind}_{it} \beta_3 + \ln \text{pec}_{it} \beta_4 + \ln \text{pss}_{it} \beta_5 + \ln \text{phu}_{it} \beta_6 + \ln \text{pap}_{it} \beta_7 + \ln \text{piss}_{it} \beta_8 + \ln \text{piptu}_{it} \beta_9 + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\text{GMM} \\ \text{– Diff e} \\ \text{System: } \ln \text{Pibpc}_{it} = \Delta \ln \text{Pibpc}_{it-1} + \Delta \ln \text{dens}_{it} \beta_1 + \Delta \ln \text{ct}_{it} \beta_2 + \Delta \ln \text{ppibind}_{it} \beta_3 + \Delta \ln \text{pec}_{it} \beta_4 + \Delta \ln \text{pss}_{it} \beta_5 + \Delta \ln \text{phu}_{it} \beta_6 + \Delta \ln \text{pap}_{it} \beta_7 + \Delta \ln \text{piss}_{it} \beta_8 + \Delta \ln \text{piptu}_{it} \beta_9 + \Delta \varepsilon_{it} \quad (10)$$

As variáveis dependentes e os regressores estão descritos na tabela 1. Os betas (β) representam os coeficientes de explicação encontrados para cada variável, o i refere-se a cada município incluído no painel, t representa os períodos correspondentes entre 2000 e 2015 e ε_{it} diz respeito ao termo de erro. Todos os dados se referem aos municípios alagoanos.

TABELA 1
Descrição e fonte das variáveis de estudo

Variáveis	Descrição	Fonte
PIBpc	PIB <i>per capita</i> dos municípios; valores deflacionados pelo INPC, ano-base 2000.	IBGE
Dens	Densidade demográfica de cada município	IBGE
Ppinind	Proporção do PIB industrial em relação ao PIB municipal	IBGE
Ct	Custo de transporte municipal (<i>proxy</i>)	ANP e IBGE
Piptu	Proporção da arrecadação anual do IPTU em relação ao total das receitas orçamentárias.	Ipeadata e Siconfi
Piss	Proporção da arrecadação anual do ISSQN total das receitas orçamentárias.	Ipeadata e Siconfi
Pec	Proporção do gasto anual em educação e cultura em relação ao total das despesas empenhadas.	Ipeadata e Siconfi
Pss	Proporção do gasto anual em saneamento e saúde em relação ao total das despesas empenhadas.	Ipeadata e Siconfi
Phu	Proporção do gasto anual em habitação e urbanismo em relação ao total das despesas empenhadas.	Ipeadata e Siconfi
Pap	Proporção do gasto anual em assistência e previdência em relação ao total das despesas empenhadas.	Ipeadata e Siconfi
i	Varia de 1 a 102. Representa o número de municípios do modelo.	-
t	Varia de 1 a 16. Representa o número de anos para cada informação dos municípios do modelo, ou seja, o período de 2000 a 2015.	-

Elaboração dos autores.

Obs.: IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; IPTU – Imposto Predial Territorial e Urbano; ISSQN – Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza; Siconfi – Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro.

Observe-se que, para resultados mais consistentes, o PIB *per capita* foi deflacionado a partir do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), assumindo-se 2000 como o ano-base; e que, com o intuito de observar o efeito das concentrações industriais, construiu-se a relação entre o PIB da indústria e o PIB dos municípios. Por seu turno, na construção da variável custo de transporte

municipal (Ct), buscou-se averiguar o custo médio do deslocamento de cada município para a capital do estado. Para este feito, usou-se uma *proxy* que é o produto do custo médio da gasolina estadual no ano i pela distância (em quilômetros) até Maceió, a capital do estado. A variável densidade demográfica foi elaborada a partir da razão entre a população residente em cada município e sua extensão territorial em quilômetros quadrados, considerando-se todas as alterações de áreas e de população divulgadas pelo IBGE durante o período analisado.

Para as variáveis de controle, de despesas (Educação e Cultura; Saúde e Saneamento; Assistência e Previdência; e Habitação e Urbanismo) e de receita (IPTU e ISSQN), foi extraída a proporção de cada uma delas em relação ao total de despesas empenhadas num dado ano (ou das receitas orçamentárias, quando fosse o caso).

Sobre o comportamento das variáveis nos modelos estimados, esperava-se que o impacto das variáveis *Piptu* e *Piss* sobre o crescimento fosse negativo, inicialmente. Entretanto, sabe-se que este comportamento pode se mostrar ambíguo em relação ao sentido da resposta e do sinal. Por um lado, esperar-se-ia um efeito negativo sobre a taxa de crescimento, devido à contração dos gastos por parte dos agentes econômicos (IPTU), uma vez que os recursos são destinados a pagamento de tributos. Por outro lado, poderia ter um efeito positivo pelo crescimento do setor da construção civil, na medida em que novos imóveis representam aquecimento dessa atividade. Do lado dos serviços, o efeito poderia ser positivo, devido ao indicativo de crescimento do setor e ao aumento da arrecadação. Outros fatores que influenciam o crescimento econômico por meio dessas duas variáveis podem ainda ser elencados – por exemplo, a redução do emprego industrial e a migração para atividades de serviços. Assim, deixemos em aberto o que se espera dessas duas variáveis.

No que diz respeito aos gastos com educação e cultura, acredita-se que o direcionamento de recursos para esse segmento possuiria um resultado positivo sobre o produto, dado que impacta positivamente a produtividade dos trabalhadores. De igual modo, espera-se um efeito positivo dos gastos com saúde e saneamento sobre a taxa de crescimento, por refletir o impacto de grandes obras de infraestrutura, como redes de esgoto e hospitais, que exercem efeitos multiplicadores diretos e indiretos sobre o gasto público e o das famílias.

Sobre os gastos com habitação e urbanismo, espera-se também uma relação positiva, pelo efeito multiplicador provocado na economia. De maneira similar, espera-se o mesmo efeito dos gastos com assistência e previdência social, que são transferidos diretamente à população com maior propensão marginal a consumir, gerando resultados mais extensos.

5 RESULTADOS E ANÁLISES

Na coleta de dados, observou-se a ausência de informações para alguns municípios pesquisados. Principalmente no que tange aos gastos e às receitas municipais, como a arrecadação de IPTU (150 observações ausentes), seguida pelas despesas (138 dados não disponíveis para cada tipo de despesa). Logo, tem-se um painel desbalanceado.

Inicialmente, o modelo construído foi o de painel estático, considerando-se tanto os efeitos fixos quanto aleatórios. A escolha entre os dois se deu pela aplicação do teste de Hausman, descrito anteriormente. Se o valor- p for significativo (por exemplo, $<0,05$), deve-se escolher o modelo de efeitos fixos; caso contrário, escolher-se-á o de efeitos aleatórios. No modelo construído, o valor para esse teste foi de $\chi^2 = 72,435$, com 9 graus de liberdade (gl), resultando num valor- $p < 0,0001$, o que indica o modelo de efeitos fixos (EF) como o mais adequado.

Ainda sobre o modelo EF, aplicamos o teste de Breush-Pagan LM e o teste de Pasaran CD para verificar dependência transversal (*cross-sectional*), sendo a hipótese nula, em ambos os testes, que os resíduos entre os municípios não são correlacionados. Mesmo a literatura afirmando que se trata de um problema relativamente pequeno em séries temporais pequenas e com grande número de indivíduos, sabe-se que essa dependência transversal pode levar a um viés nos resultados dos testes (também chamado de correlação contemporânea). Sendo assim, os resultados obtidos nesses testes foram $\chi^2 = 14.417$, com $gl = 5.044$ e valor- $p < 2,2e-16$, e $z = 74.146$, valor- $p < 2.2e-16$, respectivamente. Assim, conclui-se que existe dependência transversal entre os municípios.

Ademais, testes para identificação da presença da heterocedasticidade e de autocorrelação dos erros também foram aplicados ao modelo EF. O teste de Breusch-Pagan, com erros estudentizados (versão Koenker), gerou os seguintes resultados: $BP = 309,63$, $gl = 9$, valor- $p < 2.2e-16$, ou seja, os erros são heterocedásticos. Por sua vez, o teste de Breusch-Godfrey/Wooldridge para correlação serial em dados de painéis resultou em $\chi^2 = 327,31$, $gl = 3$ e valor- $p < 2,2e-16$, indicando a existência de correlação serial nos erros.

Com esses problemas identificados, buscou-se encontrar uma solução para resolver o problema da heterocedasticidade e da autocorrelação, utilizando-se o estimador Arelanno, de Arellano e Bond, que se mostrou o mais adequado e eficiente para o cálculo da matriz robusta de covariância, em se tratando de modelos de efeitos fixos. Assim, o primeiro modelo mostrado na tabela 2 já se encontra devidamente tratado.

Na construção dos dois modelos seguintes, a diferença é o estimador utilizado, que depende diretamente da qualidade dos instrumentos escolhidos. Este pode ser um dos problemas mais sérios ao se optar pelo método GMM, seja ele na

versão *diff* ou *system*. Mesmo os criadores desses métodos sugerindo formas para esses instrumentos, sempre existirá uma infinidade de variáveis instrumentais que poderiam ser utilizadas caso a caso. De todo modo, a validade dos instrumentos sempre poderá ser averiguada por meio da aplicação do teste de Sargan, obtendo-se a rejeição da hipótese nula de correlação entre os instrumentos adicionais e o termo de erro. Os resultados obtidos estão dispostos na tabela 2.

Além do teste de Sargan, os testes F e de Wald, bem como o de autocorrelação de 1ª ordem, também são apresentados para os modelos 2 e 3. Os testes F e de Wald servem para testar a hipótese de que todos os coeficientes estimados no modelo são simultaneamente nulos, ou seja, que o modelo não existe. Esses testes verificam o modelo como um todo, e em todos os modelos existentes. Assim, a regressão se mostrou válida, com valores de p inferiores a $2,22e-16$.

TABELA 2
Efeito da política fiscal sobre o crescimento econômico

Variáveis	Modelo 1 EF	Modelo 2 GMM-DIFF	Modelo 3 GMM-SYS
LnPibpc_{t-1}	Não se aplica	0,6594874***	0,9370547***
LnDens	-0,0821179.	-0,3050857	0,0446281**
LnPPibInd	-0,1015068***	0,0319382	0,0174616**
LnCt	-0,4725907***	0,2226920**	0,0447631***
LnPiptu	-0,0293666***	-0,0118498	-0,0049911
LnPiss	0,0720450***	0,0443777***	0,0056950
LnPec	0,2711667***	0,2038841***	-0,0549780*
LnPss	-0,0133397	-0,1400809***	-0,0572102**
LnPhu	-0,0514771***	-0,0233266*	-0,0038417
LnPap	0,0661245***	0,0025335	-0,0070643
Número de municípios	102	102	102
Testes de especificação			
R^2	0,284	Não se aplica	Não se aplica
R^2	0,223	Não se aplica	Não se aplica
$F_{9;1277}$	52,21***	Não se aplica	Não se aplica
Teste de Sargan	Não se aplica	91,165*	86,090*
Teste de autocorrelação de 1ª ordem	Não se aplica	-4,227***	-4,133***
Teste Wald	Não se aplica	291,081***	3920846***

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Códigos para níveis de significância: *** 0,001; ** 0,01; * 0,05; ' ' 0,1; ' ' ' 1.

2. GMM-Diff – Variáveis instrumentais utilizadas: LnPibpc_{t-2} , LnPibpc_{t-3} , LnPibpc_{t-4} , LnPibpc_{t-5} , LnPibpc_{t-6} , LnPibpc_{t-7} .

3. GMM-System – Variáveis instrumentais utilizadas: $(\text{LnPibpc}_{t-2} - \text{LnPibpc}_{t-3})$, $(\text{LnPibpc}_{t-3} - \text{LnPibpc}_{t-4})$, $(\text{LnPibpc}_{t-4} - \text{LnPibpc}_{t-5})$.

O teste de autocorrelação de 1ª ordem se faz necessário para testar a hipótese de um erro de um determinado período estar correlacionado com o erro do período imediatamente anterior. Porém, isto não se verificou em nenhum dos três modelos estimados.

5.1 Interpretação dos modelos

5.1.1 Modelo 1 – Painel estático com efeitos fixos

Com exceção da variável *LnPss*, todas as demais foram estatisticamente significativas, mostrando que os respectivos parâmetros possuem capacidade de influenciar a variável dependente (*LnPibpc*). Entretanto, o grau de ajuste linear entre elas foi pequeno ($R^2=0,284$), sugerindo que talvez um novo ajuste devesse ser tentado com o intuito de se obterem melhores resultados.

A forma de interpretar os parâmetros deste modelo é simples, o que torna a modelagem *log-log* bastante útil. Segundo o modelo EF, um incremento de 1% nas variáveis densidade demográfica, proporção do PIB industrial, custo de transporte, peso nas receitas com a arrecadação do IPTU e despesas com habitação e urbanismo provocaria diminuições de 0,082%, 0,102%, 0,473%, 0,030%, e 0,051%, respectivamente, no crescimento econômico *per capita* dos municípios. Da mesma forma, um aumento de 1% nos regressores proporção nas receitas com a arrecadação do ISSQN, gastos com educação e cultura e assistência e previdência social de um município, provocaria acréscimos de 0,072%, 0,271% e 0,066%, respectivamente, no crescimento econômico *per capita*. A variável *LnPss* não foi estatisticamente significativa, o que não permite nenhuma inferência a respeito da sua influência sobre o PIB *per capita* municipal.

Os maiores efeitos podem ser percebidos nas seguintes variáveis: custo de transporte, pois, quanto mais longe da capital alagoana, maior o impacto negativo no crescimento econômico *per capita*; e nos gastos com educação e cultura, em que o aumento de 1% geraria um impacto positivo de aproximadamente 0,3% no crescimento econômico *per capita*.

5.1.2 Modelos 2 e 3 – Painel dinâmico com transformação nos dados tipo *Difference* e *System*

Para a variável dependente incluída com defasagem como variável explicativa em ambos os modelos, observam-se resultados estatisticamente significantes para a primeira defasagem, com sinal positivo, mostrando que, quanto maior o PIB *per capita* do período anterior, maior será o PIB *per capita* do período seguinte.

Sobre a significância estatística, para os estimadores do painel dinâmico do tipo GMM-*DIFF*, apresentam-se estatisticamente significantes as variáveis: custo de transporte, proporção do PIB industrial, proporção do ISSQN nas receitas, e gastos com educação e cultura, saúde e saneamento, habitação e urbanismo.

No modelo tipo GMM-*System*, as variáveis densidade demográfica, proporção do PIB industrial, custo de transporte, e os gastos com educação e cultura, saúde e saneamento foram estatisticamente significativos. Observe-se que duas variáveis foram estatisticamente significativas nos três modelos – *LnCt*, e *LnPec* –, reforçando a importância desses regressores em modelos de crescimento econômico.

A interpretação dos parâmetros estimados na abordagem GMM é a mesma apresentada para o modelo EF. Incrementos de 1% nos regressores provocam aumentos/reduções de $\hat{\beta}\%$ a depender do sinal ([+] significa relação direta, ou seja, quando o regressor aumenta, a variável dependente aumenta; [-] significa uma relação inversa).

Considerando-se que a abordagem GMM *System* é a mais confiável em termos econométricos, por razões já expostas neste trabalho, vamos nos concentrar um pouco mais sobre ela, em detrimento das demais modelagens apresentadas.

No que concerne aos sinais esperados, notou-se que, das seis variáveis estatisticamente significativas – PIB *per capita* defasado em um ano (*LnPibpc_{t-1}*), densidade demográfica (*LnDens*), proporção do PIB industrial (*LnPPibInd*), custo de transporte (*LnCt*), e os gastos com educação e cultura (*LnPec*), saúde e saneamento (*LnPss*), três obtiveram sinais convergentes à teoria (*Pibpc_{t-1}*, *Dens* e *PPibInd*). Quanto maior o PIB *per capita* do período anterior, a densidade demográfica e a proporção do PIB industrial no PIB total em determinado município, maior o crescimento econômico *per capita*.

A proporção do PIB da indústria em relação ao PIB municipal apresentou coeficiente positivo e significativo ao nível de 99% de confiança. Esta relação se propõe a captar o efeito da concentração industrial sobre o crescimento. Os resultados obtidos apontam que concentrações industriais favorecem o surgimento de novas indústrias, por promoverem benefícios e interações. As inovações tecnológicas ocorrem com maior intensidade nestes ambientes via transbordamentos, fluindo trocas de conhecimento e mão de obra qualificada. O resultado é um efeito positivo sobre o crescimento econômico das economias de aglomeração e de localização. Conforme destaca Ruiz (2006), os maiores PIBs *per capita* e os menores custos de vida se encontram nas regiões mais industrializadas.

De acordo com a NGE, o nível populacional de uma região pode impactar o seu desempenho como uma força centrífuga ou centrípeta. Atua como força centrífuga quando grande concentração populacional afeta negativamente o crescimento econômico, desestimulando os investimentos por parte do setor privado, uma vez que a aglomeração populacional produz pobreza, poluição e criminalidade – efeito não observado no presente estudo. Por outro lado, uma maior densidade populacional pode atuar como força centrípeta, distorcendo

esse efeito, tornando-se estímulo à instalação de novas indústrias, devido ao excesso de mão de obra barata. Este fenômeno ativa o efeito multiplicador, afetando positivamente o crescimento econômico por meio da geração de emprego, renda e consumo.

Neste estudo, notou-se que a variável densidade demográfica no painel dinâmico obteve coeficientes positivos, estatisticamente significativos ao nível com 99% de confiança. Isso indica que a concentração populacional nos municípios de Alagoas atua como força centrípeta, afetando positivamente o crescimento econômico e estimulando os investimentos do setor privado.

Entretanto, outras duas variáveis ($LnPec$ e $LnPss$) divergiram totalmente da intuição econômica. Alguns autores que verificaram a relação das despesas com saúde chegaram a resultados semelhantes, como Rocha e Giuberti (2005), que também obtiveram um efeito negativo, e Kormendi e Meguire (1985) e Easterly e Rebelo (1993), que mostraram impactos nulos. Todavia, é no mínimo curioso que, mesmo com elevados percentuais de gastos nas rubricas de educação e saúde (nem tanto em saneamento e cultura) – as quais incluem, entre outras coisas, construções de escolas e hospitais –, esses dispêndios não exerçam um impacto positivo sobre o crescimento.

Silva, Cruz e Irffi (2013) encontraram resultados próximos aos obtidos nas regressões do presente trabalho. Os resultados do estudo para a Paraíba mostraram que as despesas com educação e cultura, saúde e saneamento e habitação e urbanismo têm baixa elasticidade-produto, influenciando de forma moderada o crescimento.

Estudos que investiguem melhor a eficiência dos gastos e a eficácia alocativa dos recursos empregados nessas rubricas são necessários. Talvez uma explicação razoável seja que boa parte dos recursos aplicados nessas duas rubricas tenham sido direcionados para custeio, e não para capital, ou ainda que a variação percentual dos gastos nessas pastas, durante o período em questão, tenha oscilado apenas marginalmente, mantendo-se próxima ao estipulado por lei.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo central deste estudo foi testar os efeitos da política fiscal elaborada pelas prefeituras dos municípios do estado de Alagoas, e como esta se relaciona com o crescimento. Para tanto, utilizou-se um modelo econométrico de painel estático e outros dois de painel dinâmico, abrangendo o período de 2000 a 2015. Desse modo, foi possível observar de maneira consistente a eficiência das ações do governo sobre o crescimento econômico dos 102 municípios do estado de Alagoas.

Para se chegar a essa conclusão, foram aplicadas três modelagens econométricas à mesma base de dados, ressaltando-se que os resultados diferem nos modelos econométricos. Devido à natureza dos dados e da aplicação dos testes de especificação, apontou-se como mais adequada a utilização da técnica para dados em painel dinâmico, estimados pelo GMM do tipo *system*, uma vez que este corrige o problema de endogeneidade nas variáveis utilizadas nesta pesquisa, e possui um estimador muito mais eficiente para a estimação dos β_s do que o dos outros dois modelos.

Sobre os gastos em educação, cultura, saúde e saneamento, foram obtidos resultados contraintuitivos ao proposto pela teoria elencada. Esperava-se que esse tipo de gasto promovesse não somente melhorias na qualidade de vida das pessoas, mas contribuísse para a elevação no nível do produto. No entanto, no caso de Alagoas, o resultado se mostrou ainda menos intuitivo, com essas variáveis apresentando impacto negativo em relação ao crescimento *per capita* do estado. Resultado que, apesar de surpreendente, já fora encontrado por outros pesquisadores, em maior ou menor grau, em trabalhos sobre o mesmo tema. Talvez uma maneira de solucionar esse “mistério” seja o emprego de uma modelagem econométrica que utilize os componentes desagregados desses gastos, para se verificar como são distribuídos e em quais rubricas.

No que diz respeito à política tributária, os coeficientes obtidos para as variáveis *LnPiptu* e *LnPiss*, além das despesas com habitação, urbanismo, assistência e previdência social, apresentaram-se estatisticamente insignificantes. Este fato impossibilita-nos de realizar inferências sobre a relação existente entre essas receitas e despesas na trajetória de crescimento econômico. Uma possível explicação seria a baixa eficácia desses itens na arrecadação dos municípios, ou mesmo sua pouca relevância nas receitas e despesas totais.

Verificou-se também um resultado coerente com a literatura a respeito da variável para o custo de transporte, ou seja, foi confirmado, pelo terceiro modelo, que esta variável gera um efeito negativo sobre o crescimento econômico *per capita*.

Por fim, observou-se que a variável densidade demográfica para os municípios analisados atua como força centrípeta. Em outras palavras, o fato de os municípios possuírem maior concentração populacional afetaria positivamente o crescimento econômico, estimulando os investimentos do setor privado, como defendido pela nova geografia econômica. Da mesma maneira, este trabalho permite aos *policymakers* fazerem inferências sobre a importância de governos municipais direcionarem esforços no incentivo ao fortalecimento de centros industriais, pois estes estimulam os investimentos e o crescimento econômico regional.

REFERÊNCIAS

- ARAUJO, J. A.; MONTEIRO, V. B.; MORAIS, G. A. S. Gastos públicos e crescimento econômico: evidências da economia do estado do Ceará. **Revista Ciências Administrativas**, Fortaleza, v. 20, n. 1, p. 11-40, jan./jun. 2014.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-297, 1991.
- ASCHAUER, D. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v.23, p.177-200, 1989.
- ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/consulta/>>. Acesso em: 2 fev. 2015.
- BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, p. 407-443, 1990.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth**. New York: McGraw Hill, 1995.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p.115-143, 1998.
- COSTA, R. F. R.; LIMA, F. S.; SILVA, D. O. P. Política fiscal local e taxa de crescimento econômico: um estudo com dados em painel. **Revista Planejamento e Políticas Públicas**, n. 42, jan./jun. 2014.
- CROISSANT, Y.; MILLO, G. Panel data econometrics in R: the plm package. **Journal of Statistical Software**, v. 27, n. 2, p. 1-43, 2008.
- EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, n. 32, p. 417-458, 1993.
- FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Impactos produtivos da infraestrutura no Brasil: 1950-1975. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico**, n. 2, p. 315-338, 1998.
- JONES, C. I. **Introdução a teoria de crescimento econômico**. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2000.
- KNELLER, R.; BLEANEY, M.; GEMMEL, N. Testing the endogenous growth model: public expenditure, taxation and growth over the long run. **The Canadian Journal of Economics**, v. 34, n. 1, p. 36-57, 2001.
- KORMENDI, R. C.; MEGUIRE, P. G. Macroeconomic determinants of growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 16, p. 141-163, 1985.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, 1988.

OLIVEIRA, C. A. Crescimento Econômico das cidades nordestinas: um enfoque da nova geografia econômica. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 35, n. 3, jul./set. 2004.

_____. Política fiscal local e o crescimento econômico dos municípios gaúchos (1996-2001). In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHO, 3., 2006, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. **Anais...** Porto Alegre: FEE, 2006.

OLIVEIRA, C. A.; JACINTO, P. A.; MARQUES JUNIOR, L. S. O papel da política fiscal local no crescimento econômico de cidades: uma evidência empírica para o Brasil. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 11., 2006, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: Anpec, 2006.

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

ROMER, P. Increasing returns and long run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, p. 1003-1037, 1986.

RUIZ, R. M. Políticas regionais na nova geografia econômica. In: DINIZ, C. C.; CROCCO, M. **Economia regional e urbana: contribuições teóricas recentes**. Belo Horizonte: Editora da UFMG, 2006.

SILVA, L. D. C.; CRUZ, M. S.; IRFFI, G. Gastos públicos e crescimento econômico: uma análise para os municípios paraibanos. **Revista Econ.NE**, Fortaleza, v. 44, n. 3, p. 741-760, jul./set. 2013.

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002. 285 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **População**. Disponível em: <<https://bit.ly/2EuKtpS>>. Acesso em: 1º set. 2018.

_____. **Indústria e construção**. Disponível em: <<https://bit.ly/31rsrU>>. Acesso em: 1º set. 2018.

SAMUELSON, P. A.; NORDHAUS, W. D. **Economia**. 19. ed. Portugal: McGraw-Hill, 2012.

SICONFI – SISTEMA DE INFORMAÇÕES CONTÁBEIS E FISCAIS DO SETOR PÚBLICO BRASILEIRO. **Histórico de contas anuais**. Disponível em: <<https://bit.ly/32qWoxa>>. Acesso em: 20 ago. 2018.

Data da submissão: 31/3/2017

Primeira decisão editorial em: 16/7/2018

Última versão recebida em: 12/9/2018

Aprovação final em: 24/9/2018

A GESTÃO AMBIENTAL DOS MUNICÍPIOS PARAENSES: GASTOS PÚBLICOS, DESCENTRALIZAÇÃO E SUSTENTABILIDADE^{1,2}

Alex Santiago Nina³

Oriana Trindade de Almeida⁴

Ivonês Damasceno Lobo⁵

Desde os anos 1980, a gestão ambiental brasileira passou por um processo de descentralização e aumento das atribuições municipais, o que também vem ocorrendo no estado do Pará. Este trabalho visa avaliar a evolução histórica e o empenho financeiro dos gastos públicos ambientais dos municípios paraenses para responder ao seguinte questionamento: a descentralização da gestão municipal paraense vem sendo acompanhada de proporcional aumento no empenho das despesas ambientais? A metodologia consistiu na análise das despesas ambientais dos municípios paraenses, sua transparência e tendência de crescimento, além de uma focalização em grupos definidos pelo Programa Municípios Verdes (PMV). A hipótese levantada foi de que os municípios com melhor estrutura apresentaram melhor empenho da gestão financeira ambiental. Os resultados constataram a insuficiência e a baixa transparência, com agravamento em anos eleitorais, das despesas ambientais municipais, embora com tendência de crescimento. De onze municípios, a hipótese de pesquisa foi confirmada para apenas dois, Marabá e Paragominas.

Palavras-chave: gastos públicos municipais; gestão ambiental; estado do Pará; descentralização; empenho financeiro.

THE ENVIRONMENTAL MANAGEMENT OF THE MUNICIPALITIES OF PARÁ STATE: PUBLIC EXPENDITURE, DECENTRALIZATION AND SUSTAINABILITY

Since the 1980s, Brazilian environmental management has undergone a process of decentralization and increased municipal attributions, which have also been occurring in the State of Pará. This work aims to evaluate the historical evolution and financial commitment of public environmental expenditures of the municipalities of Pará to respond to the following question: does the decentralization of municipal management in Pará have been accompanied by a proportional increase in the commitment of environmental expenses? The methodology consisted of the analysis of the environmental expenses of the municipalities of Pará, its transparency and tendency of growth, besides a focus in groups defined by the Green Municipalities Program. The hypothesis raised was that the municipalities with better structure presented a better commitment of the environmental financial management. The results verified the insufficiency and low transparency, with aggravation in electoral years, of the municipal environmental expenses, although with a tendency of growth. From 11 municipalities, the research hypothesis was confirmed only for Marabá and Paragominas.

Keywords: municipalities public spends; environmental management; Pará State; decentralization; financial commitment.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54art03>

2. Os autores agradecem ao Ministério da Ciência, Tecnologia, Inovações e Comunicações (MCTIC), ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), à Agência Nacional de Águas (ANA) e ao Programa Pró-Amazônia, da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), pelo apoio a esta pesquisa.

3. Docente na Universidade do Estado do Amapá (Ueap) e na Universidade Federal do Amapá (Unifap). *E-mail:* <alex.0591@hotmail.com>.

4. Docente na Universidade Federal do Pará (Ufpa). *E-mail:* <oriana@ufpa.br>.

5. Pós-graduanda em Direito Ambiental na Faculdade Educacional da Lapa (Fael). *E-mail:* <ivoneslobo@yahoo.com>.

LA GESTIÓN AMBIENTAL DE LOS MUNICIPIOS PARAENSES: GASTOS PUBLICOS, DESCENTRALIZACIÓN Y SOSTENIBILIDAD

Desde la década de 1980, la gestión ambiental brasileña pasó por un proceso de descentralización y aumento de las atribuciones municipales, lo que también viene ocurriendo en el Estado de Pará. Este trabajo busca evaluar la evolución histórica y el compromiso financiero de los gastos públicos ambientales de los municipios paraenses para responder al siguiente cuestionamiento: ¿la descentralización de la gestión municipal paraense viene acompañada de proporcional aumento en el compromiso de los gastos ambientales? La metodología consistió en el análisis de los gastos ambientales de los municipios paraenses, su transparencia y tendencia de crecimiento, además de una focalización en grupos definidos por el Programa Municipios Verdes. La hipótesis planteada fue que los municipios con mejor estructura presentaron un mejor compromiso de la gestión financiera ambiental. Los resultados constataron la insuficiencia y baja transparencia, con agravamiento en años electorales, de los gastos ambientales municipales, aunque con tendencia de crecimiento. De once municipios, la hipótesis de investigación fue confirmada sólo para Marabá y Paragominas.

Palabras clave: gastos públicos municipales; gestión ambiental; estado de Pará; descentralización; esfuerzo financiero.

LA GESTION ENVIRONNEMENTALE DES MUNICIPALITÉS DE PARÁ PROVINCE: DÉPENSES PUBLIQUES, DÉCENTRALISATION ET DURABILITÉ

Depuis les années 1980, la gestion de l'environnement au Brésil a connu un processus de décentralisation et d'augmentation du nombre de pouvoirs municipaux, également en cours dans l'État de Pará. Ce papier vise à évaluer l'évolution historique et l'engagement financier des dépenses publiques consacrées à l'environnement dans réponseur à la question suivante: la décentralisation de la gestion municipale paraense s'est-elle accompagnée d'une augmentation proportionnelle de l'engagement des dépenses environnementales? La méthodologie a consisté en une analyse des dépenses environnementales des municipalités de Pará, de leur transparence et de leur tendance à la croissance, en plus d'une focalisation sur les groupes définis par le Programme Municipalités Vertes. L'hypothèse émise était que les municipalités mieux structurées présentaient un meilleur engagement de la gestion financière environnementale. Les résultats montrer l'insuffisance et la faible transparence, avec aggravation des années électorales, des dépenses environnementales municipales, bien qu'avec une tendance à la croissance. De 11 municipalités, l'hypothèse de recherche seulement été confirmée dans Marabá et Paragominas.

Mots-clés: dépenses publiques municipales; gestion environnementale; État de Pará; décentralisation; engagement financière.

JEL: H76.

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, o art. 225 da Constituição Federal de 1988 (CF/1988) considera, em seu *caput*, que “Todos têm direito ao meio ambiente ecologicamente equilibrado, bem como de uso comum do povo e essencial à sadia qualidade de vida, impondo-se ao Poder Público e à coletividade o dever de defendê-lo e preservá-lo para as presentes e futuras gerações” (Brasil, 1988, art. 255). O fato de o meio ambiente ecologicamente equilibrado ser um direito difuso faz com que muitos autores considerem que o poder público é o principal agente promotor, regulamentador e financiador da política ambiental (Beltrão, 2009; Tridapalli *et al.*, 2010; Dantas *et al.*, 2014).

A gestão pública ambiental brasileira tem passado por um processo de descentralização (Idesp, 2011), inaugurado com a Política Nacional de Meio Ambiente – PNMA (Lei Federal nº 6.938/1981). Desde então, os municípios brasileiros estão assumindo um número cada vez maior de atribuições da política ambiental e ampliando suas estruturas organizacionais na área de meio ambiente – secretarias, conselhos, fundos etc. (Guandalini, Borinelli e Godoy, 2013). Este avanço também tem se verificado no estado do Pará, por meio de um conjunto de ações, por parte do governo e da sociedade civil, que visam à estruturação e ao fortalecimento dos sistemas municipais de meio ambiente (Idesp, 2011).

Ainda no estado do Pará, destaca-se a criação do PMV, criado em 2008 pelo governo estadual em parceria com alguns municípios paraenses, a sociedade civil, a iniciativa privada, o Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e Recursos Naturais Renováveis (Ibama) e o Ministério Público Federal (MPF). Este programa tem como objetivo promover a produção rural sustentável mediante ações estratégicas de ordenamento ambiental e fundiário e também de gestão ambiental, focando em pactos locais, no monitoramento ambiental, na implantação do Cadastro Ambiental Rural (CAR) e na estruturação da gestão ambiental dos municípios (Costa e Fleury, 2015; Estado do Pará, [s.d.]).

Por outro lado, existe a necessidade de que esse processo de descentralização seja acompanhado de maior estabilidade financeira, uma vez que um dos maiores problemas enfrentados pelos municípios, no que diz respeito à gestão ambiental, está no aumento de responsabilidades sem aumento proporcional dos recursos financeiros destinados para atendimento destas demandas (Mauro, 2007).

Nesse sentido, este trabalho tem como objetivo avaliar a evolução histórica dos gastos públicos em gestão ambiental nos municípios paraenses no período de 2000 a 2011. Por meio desta avaliação, pretende-se responder aos seguintes questionamentos: a evolução dos gastos públicos em gestão ambiental tem sido suficiente para atender ao aumento das atribuições ambientais aos municípios paraenses? Quais grupos de municípios têm apresentado melhor empenho financeiro em gestão ambiental? A hipótese levantada foi de que os municípios com melhor estrutura apresentaram melhor empenho da gestão ambiental. Antes de adentrar nesta questão, porém, será feita uma breve discussão sobre o processo de descentralização e o financiamento público da gestão ambiental no Brasil.

2 A DESCENTRALIZAÇÃO DA GESTÃO AMBIENTAL

A descentralização pode ser entendida como a transferência de autonomia de unidades administrativas agregadas, como o governo federal, para unidades menores, como municípios e comunidades (Buarque, 1999). Desde a década de 1980, sob influência da doutrina liberal e visando à redução da legitimação do estado central,

a descentralização tem se estabelecido como uma tendência nos governos mundiais, e, no Brasil, tem ocorrido nas mais diversas áreas, como saúde, educação, assistência social e habitação (Scardua, 2003; Scardua e Bursztyn, 2003).

Na área de meio ambiente, o processo de descentralização foi inaugurado com a PNMA, que instituiu o Sistema Nacional de Meio Ambiente (Sisnama), composto por todos os entes federativos e fundações instituídas pelo poder público (Idesp, 2011). Outros dispositivos legais que atuaram neste sentido foram: a Resolução nº 237/1997, do Conselho Nacional de Meio Ambiente (Conama), e a Lei Federal nº 7.804/1989, que trataram da descentralização das ações de licenciamento ambiental e de fiscalização; e a própria Constituição Federal de 1988, que delegou à União, aos estados, ao Distrito Federal e aos municípios “a competência comum de proteger o meio ambiente e combater a poluição em qualquer de suas formas, assim como preservar as florestas, a fauna e a flora” (Brasil, 1988, art. 23). A Lei Complementar (LC) nº 140/2011, por outro lado, atribuiu diferentes ações administrativas para os entes federados (quadro 1).

QUADRO 1

Ações administrativas nas questões ambientais conforme os entes federados: União, estados e municípios, de acordo com a LC nº 140/2011

União	Estados	Municípios
Política Nacional do Meio Ambiente em nível nacional: planejamento, execução, monitoramento, integração com as outras políticas, os outros países e os demais entes federados (art. 7º, I-VII).	Política Nacional do Meio Ambiente: fazer cumprir no nível estadual (art. 8º, I).	Políticas Nacional e Estadual do Meio Ambiente: fazer cumprir no nível municipal (art. 9º, I).
	Política Estadual de Meio Ambiente: planejamento, execução, monitoramento, integração com outras políticas e entes federados (art. 8º, II-VII).	Política Municipal de Meio Ambiente: planejamento, execução, monitoramento, integração com outras políticas e entes federados (art. 9º, II-VII).
Sinima: organizar e manter, com a colaboração dos órgãos e entidades da administração pública dos estados, do Distrito Federal e dos municípios.	Sistema Estadual de Informação sobre Meio Ambiente: organizar e manter, com a colaboração dos órgãos e entidades da administração pública dos estados e dos municípios (art. 8º, VII).	Sistema Municipal de Informações sobre Meio Ambiente: organizar e manter (art. 9º, VIII).
	Sinima: prestar informação à União (art. 8º, VIII).	Sistemas Estadual e Nacional de Informações sobre Meio Ambiente: prestar informações aos estados e à União (art. 9º, VIII).
Zoneamento ambiental em âmbito nacional e regional.	Zoneamento ambiental em âmbito estadual, em conformidade com o nacional e os estaduais (art. 8º, IX).	Zoneamento ambiental no plano diretor em âmbito municipal, em conformidade com o nacional e o estadual (art. 8º, IX-X).
Educação ambiental no âmbito federal (art. 7º, XI).	Educação ambiental no âmbito estadual (art. 8º, XI).	Educação ambiental no âmbito municipal (art. 9º, XI).

(Continua)

(Continuação)

União	Estados	Municípios
Licenciamento ambiental no nível nacional de empreendimentos desenvolvidos: conjuntamente, no Brasil e em país limítrofe; no mar territorial, na plataforma continental ou na zona econômica exclusiva; em terras indígenas; em unidades de conservação instituídas pela União, exceto em áreas de proteção ambiental; em dois ou mais estados; de caráter militar; que trate de material radioativo (art. 7º, XIV).	Licenciamento ambiental no nível estadual de empreendimentos localizados no estado ou em unidades de conservação instituídas pelo estado (art. 8º, XIV-XV).	Licenciamento ambiental no nível municipal de empreendimentos nos seguintes casos: <i>i)</i> que causem ou possam causar impacto ambiental de âmbito local, conforme tipologia definida pelos respectivos conselhos estaduais de meio ambiente, considerando os critérios de porte, potencial poluidor e natureza da atividade; e <i>ii)</i> localizados em unidades de conservação instituídas pelo município (art. 9º, XIV).
Manejo florestal em âmbito nacional (Art. 7º, XV)	Manejo florestal em âmbito estadual (art. 8º, XVI).	Manejo florestal em âmbito municipal (art. 9º, XV).
Monitoramento da fauna/flora em extinção, da invasão de espécies exóticas e do patrimônio genético (art. 7º, XVI-XXV)	Monitoramento da fauna e da flora em extinção no âmbito estadual (art. 8º, XVII-XX).	

Fonte: Brasil (2011).
Elaboração dos autores.

Entre as atribuições municipais definidas na LC nº 140/2011, destacam-se: *i)* o planejamento, a execução e o monitoramento da Política Municipal de Meio Ambiente; *ii)* a organização e a manutenção do Sistema Municipal de Meio Ambiente; *iii)* a instalação do zoneamento ambiental em conformidade com o Plano Diretor Municipal; *iv)* o licenciamento ambiental para atividades que causam impacto local e em unidades de conservação instituídas pelo município; e *v)* o manejo florestal no âmbito municipal.

Discutindo o processo de descentralização da gestão ambiental no Brasil, Scardua e Bursztyn (2003) apontam os seguintes riscos: *i)* grandes diferenças entre os municípios, de modo que a imposição de atribuições pode ter resultados diferentes conforme suas capacidades institucionais; *ii)* o aumento das oportunidades de corrupção pela transferência do poder das elites nacionais para as elites locais; *iii)* o revigoramento do coronelismo, de modo que a descentralização pode ser instrumentalizada para a concentração do poder pelas oligarquias locais. Neste último ponto, os autores ressaltam a necessidade de incentivo a participação social:

As práticas clientelistas e coronelistas, ligadas a questões políticas locais, poderão influenciar a forma de atuação dos órgãos municipais de meio ambiente, possibilitando maior desagregação e gerando externalidades negativas para a área ambiental. Caso o processo de descentralização não seja tocado de forma articulada com a participação ativa da população e de órgãos de controle social, como o Ministério Público, tais práticas não poderão ser vencidas (Scardua e Bursztyn, 2003, p. 307).

Ainda para Scardua e Bursztyn (2003), a descentralização da gestão ambiental no Brasil tem ocorrido de forma descontínua no tempo e no espaço, o que pode ser atribuído aos seguintes fatores:

(...) falta de técnicos nos órgãos estaduais e municipais de meio ambiente; falta de capacitação e treinamento; salários defasados, quando comparados aos praticados pela iniciativa privada; instituições despreparadas para assumir atividades ambientais; *carência de recursos financeiros* e de infraestrutura; ausência de instrumentos de gestão ambiental ou instrumentos ultrapassados, dentre outros (Scardua e Bursztyn, 2003, p. 308, grifo nosso).

Como se pode observar, os autores reconhecem a necessidade de recursos financeiros como um dos pilares para que o processo de descentralização da gestão ambiental seja bem-sucedido.

3 GASTOS PÚBLICOS EM MEIO AMBIENTE

As finanças públicas no Brasil estão regulamentadas por um conjunto de leis nas três esferas de governo, a saber: o Plano Plurianual (PPA) dos programas e ações de governo; a Lei de Diretrizes Orçamentárias (LDO), com as metas e as prioridades da administração pública; e a Lei Orçamentária Anual (LOA), com a previsão das receitas e despesas a serem realizadas no ano de vigência. Os gastos públicos agrupam-se por “funções”, segundo a Portaria nº 42/1999 do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão (MPDG), de modo que a função 18 corresponde à “gestão ambiental”, e pode ser definida como “o conjunto de ações desenvolvidas para a proteção de recursos naturais, monitoramento por meio de levantamento sistemático de dados oceanográficos, meteorológico, astronômicos e geofísicos, e controle das condições ambientais” (Guandalini, Borinelli e Godoy, 2013, p. 209).

De grande importância também é a LC nº 101/2000 – Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) –, que tem como um de seus pilares a transparência das contas públicas, conforme seu art. 48:

“Parágrafo único. A transparência será assegurada mediante: (...) II – liberação ao pleno conhecimento e acompanhamento da sociedade, em tempo real, de informações pormenorizadas sobre a execução orçamentária e financeira, em meios eletrônicos de acesso público” (Brasil, 2000a, art. 48).

Também no que diz respeito à transparência, o acesso à informação constitui um dos instrumentos adotados pela PNMA, conforme seu art 9º: “São instrumentos da Política Nacional do Meio Ambiente: (...) XI – a garantia da prestação de informações relativas ao Meio Ambiente, obrigando-se o Poder Público a produzi-las, quando inexistentes” (Brasil, 1981, art. 9º).

Shih (2010) considera que existe uma estrita correlação entre o grau de transparência tanto com a redução da corrupção como com o aumento da confiança das pessoas no governo. Segundo Hendriksen e Breda (1999), no entanto, para que a transparência exista de fato é necessário que as informações sejam divulgadas de forma acessível (de fácil compreensão) e completa. Além disso, a transparência é imprescindível para promoção da participação social, o que, por sua vez, é necessário

para viabilidade do processo de descentralização da gestão ambiental, conforme Bursztyn e Bursztyn (2012, p. 173):

Mediante transparência, os atores sociais podem ter acesso a informações que são cruciais não apenas ao seu esclarecimento sobre processos em curso, mas também sobre aspectos gerenciais, como lisura e efetividade. Geralmente, sistemas de decisão transparentes têm procedimentos claros de informação e decisão, e dispõem de canais de comunicação entre atores e operadores, nos dois sentidos.

O exercício do direito à informação requer que os fluxos sejam atualizados e inteligíveis. Não basta transparência no sentido de acesso livre. É preciso também que os códigos de comunicação se deem em linguagem compreensível. Entretanto, isso nem sempre ocorre, pois tende a prevalecer o jargão técnico.

Apesar de avanços no acesso à informação, a disponibilidade de dados de despesas públicas ambientais no Brasil ainda é baixa em termos de séries históricas, de modo que os estudos acerca dos gastos ambientais públicos iniciaram-se nos anos 1990, com destaque para o nível federal, ao passo que ainda existem poucos estudos sobre estes gastos no nível municipal, sobretudo na região Norte (Carneiro, Moura e Gouveia Neto, 2013; Nina e Szlafsztein, 2014; Tridapalli *et al.*, 2010). Os gastos em gestão ambiental, no geral, não ultrapassam 1% do total dos gastos públicos (tanto em termos federais quanto em termos estaduais e municipais) – situação análoga ao que ocorre nos países em desenvolvimento (na China e nos outros países da América Latina, por exemplo), enquanto que nos países europeus, a proporção dos gastos ambientais é consideravelmente maior (Tridapalli *et al.*, 2010; Bueno, Oliana e Borinelli, 2013; Dantas *et al.*, 2014).

Picoli (2011) considera que os gastos públicos ambientais no Brasil tiveram um significativo aumento a partir de 2000, impulsionado pela Lei nº 9.985/2000 (Brasil, 2000b), que estabeleceu o Sistema Nacional de Unidades de Conservação (SNUC) e estimulou a criação de áreas protegidas sob regime das três esferas da administração pública (federal, estadual e municipal). Para a autora, no entanto, os gastos públicos ainda são insuficientes e “estão aquém dos gastos ideais gerando o que denominamos de Hiato de Sustentabilidade, que nada mais é do que uma lacuna entre o que investimos e o que deveríamos investir” (Picoli, 2011, p. 7).

De fato, muitos autores consideram que os gastos ambientais no Brasil são insuficientes diante das demandas existentes, além de serem muito vulneráveis aos cortes orçamentários (Young, 2005; Borinelli *et al.*, 2011). Nina e Szlafsztein (2014), por exemplo, apontam que as despesas em meio ambiente do governo do estado do Pará estiveram entre as que mais reduziram, entre 2000 e 2012, em relação à sua previsão orçamentária, com a concretização de riscos fiscais, como desastres naturais – justamente fenômenos que poderiam ser minimizados por uma gestão ambiental mais eficiente.

4 METODOLOGIA

A primeira etapa metodológica consistiu no levantamento das despesas públicas, realizadas por 143 municípios paraenses, destinadas à função “gestão ambiental”, em termos proporcionais em relação às despesas totais, no período de 2002 a 2011, feita no *site* do Tesouro Nacional (Brasil, 2013). Atualmente, o estado do Pará possui 144 municípios, mas, no contexto deste trabalho, o município de Mojuí dos Campos, criado em 2008 e que não apresentou dados financeiros em gestão ambiental, não foi incluído na série amostral. O trabalho se limita aos anos de 2002 a 2011, uma vez que, no *site* do Tesouro Nacional, os dados contábeis para os anos de 2012 a 2018 ainda não estavam disponíveis no período em que foi realizada a pesquisa.

A segunda etapa metodológica foi a classificação dos municípios, quanto ao empenho da gestão financeira ambiental, mediante três critérios (quadro 2), conforme a seguir descrito.

- 1) Média do percentual dos gastos ambientais em relação ao total dos gastos para o período estudado, um indicador bastante utilizado em outros estudos de análise de gastos públicos (Tridapalli *et al.*, 2010; Dantas *et al.*, 2014; Nina e Szlafsztein, 2014). O uso da média em análises estatísticas, no entanto, tem sido muito criticado, uma vez que não leva em conta variações temporais e/ou transversais das amostras (Becker, 2007; Bell e Morse, 2008). Para contornar este problema, fez-se também uma análise do coeficiente de variação dos gastos ambientais municipais, além dos outros indicadores explicados adiante.
- 2) O número de anos em que foram apresentados os gastos na função “gestão ambiental”, o que se traduz num indicador de transparência dos gastos públicos, de relevância já ressaltada pela LC nº 101/2000 e pela Política Nacional de Meio Ambiente (Lei nº 6.938/1981). Indicadores análogos aos adotados neste trabalho foram usados por Carneiro, Moura e Gouveia Neto (2013), Serpa (2014), Couto e Frey (2017) e Guandalini, Borinelli e Godoy (2013).
- 3) A tendência de crescimento dos gastos em meio ambiente, um indicador ainda pouco adotado na literatura brasileira, mas de grande relevância. Lomborg (2004), por exemplo, considera que o foco das análises estatísticas das questões ambientais deve se centrar nas tendências, uma vez que elas denotam a evolução histórica dos fenômenos os quais se pretende estudar.

A terceira etapa consistiu na análise por grupo de municípios, adotando a metodologia do PMV, que divide os municípios paraenses em quatro grupos (mapa 1; quadro 3). Em seguida, passou-se a analisar, grupo a grupo, o percentual de municípios para cada um dos empenhos definidos no quadro 2.

QUADRO 2
Classes definidas para os municípios¹

Empenho da gestão ambiental financeira	Critérios		
	Média ²	Anos com dados ³	Tendência
Ótimo	>1,15	+ de 8	Positiva
	>0,57;<1,15	+ de 8	Positiva
Bom	<0,57	+ de 8	Positiva
	>1,15	8 ou -	Positiva
	>1,15	+ de 8	Negativa
Regular	>0,57;<1	8 ou -	Positiva
	>0,57;<1	+ de 8	Negativa
Ruim	<0,57	8 ou -	Positiva
	<0,57	+ de 8	Negativa
	>1,15	8 ou -	Negativa
Péssimo	>0,57;<1	8 ou -	Negativa
	<0,57	8 ou -	Negativa

Fonte: Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Conforme os critérios: i) média do percentual dos gastos públicos em gestão ambiental em relação ao total dos gastos; ii) número de anos em que foram apresentados os gastos em gestão ambiental; e iii) tendência de crescimento dos gastos em gestão ambiental.

² Os limites de 0,57% e 1,15% correspondem aos valores aproximados de um terço e dois terços da amplitude da média dos percentuais gastos em gestão ambiental pelos municípios estudados. Estas médias variaram de 0% a 1,72%.

³ No caso do limite de anos (oito), o critério foi arbitrário.

QUADRO 3
Grupos dos municípios paraenses adotados pelo PMV

Grupos	Municípios	Descrição dos municípios
Embargados	16 (11%)	Inclusos na lista do Ministério do Meio Ambiente como os que mais desmataram a Amazônia nos últimos anos, tendo suas atividades produtivas embargadas, de modo que as principais medidas ambientais desenvolvidas são de recuperação.
Pressionados	19 (13%)	Localizados sob influência de grandes projetos no estado, tendo, como foco principal, desenvolver atividades econômicas sustentáveis, ou seja, de conservação.
Consolidados	80 (56%)	Possuem cobertura florestal original que abrange aproximadamente 30% do território, tendo como foco desenvolver sua economia com atividades de recuperação florestal.
Base Florestal	28 (20%)	Possuem 70% de sua cobertura florestal ainda original, de modo que as principais atividades a serem desenvolvidas são de preservação.

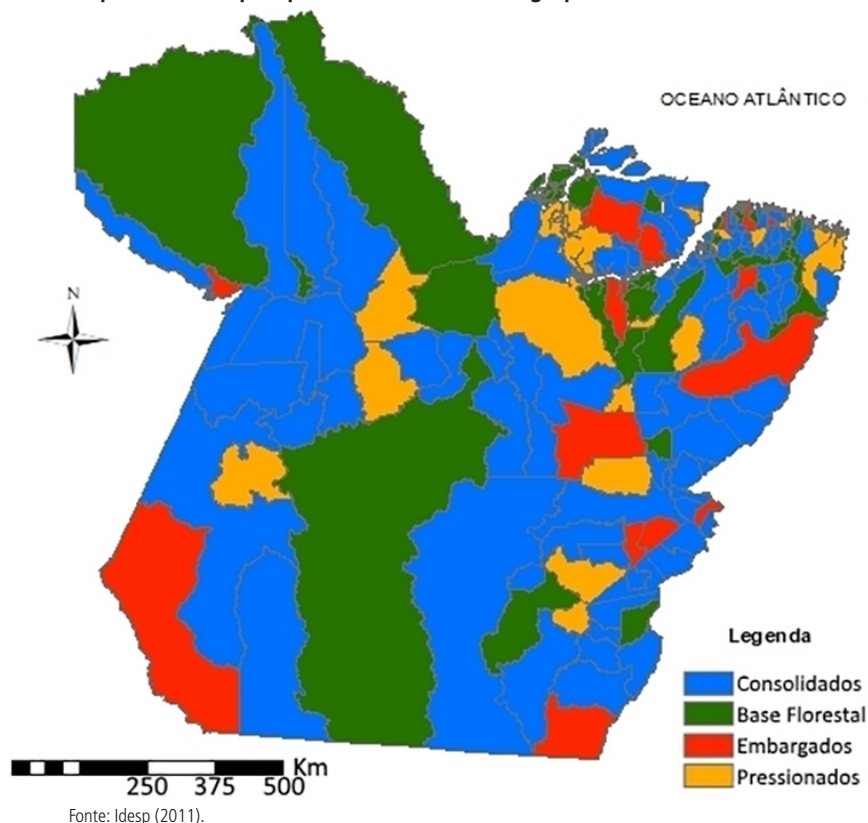
Fonte: Idesp (2011).

Elaboração dos autores.

Obs.: Nos parênteses, há o percentual do estado.

MAPA 1

Mapa dos municípios paraenses, conforme os grupos definidos no PMV



Por fim, foi realizada uma análise focalizada dos municípios com capacidade completa de gestão ambiental estabelecida pelo relatório do Idesp (2011), ou seja, aqueles que possuíam, à época da pesquisa, um Fundo Municipal de Meio Ambiente (FMMA) ativo e um Conselho Municipal de Meio Ambiente (CMMA) ativo, paritário e deliberativo. A hipótese de pesquisa levantada é de que *estes municípios apresentaram um empenho ótimo de gestão ambiental financeira*, uma vez que eles eram os que possuíam a melhor capacidade e a maior quantidade de atribuições institucionais (Idesp, 2011).

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.1 Transparência dos gastos ambientais municipais

Um importante fator para a gestão ambiental é a disponibilidade dos dados municipais para monitoramento e avaliação. O primeiro resultado a ser destacado para o período estudado é a falta de transparência, no que tange aos gastos públicos em

gestão ambiental, por parte significativa dos municípios paraenses. O percentual de municípios para o qual os dados destas despesas estavam disponíveis variou bastante (gráfico 1), na amplitude de cerca de 61%, em 2008, chegando a 98%, em 2006 (a média foi de 82,5%).

Esse resultado vai ao encontro do obtido por Guandalini, Borinelli e Godoy (2013), que apontam a baixa transparência dos dados coletados no *site* do Tesouro Nacional, uma vez que muitos municípios ainda não adequaram seus relatórios contábeis às normas da Portaria nº 42/1999. Além disso, percebeu-se que os picos negativos em relação às informações municipais ocorreram em anos de eleições municipais – 2004 e 2008 – (gráfico 1), indicando uma possível influência política nestes balanços financeiros. É provável que mudanças de governo façam com que se perca o interesse na realização do balanço orçamentário da gestão anterior.

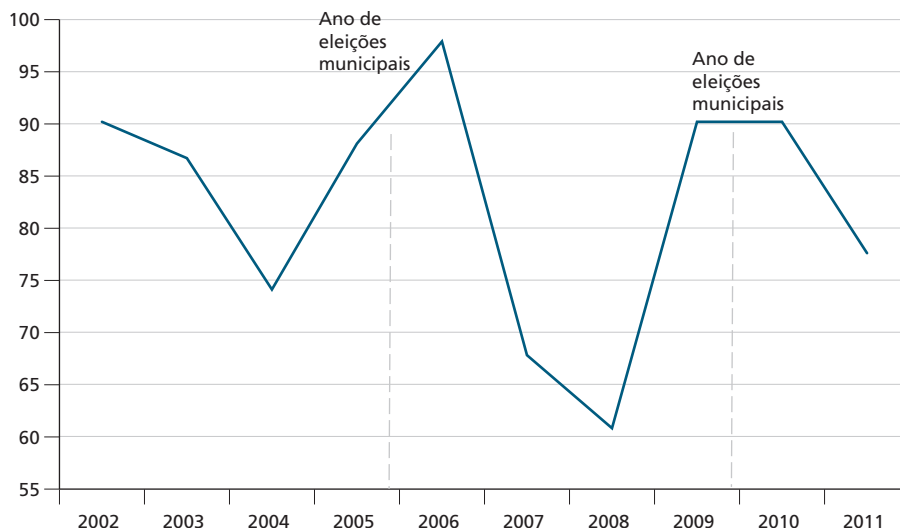
Estudando as variações das despesas públicas nas capitais dos estados brasileiros, Guandalini, Borinelli e Godoy (2013) também perceberam a influência política, mas no sentido de aumento dos gastos em meio ambiente, conforme a seguir.

(...) cabe desatacar que nos anos eleitorais (2004 e 2008) os gastos ambientais cresceram substancialmente e no ano subsequente os mesmos apareceram em queda, o que pode indicar que nas capitais as questões ambientais recebem alguma prioridade no conjunto de questões relevantes para a população, dado também que os problemas ambientais são percebidos como mais graves nestas cidades. Apesar de a Lei de Responsabilidade Fiscal ter criado alguns dispositivos para impedir o aumento de gastos públicos e o endividamento dos governos nos anos eleitorais, essa prática continua acontecendo (Guandalini, Borinelli e Godoy, 2013, p. 211).

GRÁFICO 1

Municípios que disponibilizam os gastos em gestão ambiental no *site* do Tesouro Nacional (2002-2011)

(Em %)



Fonte: Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

No Pará, percebe-se que o descumprimento da LRF, em questões ambientais, ocorre muito mais pelo desrespeito ao princípio da informação. Considerando o exercício de 2008, constatou-se que a média populacional é maior para os municípios que não disponibilizaram seus balanços orçamentários em meio ambiente (46.934,54 habitantes) do que para os municípios que o fizeram (35.441,73 habitantes). Isso indica que, no Pará, não necessariamente o maior tamanho populacional do município implica maior preocupação com a gestão ambiental. Este resultado contradiz a hipótese levantada por Guandalini, Borinelli e Godoy (2013), baseada na análise dos gastos ambientais das capitais brasileiras.

5.2 Média, crescimento e coeficiente de variação dos gastos ambientais municipais

A média dos gastos públicos em meio ambiente dos municípios do Pará, em proporção aos gastos totais municipais, foi de 0,33%, um valor muito abaixo de outras realidades brasileiras. Comparando com os resultados obtidos por Tridapalli *et al.* (2010) e por Dantas *et al.* (2014), por exemplo, podem-se destacar maiores percentuais médios para o Brasil quando considerados municípios, estados e União; para os estados brasileiros (0,59%); e para o próprio estado do Pará (0,53%). Também apresentam maiores valores as médias: dos municípios

brasileiros (0,81%); dos estados da Paraíba (1,22%), do Espírito Santo (1,14%) e do Paraná (1,12%); e da maioria dos municípios paranaenses, como Londrina (2,51%), Cascavel (7,32%) e São José dos Pinhais (5,42%). Foram poucos os casos em que os percentuais de gastos ambientais foram menores do que os dos municípios paraenses, destacando-se: a própria União (0,22%) e os estados do Mato Grosso (0,20%), da Bahia (0,23%) e de Roraima (0,21%) (tabela 1).

TABELA 1

Média dos percentuais de gastos ambientais, em relação ao total de gastos, dos municípios paraenses em comparação com as médias encontradas para outros entes governamentais em outros estudos (2002-2011)

Localização	Gastos ambientais (%)	Fonte	Período
Municípios do estado do Pará	0,33	Este estudo	2002-2011
Pará	0,53		
Mato Grosso	0,20		
Bahia	0,23		
Governos estaduais	0,21	Tridapalli <i>et al.</i> (2010)	2002-2008
Paraíba	1,22		
Espírito Santo	1,14		
Paraná	1,12		
Municípios do Paraná	2,51	Dantas <i>et al.</i> (2014)	2004-2011
Cascavel	7,32		
São José dos Pinhais	5,42		
Brasil	0,36		
Municípios do Brasil	0,81	Dantas <i>et al.</i> (2014)	2004-2011
Estados do Brasil	0,59		
União	0,22		

Fonte: Tridapalli *et al.* (2010); e Dantas *et al.* (2014).
Elaboração dos autores.

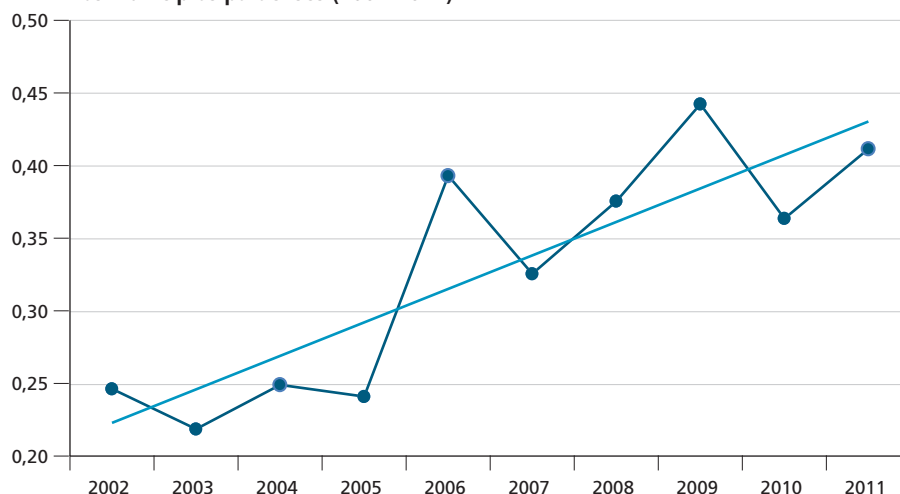
Apesar da baixa média, o percentual dos gastos ambientais dos municípios paraenses tem apresentado tendência de crescimento, passando de 0,25%, em 2002, para 0,41%, em 2011, com pico de 0,44% em 2009 – o que representa uma taxa de crescimento aritmético de 8,44% ao ano – a.a. (gráfico 2). Em comparação com o estudo realizado por Neves (2013), constata-se que este valor é maior do que a taxa de crescimento do percentual de municípios paraenses com Órgãos Municipais de Meio Ambiente (OMMA), que é de 3,32% a.a., de 2002 a 2009. No mesmo período, no entanto, outros componentes da gestão ambiental cresceram em um ritmo mais acelerado. Os CMMA's cresceram a uma taxa de 11,34% a.a.; os FMMA's, a uma taxa de 828,57% a.a.; e o Arranjo Institucional Completo, que inclui OMMA, CMMA e FMMA, com taxa de 628,57% a.a. Nestes dois últimos,

no entanto, a alta taxa de crescimento está relacionada ao fato de que abrangiam apenas 0,7% dos municípios paraenses em 2002. Outro componente que tem crescido com taxa mais rápida que os percentuais dos gastos em meio ambiente é o número médio de profissionais por município, que aumentou cerca de 13,96% a.a. no período de 2002 a 2008 (tabela 2).

Dessa forma, pode-se dizer que o crescimento dos gastos públicos em meio ambiente no estado do Pará não esteve alinhado com o crescimento dos outros componentes institucionais da gestão ambiental, ou seja, não vem acompanhando o processo de descentralização, nem tem sido suficiente para atender ao aumento das atribuições ambientais aos municípios.

GRÁFICO 2

Média¹ dos percentuais de gastos em meio ambiente em relação ao total de gastos nos municípios paraenses (2002-2011)



Fonte: Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Média calculada pela equação $y = 0,0231x + 0,1998$; $R^2 = 0,7281$.

Obs.: A linha vermelha corresponde à tendência linear.

TABELA 2

Características gerais dos componentes da gestão ambiental dos municípios paraenses (2002-2011)

Componente da gestão ambiental	Período	Ano inicial (%)	Ano final (%)	Crescimento anual (%)
Municípios com OMMA	2002-2009	78,3	96,5	3,32
Municípios com CMMA	2002-2009	23,8	42,7	11,34
Municípios com FMMA	2002-2009	0,7	41,3	828,57
Municípios com Arranjo Institucional Completo	2002-2009	0,7	31,5	628,57

(Continua)

(Continuação)

Componente da gestão ambiental	Período	Ano inicial (%)	Ano final (%)	Crescimento anual (%)
Funcionários nos órgãos municipais (média)	2002-2008	7,4	13,6	13,96
Gastos Públicos (conforme este estudo)	2002-2011	0,25	0,44	8,44

Fonte: Neves (2013).
Elaboração dos autores.

Ainda no gráfico 2, percebe-se um crescimento mais acentuado entre os anos de 2005 e 2006, de modo que foi justamente neste período que os gastos ambientais passaram da ordem de 0,20% para a de 0,40%. Tal fato, provavelmente, está relacionado à promoção, pelo governo estadual, da primeira estratégia de compartilhamento das ações de licenciamento ambiental com os municípios, conforme Neves (2013, p. 28):

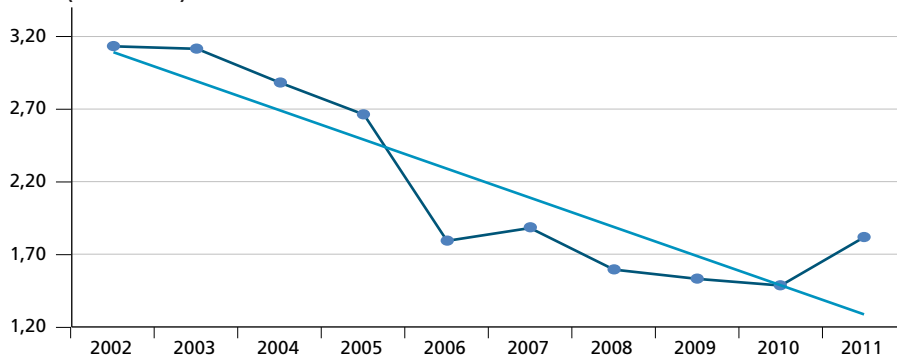
Mediante o atendimento a exigências definidas pelo Estado, Municípios foram autorizados a licenciar empreendimentos considerados de porte local, sendo celebrados acordos através de Convênios, mais tarde substituídos por Termos de Gestão Compartilhada. O caráter local dos empreendimentos potencialmente impactantes foi definido caso a caso, através do indicador de porte. Os empreendimentos considerados de porte local deveriam ser, a partir de então, gerenciados pelos Municípios, entendendo-se como gerenciamento ambiental o conjunto de atividade de licenciamento, fiscalização e monitoramento.

As exigências estabelecidas para os Municípios pelo Estado do Pará foram as seguintes: promulgar lei de política ambiental, órgão municipal de defesa do meio ambiente (OMMA) estruturado e quadro técnico mínimo.

É possível também que tenha relação com a Lei nº 11.284/2006 – Lei de Gestão de Florestas Públicas (Brasil, 2006) –, que instituiu o Serviço Florestal Brasileiro (SFB) em âmbito federal, impulsionando a gestão florestal como estratégica para o país. O governo do Pará criou, por meio da Lei Estadual nº 6.963/2007, uma instituição própria responsável pela gestão florestal no estado, o Instituto de Desenvolvimento Florestal do Estado do Pará (Ideflor). O crescimento das arrecadações por concessões florestais expedidas por esta instituição, no período de 2007 a 2009, provavelmente, contribuiu para o aumento dos gastos públicos ambientais municipais neste período (gráfico 2), uma vez que uma parcela destes recursos arrecadados vai para os municípios investirem em gestão ambiental (Ideflor, 2010). Outra tendência verificada foi a de decréscimo do coeficiente de variação dos gastos ambientais (gráfico 3), indicando que a proporção das despesas está se tornando mais homogênea entre os municípios.

GRÁFICO 3

Coefficiente de variação¹ dos gastos em meio ambiente dos municípios paraenses (2002-2011)



Fonte: Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Coeficiente de variação calculado pela equação $y = 0,2005x + 3,2919$; $R^2 = 0,8055$.

Obs.: A linha vermelha corresponde à tendência linear.

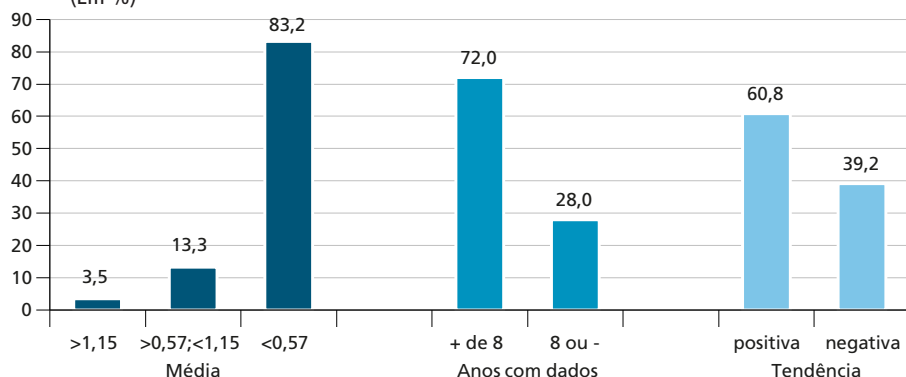
Dessa forma, deduz-se que o crescimento das despesas em gestão ambiental tem sido maior em municípios que antes gastavam menos nessa função orçamentária. De fato, alguns municípios paraenses conseguiram atingir um patamar relativamente bom de estrutura de gestão ambiental já no início dos anos 2000 – é possível que, nestes municípios, os gastos ambientais tenham se tornado mais estáveis até o final da década, ao passo que cresceram em outros municípios.

5.3 Empenho da gestão financeira ambiental municipal

Em cerca de 83,2% dos municípios paraenses, as médias das despesas em gestão ambiental foram abaixo de 0,57% das despesas totais. Por outro lado, 72% dos municípios apresentaram dados de despesas ambientais em mais de oito dos dez anos estudados e 60,8% apresentaram tendência de crescimento dos gastos ambientais (gráfico 4). Considerando os critérios para medição do empenho da gestão financeira ambiental (quadro 2), percebe-se que a maior parte dos municípios obteve empenho bom (cerca de 42%) ou ruim (cerca de 34,3%), enquanto que os empenhos ótimo, regular e péssimo não passaram de 12% (gráfico 5).

É importante ressaltar, no entanto, que tal estimativa do empenho ambiental municipal não deve ser conclusiva. Existem dificuldades de estabelecimento de indicadores de efetividade das políticas ambientais, em função tanto das peculiaridades de cada região como do tempo necessário para que os projetos ambientais possam ter efeito positivo (Bell e Morse, 2008). Neves (2013) considera que as atividades ambientais desenvolvidas pelos municípios paraenses são majoritariamente de controle e licenciamento ambiental, de modo que gastos com preservação ainda são minoritários, o que pode comprometer a efetividade da gestão ambiental municipal ao longo prazo.

GRÁFICO 4
Municípios por critérios¹
(Em %)

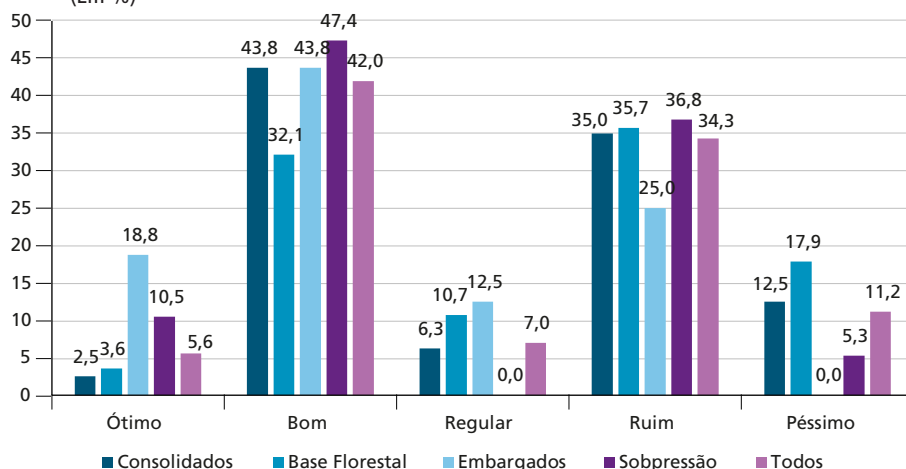


Fontes: Idesp (2011); e Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

Nota: ⁱ) média do percentual dos gastos públicos em meio ambiente em relação ao total dos gastos; ⁱⁱ) anos em que foram apresentados os gastos em meio ambiente; e ⁱⁱⁱ) tendência de crescimento dos gastos em meio ambiente.

GRÁFICO 5
Municípios por empenho da gestão financeira ambiental e distinguidos por grupos
(Em %)



Fontes: Idesp (2011); e Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

Além disso, a efetividade depende também da gestão integrada das ações voltadas para a preservação ambiental e o desenvolvimento sustentável, incluindo vários setores (Pereira, 2008; Dantas *et al.*, 2014). As reduções das emissões de gases de efeitos estufa (GEE), por exemplo, podem ser feitas por meio de outras funções orçamentárias (quadro 4), diferentes da gestão ambiental (IPCC, 2014).

QUADRO 4

Exemplos de atividades que podem ser implementadas em outras funções orçamentárias e contribuir para uma melhor gestão ambiental no que diz respeito à redução das emissões de GEEs

Setor/funções orçamentárias	Atividades
Energia	Descarbonização das fontes de energia elétrica. Aumento da eficiência energética. Adoção de matriz renovável menos poluente (energia eólica, solar, hidrelétrica etc.) ou de energia nuclear, que não emitem GEE.
Transporte	Investimento no desenvolvimento ou adoção de veículos automotores mais econômicos ou mesmo movidos a álcool, energia solar, hidrogênio etc. Replanejamento da infraestrutura urbana, priorizando os pedestres e os transportes coletivos.
Habitação	Estabelecimento de códigos de construção de habitações menos poluentes e que economizem o uso de energia elétrica. Uso de materiais de construção que demandem menos emissões de GEE.
Indústria	Uso de materiais de maior eficiência energética, combinados com adoção de práticas de reciclagem e reúso. Redução das emissões de hidrofluorcarbonetos pelo processo de otimização dos filtros industriais. Implantação da gestão de resíduos sólidos.
Agricultura	Combate ao desmatamento induzido por práticas agrícolas inadequadas. Desenvolvimento da bioenergia como alternativa para os combustíveis fósseis.

Fonte: IPCC (2014).
Elaboração dos autores.

Por fim, mesmo considerando que as despesas ambientais, de fato, sejam as mais influentes, a determinação do nível ótimo de gastos públicos, para que se saiba realmente o quanto se deve despendar na função “gestão ambiental”, é dificultada pelo fato de os municípios possuírem problemas ambientais e meios de enfrentá-los específicos (Guandalini, Borinelli e Godoy, 2013). A análise diferenciada de cada grupo estabelecido pelo PMV (Idesp, 2011) pode auxiliar na avaliação destas peculiaridades.

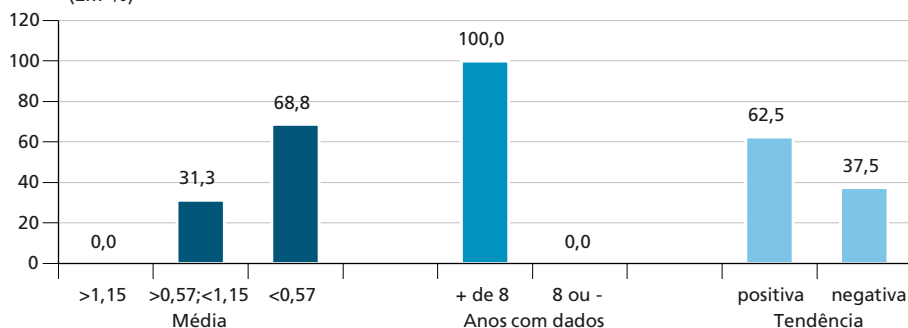
Nesse sentido, o gráfico 5 aponta para um aumento significativo do empenho: ótimo para os municípios embargados; e péssimo para os municípios de base florestal. Destaca-se ainda uma redução significativa do empenho: ótimo para os municípios consolidados e de base florestal; regular para os municípios pressionados; ruim e péssimo para os municípios embargados. Deve-se considerar, no entanto, que o número de municípios embargados e pressionados são relativamente pequenos (dezesseis e dezenove, respectivamente) em relação ao total de municípios do estado (143), o que diminui a confiabilidade da comparação para estes grupos (Gujarati e Porter, 2011).

5.3.1 Municípios embargados

Todos os municípios embargados apresentaram transparência com relação aos gastos ambientais em mais de oito dos dez anos estudados. Em relação à amostra como um todo (gráfico 4), a proporção de municípios que gastaram menos de

0,57% em gastos ambientais diminui de 83,2% para 68,8%, em detrimento do aumento do número de municípios que gastaram entre 0,57% e 1,15%, que passou de 13,3% para 31,3%. Por outro lado, nenhum município gastou mais de 1,15%, e não houve mudança significativa no percentual de municípios com tendência de crescimento positivo das despesas ambientais (gráfico 6).

GRÁFICO 6
Municípios embargados por critérios¹
(Em %)



Fontes: Idesp (2011); e Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

Nota: ⁱ) média do percentual dos gastos públicos em meio ambiente em relação ao total dos gastos; ⁱⁱ) número de anos em que foram apresentados os gastos em meio ambiente; e ⁱⁱⁱ) tendência de crescimento dos gastos em meio ambiente.

Entre os municípios embargados, três apresentaram estrutura ambiental completa: Altamira, Marabá e Moju (Idesp, 2011). Altamira teve uma média de 0,42% de gastos ambientais (em relação aos gastos totais), acima da média dos municípios do estado (0,33%). O município apresentou dois anos com despesas zero (2002 e 2009) e um ano sem dados (2005), além de ter tido um percentual atípico (apenas 0,09%) de gastos ambientais no ano de 2011. Considerando o período de 2003 a 2010, o crescimento dos gastos foi muito baixo, de apenas 0,18% a.a. Altamira apresentou o empenho bom, não confirmando a hipótese de pesquisa (quadro 5).

QUADRO 5

Municípios que apresentaram estrutura completa de gestão ambiental, com indicadores da gestão financeira ambiental

Classe	Município	Média dos gastos (%)	Crescimento dos gastos (%)	Anos com despesa zero	Anos sem dados	Empenho da gestão financeira ambiental
Embargados	Altamira	0,42	0,18 ¹	2002 e 2009	2005	Bom
	Marabá	1,05	-	-	-	Ótimo
	Moju	0,11	17 ²	De 2002 a 2007	-	Péssimo
Pressionados	Tucuruí	0,10	202	-	2008	Bom
	Uruará	0,39	38	2004 e 2005	2007 e 2008	Ruim
Consolidados	Eldorado dos Carajás	0,18	-	2002, 2003 e 2005	2004	Ruim
	Floresta do Araguaia	0,49	-13	2005, 2009, 2010 e 2011	-	Ruim
	Irituia	0,20	-	2002, 2003, 2005 e 2007	2004, 2008, 2010 e 2011	Péssimo
	Ourilândia do Norte	0,18	30	De 2002 a 2006	-	Bom
	Paragominas	1,54	472	2003	-	Ótimo
Base Florestal	Óbidos	0,09	-	2004; de 2006 a 2009	2005 e 2011	Ruim

Fontes: Baseado em Idesp (2011) e Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Notas: ¹ Considerado para o período de 2003 a 2010.

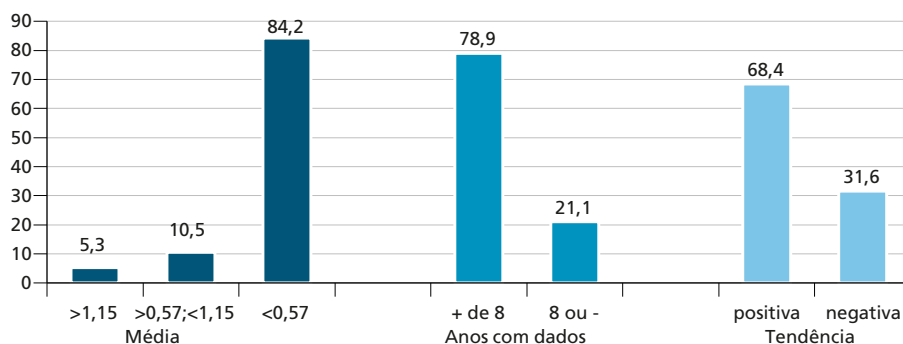
² Considerado para 2009 a 2011.

Marabá apresentou uma média de 1,05% de gastos ambientais em relação ao total, cerca de três vezes maior do que a média dos municípios do estado. O percentual dos gastos ambientais em Marabá cresceu cerca de 19% a.a., passando de 0,54%, em 2002, para 1,56%, em 2011. Além disso, o município também não apresentou nenhum ano sem despesas ambientais, tendo apresentado, desta forma, o empenho ótimo, confirmando a hipótese de pesquisa. Já Moju apresentou uma média de gastos ambientais de 0,11% do total. As despesas ambientais foram atípicas (apenas 0,003% do total) no ano de 2008 e zero no período de 2002 a 2007. Desta forma, o empenho de Moju foi considerado péssimo, contrariando a hipótese de pesquisa (quadro 5).

5.3.2 Municípios pressionados

Entre os municípios pressionados, destaca-se, em relação à amostra como um todo (gráfico 4), o aumento do percentual de municípios com tendência de crescimento positivo, que passou de 60,8% para 68,4%. Os demais fatores não alteraram significativamente (gráfico 7). Dois municípios pressionados apresentaram estrutura ambiental completa: Tucuruí e Uruará (Idesp, 2011).

GRÁFICO 7
Municípios pressionados por critérios¹
(Em %)



Fontes: Idesp (2011); e Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

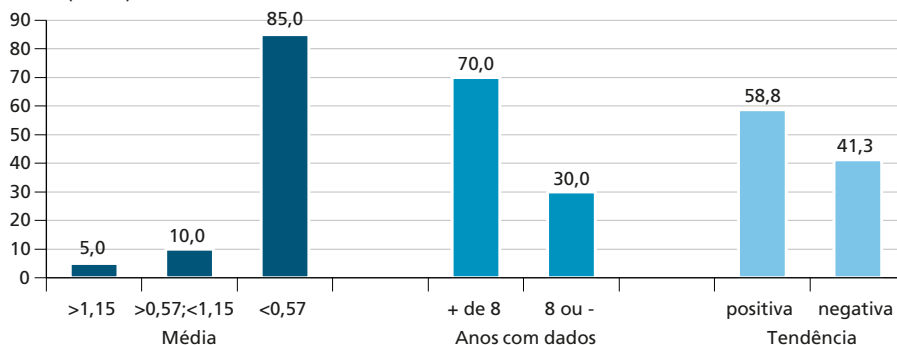
Nota: ¹ i) média do percentual dos gastos públicos em meio ambiente em relação ao total dos gastos; ii) anos em que foram apresentados os gastos em meio ambiente; e iii) tendência de crescimento dos gastos em meio ambiente.

Tucuruí teve uma média de gastos ambientais de 0,1% dos gastos totais, cerca de três vezes menos do que a média dos municípios do estado (0,33%). Apesar disso, o crescimento dos gastos foi alto (202% a.a.), em virtude do percentual baixo em 2002, de 0,0008%, passando para 0,017% em 2011. Tucuruí não apresentou dados para o ano de 2008, tendo, mesmo assim, um desempenho bom, mas contrariando a hipótese de pesquisa. Já Uruará teve uma média de gastos ambientais de 0,39% do total (ligeiramente acima da média dos municípios paraenses), com crescimento de 38% a.a., indo de 0,08%, em 2002, para 0,39%, em 2011. O município apresentou, no entanto, dois anos com despesas zero (2004 e 2005) e outros dois sem dados (2007 e 2008), tendo, assim, um empenho ruim, também contrariando a hipótese de pesquisa (quadro 5).

5.3.3 Municípios consolidados

Entre os municípios consolidados, não há uma mudança significativa em relação à amostra como um todo (gráficos 4 e 8), o que pode estar relacionado ao fato de o número de municípios neste grupo ser grande (oitenta municípios, que correspondem a cerca de 60% do total). Foram cinco municípios com estrutura ambiental completa: Eldorado dos Carajás, Floresta do Araguaia, Irituia, Ourilândia do Norte e Paragominas. Eldorado dos Carajás teve um gasto médio ambiental de 0,18% das despesas totais, com despesas zero nos anos de 2002, 2003 e 2005; e sem dados em 2004 – obteve, assim, um empenho ruim da gestão ambiental, contrariando a hipótese de pesquisa.

GRÁFICO 8
Municípios consolidados por critérios¹
 (Em %)



Fontes: Idesp (2011); e Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ i) média do percentual dos gastos públicos em meio ambiente em relação ao total dos gastos; ii) anos em que foram apresentados os gastos em meio ambiente; e iii) tendência de crescimento dos gastos em meio ambiente.

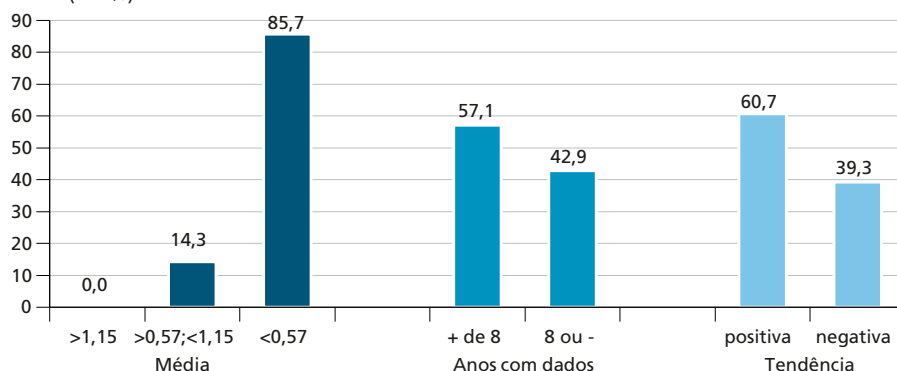
Floresta do Araguaia teve uma média de gastos ambientais de 0,49% do total, acima da média dos municípios paraenses, apresentando, no entanto, uma tendência de queda de 13% a.a.: o percentual passou de 2,15%, em 2002, para 0,22%, em 2008. O município também apresentou despesas zero para os anos de 2005, 2009, 2010 e 2010, tendo obtido o empenho ruim, contrariando a hipótese de pesquisa. Já Ourilândia do Norte teve uma média de 0,18% de gastos ambientais em relação às despesas totais, com tendência de crescimento de 30% a.a., passando de 0,18%, em 2007, para 0,46%, em 2011 – em contrapartida, o município teve despesas zero nos anos anteriores, alcançando, assim, o empenho bom da gestão ambiental, mas também não confirmando a hipótese de pesquisa (quadro 5).

Entre os municípios consolidados com capacidade de gestão completa, Irituia foi o que apresentou o pior empenho da gestão ambiental (péssimo, contrariando a hipótese de pesquisa), com uma média de 0,20% de gastos ambientais em relação ao total, quatro anos com despesas zero (2002, 2003, 2005 e 2007) e outros quatro sem dados (2004, 2008, 2010 e 2011). Paragominas, por outro lado, obteve o empenho ótimo, e confirmou a hipótese de pesquisa, com uma média de gastos de 1,54% ambiental em relação ao total, cerca de cinco vezes maior do que a dos municípios paraenses; uma tendência de crescimento de 472% a.a., passando de 0,04%, em 2002, para 1,92%, em 2011, tendo despesas zero apenas no ano de 2003 (quadro 5).

5.3.4 Municípios de base florestal

Entre os municípios de base florestal, nenhum gastou mais de 1,15% em meio ambiente em relação ao total de gastos. Além disso, destaca-se, em relação à amostra como um todo (gráfico 4), a queda na proporção de municípios com boa transparência (com dados para mais de oito anos dos dez estudados), que passou de 72% para 57,1% (gráfico 9).

GRÁFICO 9
Municípios de base florestal por critérios¹
(Em %)



Fontes: Idesp (2011); e Finbra – Dados Contábeis dos Municípios – 1989 a 2012. 31 jan. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3lp243z>>. Acesso em: 20 jul. 2020.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ i) média do percentual dos gastos públicos em meio ambiente em relação ao total dos gastos; ii) anos em que foram apresentados os gastos em meio ambiente; e iii) tendência de crescimento dos gastos em meio ambiente.

Apenas um município de base florestal possuía estrutura completa, Óbidos, o que não se refletiu, no entanto, no seu empenho da financeira ambiental (ruim). O município teve uma média de gastos ambientais de apenas 0,09% do total de gastos, com despesas zero em 2004 e no período de 2006 a 2009; e sem dados em 2005 e 2011 (quadro 5).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho realizado constatou que a falta de transparência, no que tange aos gastos realizados, ainda é um problema grave para a gestão ambiental pública municipal no estado do Pará. Durante o período analisado (2002-2011), em média, 17,5% dos municípios não apresentaram a função “gestão ambiental” em seu balanço orçamentário. Este percentual cresceu nos anos eleitorais (sobretudo em 2008, quando atingiu 32%), indicando a provável influência política e a falta de interesse na realização do balanço orçamentário de governos anteriores.

Os municípios paraenses apresentaram um percentual de despesas ambientais de 0,33% do total dos gastos públicos, um valor muito baixo se comparado com a média municipal brasileira (0,81%) ou mesmo com a realidade de outros estados e municípios. Enquanto no Pará os governos municipais gastam proporcionalmente menos com gestão ambiental do que o governo estadual, no Brasil ocorre o inverso: são os municípios que gastam mais em meio ambiente. Desta forma, pode-se inferir que, no contexto paraense, a transferência de recursos para gestão ambiental ainda está aquém da realidade brasileira.

Apesar disso, verificou-se a tendência de crescimento de 8,44% a.a. do percentual dos gastos ambientais, principalmente nos municípios que gastavam menos. Essa taxa de crescimento, no entanto, é baixa em comparação com outros componentes institucionais, como o percentual de municípios com conselhos e fundos ambientais ou o número de profissionais dos órgãos municipais de meio ambiente, o que indica que, no geral, não houve alinhamento do crescimento dos percentuais de gastos em meio ambiente com o processo de descentralização e aumento das atribuições ambientais para os municípios paraenses.

Além da tendência positiva de crescimento dos gastos ambientais, a maioria dos municípios paraenses apresentou despesas ambientais abaixo de 0,57% das despesas totais e dados de despesas para mais de oito dos dez anos estudados. Tais características gerais foram constatadas também para o grupo de municípios que possuem cobertura florestal original de aproximadamente 30% de seu território (consolidados).

Já para os demais grupos, verificou-se que a gestão financeira ambiental e a sua transparência foram justamente melhores para os municípios que mais desmataram (embargados) e piores para os municípios que possuem grande cobertura florestal original (base florestal). É provável que, nestes últimos, tenha ocorrido corte orçamentário na área de meio ambiente, com a concretização de riscos fiscais. Os municípios embargados tiveram as despesas maiores, provavelmente, em virtude de atividades de recuperação de danos ambientais. É possível que a formalização destes municípios como pertencentes à “lista dos que mais desmatam” tenha exercido uma pressão e contribuído para uma maior constância dos gastos, justificando a boa transparência.

No grupo de municípios sob influência de grandes projetos (pressionados), verificou-se o aumento do percentual de municípios com tendência de crescimento positivo dos gastos ambientais. É possível que tais projetos (de mineração, hidrelétricas etc.) corroborem para o aumento das despesas ambientais, mais associadas às atividades de conservação ou ao uso sustentável dos recursos naturais.

Por fim, a hipótese de pesquisa levantada, de que o empenho da gestão financeira ambiental foi ótimo nos municípios que apresentavam estrutura de

gestão ambiental completa foi confirmada apenas para dois, Marabá (embargado) e Paragominas (consolidado), de onze municípios. Entre os municípios que não confirmaram a hipótese de pesquisa, destaca-se o empenho péssimo para Irituia (consolidado) e ruim para Uruará (pressionado), Eldorado dos Carajás e Floresta do Araguaia (consolidados) e Óbidos (base florestal).

Dessa forma, conclui-se que as despesas públicas ambientais feitas pelos municípios paraenses no período de 2002 a 2011 foram insuficientes e possuíram baixa transparência, ao passo que o crescimento verificado para estes gastos não acompanhou o aumento das atribuições institucionais, mesmo nos municípios com capacidade de gestão ambiental completa. Além disso, o crescimento dos gastos ambientais dos municípios paraenses foi induzido não por uma gestão preventiva, mas sim corretiva (uma vez que ocorreu principalmente nos municípios embargados), o que pode não ter sido a forma mais efetiva de se implementar a gestão ambiental municipal.

REFERÊNCIAS

- BECKER, H. **Segredos e truques da pesquisa**. Rio de Janeiro: Zahar, 2007.
- BELL, S.; MORSE, S. **Sustainability indicators: measuring the immeasurable?** 2. ed. London: Earthscan, 2008.
- BELTRÃO, A. **Direito ambiental**. 2. ed. Rio de Janeiro: Forense; São Paulo: Método, 2009.
- BORINELLI, B. *et al.* Gastos públicos em meio ambiente no estado do Paraná: uma análise exploratória para o período 2002 a 2009. **Revista de Políticas Públicas**, São Luís, v. 15, n. 1, p. 99-108, 2011.
- BRASIL. Lei Federal nº 6.938, de 31 de agosto de 1981. Dispõe sobre a Política Nacional do Meio Ambiente, seus fins e mecanismos de formulação e aplicação, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, p. 16509, 2 set. 1981.
- _____. Constituição da República Federativa do Brasil de 1988. Brasília: Assembleia Nacional Constituinte, 1988.
- _____. Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, n. 86, seção 1, p. 68-85, 5 maio 2000a.
- _____. Lei Federal nº 9.985, de 18 de julho de 2000. Regulamenta o art. 225, § 1º, incisos I, II, III e VII da Constituição Federal, institui o Sistema Nacional de Unidades de Conservação da Natureza e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 19 jul. 2000b.

_____. Lei Federal nº 11.284, de 2 de março de 2006. Dispõe sobre a gestão de florestas públicas para a produção sustentável; institui, na estrutura do Ministério do Meio Ambiente, o Serviço Florestal Brasileiro – SFB; cria o Fundo Nacional de Desenvolvimento Florestal – FNDF; altera as Leis nºs 10.683, de 28 de maio de 2003, 5.868, de 12 de dezembro de 1972, 9.605, de 12 de fevereiro de 1998, 4.771, de 15 de setembro de 1965, 6.938, de 31 de agosto de 1981, e 6.015, de 31 de dezembro de 1973; e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, 3 mar. 2006.

_____. Lei Complementar nº 140, de 8 de dezembro de 2011. Fixa normas, nos termos dos incisos III, VI e VII do *caput* e do parágrafo único do art. 23 da Constituição Federal, para a cooperação entre a União, os Estados, o Distrito Federal e os Municípios nas ações administrativas decorrentes do exercício da competência comum relativas à proteção das paisagens naturais notáveis, à proteção do meio ambiente, ao combate à poluição em qualquer de suas formas e à preservação das florestas, da fauna e da flora; e altera a Lei nº 6.938, de 31 de agosto de 1981. **Diário Oficial da União**, Brasília, 9 dez. 2011.

BUARQUE, S. **Metodologia de planejamento do desenvolvimento local e municipal sustentável**: projeto de cooperação técnica Incra/IICA. Brasília: Incra; IICA, 1999.

BUENO, W.; OLIANA, F.; BORINELLI, B. O estudo do gasto público em meio ambiente. **Economia e Região**, Londrina, v. 1, n. 1, p. 118-133, jan./jul. 2013.

BURSZTYN, M. A.; BURSZTYN, M. **Fundamentos de política e gestão ambiental**: caminhos para a sustentabilidade. Rio de Janeiro: Garamond, 2012.

CARNEIRO, A.; MOURA, A.; GOUVEIA NETO, S. Análise da função de despesa gestão ambiental nos municípios de Rondônia. **Revista de Estudos Contábeis**, Londrina, v. 4, n. 7, p. 77-97, jul./dez. 2013.

COSTA, J.; FLEURY, M. O Programa “Municípios Verdes”: estratégias de revalorização do espaço em municípios paraenses. **Ambiente e Sociedade**, v. 18, n. 2, p. 61-76, 2015.

COUTO, T.; FREY, M. Análise da evidenciação da sustentabilidade pela contabilidade aplicada ao setor público municipal. **Revista de Contabilidade da UFBA**, Salvador, v. 11, n. 2, p. 45-62, maio/ago. 2017.

DANTAS, M. *et al.* Análise dos gastos públicos com gestão ambiental no Brasil. **Revista de Gestão Social e Ambiental**, São Paulo, v. 8, n. 3, p. 52-68, set./nov. 2014.

ESTADO DO PARÁ. Programa Municípios Verdes. Quem somos. **Governo do estado do Pará**, [s.d.]. Disponível em: <<https://bit.ly/32kLhaB>>. Acesso em: 14 set. 2016.

GUANDALINI, N.; BORINELLI, B.; GODOY, D. Gastos públicos ambientais nas capitais dos estados brasileiros: um estudo exploratório no período de 2002 a 2010. **Ciências Jurídicas e Empresariais**, Londrina, v. 14, n. 2, p. 207-216, set. 2013.

GUJARATI, D.; PORTER, D. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: McGraw-Hill Companies, 2011.

HENDRIKSEN, E.; BREDAS, M. **Teoria da contabilidade**. 1. ed. São Paulo: Atlas, 1999.

IDEFLOR – INSTITUTO DE DESENVOLVIMENTO FLORESTAL DO ESTADO DO PARÁ. **Relatório de atividades 2010**. Belém: Ideflor, 2010.

IDESP – INSTITUTO DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO, SOCIAL E AMBIENTAL DO PARÁ. **Perfil da gestão ambiental dos municípios paraenses**: Programa Municípios Verdes. Belém: Idesp, 2011.

IPCC – INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. **Technical summary**: Working Group III contribution to the IPCC 5th Assessment Report Climate Change 2014. Berlin: IPCC, 2014.

LOMBORG, B. **L'écologiste sceptique**: le véritable état de la planète. Paris: Le Cherche Midi, 2004. 620 p.

MAURO, C. Questões ambientais dos municípios. In: ROCHA, G. **Gestão ambiental**: desafios e experiências municipais no estado do Pará. Belém: Numa/UFGA; Edufra, 2007.

NEVES, E. **Diagnóstico da gestão ambiental municipal no estado do Pará**. Belém: PMV; Imazon; Clua, 2013.

NINA, A. S.; SZLAFSZTEIN, C. F. Efeitos de desastres naturais ao desempenho orçamentário do estado do Pará. **Novos Cadernos NAEA**, v. 17, n. 2, p. 265-285, dez. 2014.

PEREIRA, R. Orçamento público e os paradigmas do desenvolvimento sustentável. **Revista do TCU**, n. 112, p. 89-96, maio/ago. 2008.

PICOLI, R. **Sistema Nacional de Unidades de Conservação**: gastos efetivos e gastos necessários para garantir a conservação dos benefícios sociais da biodiversidade brasileira. 2011. 134 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2011.

SCARDUA, F. **Governabilidade e descentralização da gestão ambiental no Brasil**. 2003. 256 f. Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2003.

SCARDUA, F.; BURSZTYN, M. Descentralização da política ambiental no Brasil. **Sociedade e Estado**, Brasília, v. 18, n. 1/2, p. 291-314, jan./dez. 2003.

SERPA, D. **Dependência real ou aparente?** Uma análise das finanças públicas municipais brasileiras. 2014. 80 f. Monografia (Graduação) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014.

SHIH, M.-C. Trust and transparency in network governance: the implication of Taiwan's anti-corruption activities. **International Public Management Review**, v. 11, n. 2, 2010.

TRIDAPALLI, J. *et al.* Análise dos gastos ambientais no setor público brasileiro: características e propostas alternativas. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO, 34., 2010, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Anpad, 2010.

YOUNG, C. Orçamento público para gestão ambiental: uma análise voltada para as áreas protegidas. In: SIMPÓSIO DE ÁREAS PROTEGIDAS, 3., 2005, Pelotas. **Anais...** Pelotas: SAP, 2005.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Lei Federal nº 7.804, de 18 de julho 1989. Altera a Lei nº 6.938, de 31 de agosto de 1981, que dispõe sobre a Política Nacional do Meio Ambiente, seus fins e mecanismos de formulação e aplicação, a Lei nº 7.735, de 22 de fevereiro de 1989, a Lei nº 6.803, de 2 de julho de 1980, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, p. 12026, 20 jul. 1989.

_____. Resolução Conama nº 237, de 19 de dezembro 1997. Dispõe sobre a revisão e complementação dos procedimentos e critérios utilizados para o licenciamento ambiental. **Diário Oficial da União**, Brasília, n. 247, seção 1, p. 30841-30843, 22 dez. 1997.

_____. Portaria nº 42, de 14 de abril de 1999. Atualiza a discriminação da despesa por funções de que tratam o inciso I, do § 1º, do art. 2º, e § 2º, do art. 8º, ambos da Lei nº 4.320, de 17 de março de 1964; estabelece conceitos de função, subfunção, programa, projeto, atividade, operações especiais e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, n. 71, p.1, seção 1, 15 abr. 1999.

ESTADO DO PARÁ. Lei Estadual nº 6.963, de 16 de abril de 2007. Dispõe sobre a criação do Instituto de Desenvolvimento Florestal do Pará – Idefflor e do Fundo Estadual de Desenvolvimento Florestal – Fundefflor, e dá outras providências. **Diário Oficial do Estado do Pará**, n. 3906, 17 abr. 2007.

Data de submissão: 16/10/2017

Primeira decisão editorial em: 28/3/2018

Última versão recebida em: 3/1/2019

Aprovação final em: 7/1/2019

FIRM SIZE AND ECONOMIC DEVELOPMENT: EVIDENCE FOR THE BRAZILIAN MUNICIPALITIES¹

Douglas Mesquita Carneiro²

Carlos Eduardo Lobo e Silva³

Geoffrey J. D. Hewings⁴

This work uses spatial econometric analysis to investigate the importance of the size of firms for the economic development indicators of the Brazilian municipalities from 2000 to 2010. The investigation is motivated by the amount of resources and effort that governments dedicate to policies attracting and supporting local business. The estimated models present dissimilarity findings across sectors and development indicators. For instance, the sign of the relationship between employment growth and the size of firm depends on the sectors considered. Thus, the results recommend special attention on the part of policy makers in formulating their local development strategies.

Keywords: firm size; economic development; spatial econometric.

TAMANHO DAS EMPRESAS E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO: EVIDÊNCIAS PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

O trabalho utiliza análises econométricas espaciais para investigar a importância do tamanho das empresas para os indicadores de desenvolvimento econômico dos municípios brasileiros de 2000 a 2010. A investigação é motivada pela quantidade de recursos e esforços que os governos dedicam às políticas que atraem e apoiam negócios locais. Os modelos estimados apontam diferentes resultados entre setores e indicadores de desenvolvimento. Por exemplo, o sinal da relação entre o crescimento do emprego e o tamanho da empresa depende dos setores considerados. Assim, os resultados recomendam atenção especial aos formuladores de políticas na elaboração de suas estratégias de desenvolvimento local.

Palavras-chave: tamanho das empresas; desenvolvimento econômico; econometria espacial.

TAMAÑO DE LAS EMPRESAS Y DESARROLLO ECONÓMICO: EVIDENCIA PARA LOS MUNICIPIOS BRASILEÑOS

El trabajo utiliza análisis econométrico espacial para investigar la importancia del tamaño de las empresas para los indicadores de desarrollo económico de los municipios brasileños de 2000 a 2010. La investigación está motivada por la cantidad de recursos y esfuerzos que los gobiernos dedican a las políticas de atracción y apoyo a las empresas locales. Los modelos estimados muestran resultados diferentes entre sectores e indicadores de desarrollo. Por ejemplo, el signo de la relación entre el crecimiento del empleo y el tamaño de la empresa depende de los sectores considerados. Por lo tanto, los resultados recomiendan una atención especial por parte de los formuladores de políticas en la formulación de sus estrategias de desarrollo local.

Palabras clave: tamaño de las empresas; desarrollo económico; econometría espacial.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54art04>

2. Professor at the Lutheran University of Brazil (Ulbra) – Campus Torres. E-mail: <douglasmcarneiro@hotmail.com>.

3. Professor at the Pontifical Catholic University of Rio Grande do Sul (PUCRS). E-mail: <carlos.silva@pucrs.br>.

4. Emeritus professor at the University of Illinois at Urbana-Champaign. E-mail: <hewings@illinois.edu>.

TAILLE DES ENTREPRISES ET DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE: DONNÉES PROBANTES POUR LES MUNICIPALITÉS BRÉSILIENNES

Le document utilise des analyses économétriques spatiales pour étudier l'importance de la taille des entreprises pour les indicateurs de développement économique des municipalités brésiliennes de 2000 à 2010. La recherche est motivée par la quantité de ressources et d'efforts que les gouvernements consacrent aux politiques qui attirent et soutiennent les entreprises locales. Les modèles estimés montrent des résultats différents entre les secteurs et les indicateurs de développement. Par exemple, le signe de la relation entre la croissance de l'emploi et la taille de l'entreprise dépend des secteurs considérés. Les résultats recommandent donc une attention particulière aux décideurs dans l'élaboration de leurs stratégies de développement local.

Mots-clés: taille des entreprises; développement économique; économétrie spatiale.

JEL: C31; L11; O10; R11.

1 INTRODUCTION

Firm size has been object of intense investigation in economic literature. Normally the focus of this research object is the contrast between large business – the major players in the market – and a great number of small enterprises, that are individually vulnerable and sometimes dependents of public support, but collectively endowed with vast political capital (Moscarini and Postel-Vinay, 2012). However, empirical evidence is rather mixed about whether small and large firms differ in the aggregate, in terms of their impact on overall economic growth (Bruce et al., 2009).

According to Shaffer (2006a) if the firm size is important, there could be some characteristics associated to the large firms that might stimulate growth, and perhaps other factors related to the small firms that can act in favor of growth. A better understanding about these possibilities can stimulate the growth and development of a region or county.

Part of the debate in the literature is related to which created more jobs, the small business or the large ones. In favor of small firms, some research has shown the small firms as the greatest contributors to the employment growth (Komarek and Loveridge, 2015; Neumark, Wall and Zhang, 2011; Shaffer, 2006a).

Deller and McConnon Junior (2009), in their analysis for the U.S. states, suggest that the relation between employment growth and microenterprises change according to the sector. A higher share of microenterprises in the producing sector is associated with higher levels of employment growth. In the service sector, these enterprises have a positive relationship with the growth of employment.

In contrast to the works presented above, Bruce et al. (2009) and Ayyagari, Demircuc-Kunt and Maksimovic (2014) found a positive relation between large firms and employment growth. Indicating that faster employment growth is found in places with more large-firm activity.

The debate is also addressed in the relation between per capita income and firm size, more specifically an important trend in economic development policy-making is the promotion of small firms to enhance local economic growth.

However, as in the firm size-employment relation, with the results found in the literature is not possible asserting precisely which size firms are more significant contributors to the per capita income growth, depending mostly on the level of local development. Deller (2010) points out that in developing regions where institutions are not well established, the role of small business is unclear. Thus, in developing countries the relation between small firms and income growth may be negative (Acs, Desai and Hessels, 2008; Deller, 2010; Van Stel, Carree and Thurik, 2005).

In a context of developed economies, the findings indicate that smaller firms are associated with faster growth of income (Deller and McConnon Junior, 2009; Shaffer, 2002; Shaffer, 2006b). Komarek and Loveridge (2015), in turn, show that the most important for the regional income growth are the medium sized firms.

Firm size distribution can also be important to reduce poverty. Even though this concept is not well addressed in the literature there are some studies analyzing three factors associated to firm size and poverty reduction: these factors are, small and medium enterprise sectors (SME), entrepreneurship and self-employment.

As noticed by Deller and McConnon Junior (2009) most of the staff employed in small businesses is derived from secondary labor markets (e.g. lower education levels, women, minorities, immigrants, etc.). Thereby the promotion of small business may represent a poverty mitigation strategy (Deller and McConnon Junior, 2009).

The importance of small enterprises for the poverty reduction is also defended by Gebremariam, Gebremedhin and Jackson (2004). According to the authors, by creating jobs and promoting economic growth, small businesses play a critical role in poverty alleviation. They also play an important role in community development by enticing private investment back into undeveloped areas and spreading the benefits of economic growth to people and places too often left behind.

Another significant way to alleviate poverty is related to entrepreneurship. However, there are a reduced number of researches focusing in the relation between entrepreneurship and poverty, especially in developing countries. Amorós and Cristi (2011) found results indicating that entrepreneurship activities have a positive effect in reducing poverty.

In developing countries, the entrepreneurs are self-employed or have only a reduced number of employees (Banerjee and Duflo, 2007). Then, as well as entrepreneurship and SME, the self-employment could be a way to reduce poverty.

Rupasingha and Goetz (2013) analyzed the relation between poverty and self-employment, providing empirical evidence of the support of self-employment as a way to reduce the countrywide poverty.

As can be noted in the international academic literature, the firm size is a relevant issue and can be considered one of the relevant factors for the growth and development of a region. However, this issue is still little discussed in Brazil. In this sense Cravo, Becker and Gourlay (2012; 2015) investigate exclusively the relation between small and medium-sized enterprises (SME) and economic growth in Brazilian micro regions. The authors have found evidence suggesting a negative relation between SMEs and growth. However, when included the human capital variable in the small and medium size business variable, the relation becomes positive.

Before the analysis so far, this work aims in addition to filling a gap in Brazilian academic literature, to analyze more thoroughly the relationship between size of business and economic development. Therefore, the proposed models enable – in contrast with other articles on the subject for Brazilian economy – to estimate the relation between the firm size and income, employment and poverty growth in different sectors of the 5507 Brazilian municipalities from 2000 to 2010.

The relation between the size firms and economic growth is analyzed, considering the presence of geographic spillovers, as failing to consider aspects such as spatial dependency may cause econometric problems as omitted variable bias and endogeneity (Badinger, Müller and Tondl, 2004; Ertur and Koch, 2007; Mohl and Hagen, 2010).

In addition to this introduction, the article is divided into three more sections. In section 2, the methodologies and data used in this study are described. Section 3 presents an exploratory analysis of data and presents the main findings of the work. Next, final comments close the article.

2 METHODOLOGICAL ASPECTS

2.1 Specification of models

The empirical strategy of analyzing the relation between establishment size and economic growth of municipalities is set by using economic growth equations, according to the proposal of Beck, Demirguc-Kunt and Levine (2005), Bruce et al. (2009) and Shaffer (2002; 2006b).

Therefore, the hypothesis to be tested may be described through the following equation:

$$Growth_i = \alpha + \beta FirmSize_i + \delta ConditionalSet_i + \rho_t \quad (1)$$

where $Growth_i$ is the growth rate of per capita income, employment or poverty, $\beta FirmSize_i$ refers to different size of enterprises, $ConditionalSet_i$ is a standard variable vector used in economic growth equations, in this case referring to the log of income or employment in the initial year, human capital, physical capital, population density and population in the initial year, ρ_t is an error term.

The presence of geographic spillovers in the economic growth of regions is considered, therefore econometric problems may occur (Badinger, Müller and Tondl, 2004; Ertur and Koch, 2007; Mohl and Hagen, 2010). According to Dall'erba and Le Gallo (2008) there are three reasons to incorporate spatial effects in growth models. First, from an econometric standpoint, one of the hypotheses of OLS estimations is based on the independence of error terms, and any violation of this assumption leads to unreliable estimates and inferences. Second, it enables to capture effects of geographic overflows between regions. Third, spatial discrepancies on the dependent variable can act as outdated dependent variables to explain omitted variables.

The Lagrangian Multiplier tests (Anselin, 1996) were used to choose between spatial models. The results indicated that in order to control the effects of spatial dependence, the most appropriate for income and employment models are the spatial error model (SEM). Nevertheless, for poverty model, the test indicates the spatial autoregressive model (SAR).

The SEM (spatial error model) models spatial dependence by the error term, and it can be described by the following equation:

$$Growth_i = \alpha + \beta FirmSize_i + \delta ConditionalSet_i + \delta_i \quad (2)$$

$$\delta_i = \theta \sum_{j=1}^N w_{ij} \delta_j + \varepsilon_i$$

where variables are the same used in equation (1), except for the error term δ_i , which, through the w_{ij} term contains information regarding spatial structure and connectivity between regions $i \in j$, θ is the spatial error coefficient and $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2, I_n)$. This specification indicates that a random shock introduced in a region affects all regions through the spatial structure.

In the SAR (spatial autoregressive model), the spatial dependence is included in the model through the spatially lagged values of the dependent variable, as described in equation (3).

$$Growth_i = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} y Growth_j + \beta Z FirmSize_i + ConditionalSet_i + \rho_{it} \quad (3)$$

where ρ is the spatial autoregressive parameter and the other variables are the same used in the equation (1).

We use four different measures for establishment size, then the equation (2) is estimated using a single measure of establishment for each sector and each dependent variable, resulting in twelve separates sets of estimates for each dependent variables.

2.2 Exploratory spatial data analysis

The presence of spatial dependence will be tested through exploratory spatial data analysis (ESDA), showing if the parameters used in the analysis are constant or not in space.

The Moran's I test measures the level of global spatial autocorrelation, and is written in the following form:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_0} \right) \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (4)$$

where w_{ij} is a binary element of spatial weight matrix W which assumes value equal to 1 if the regions i e j are spatially connected, otherwise the value of the w_{ij} is zero; y_i denotes the analyzed variable in region i , $\bar{y}$ is the average value of the variable; n is the number of regions; e S_0 is the sum of all elements of W .

Values of I_t higher (smaller) than the expected value $E(I) = -\frac{1}{n-1}$ indicates positive (negative) spatial autocorrelation.

2.3 Data specification

The object of the analysis of this study is comprised of the 5507 municipalities in Brazil. In order to achieve the goals initially proposed, we used information deriving from different statistical basis regarding the period from 2000 to 2010 (table 1).

The dependent variables are the growth rates of per capita income, employment and poverty between the years 2000 and 2010. All explanatory variables are related to the first year of the analysis. This procedure aims to mitigate the endogeneity problem from the reverse causality (Bruce et al., 2009; Deller, 2010; Komarek and Loveridge, 2015; Shaffer, 2006a).

The variables related to human capital were divided into educational capital – percentage of individuals aged 25 years or older that completed high school – and health capital – infant mortality. It was decided to divide the human capital in educational capital and health capital, as in McDonald and Roberts (2002), because, according to the authors, not only the educational capital is positively

related to economic growth, but also a healthier population tends to be more productive and hence generate more growth, moreover its omission can generate a bias in the model.

TABLE 1
Variables and sources

Dependent variables	Year	Source
Per capita GDP growth	2000-2010	Ipeadata/IBGE
Employment growth	2000-2010	Rais
Poverty growth	2000-2010	Atlas do Desenvolvimento Humano
Independent variables		
ln per capita income	2000	Ipeadata/IBGE
ln employment	2000	Atlas do Desenvolvimento Humano
ln population	2000	Ipeadata/IBGE
Education	2000	Atlas do Desenvolvimento Humano
Child mortality	2000	Atlas do Desenvolvimento Humano
Physical capital	2000	Ipeadata/IBGE
Population density	2000	Ipeadata/IBGE
Microenterprise	2000	Rais
Small enterprise	2000	Rais
Medium enterprise	2000	Rais
Large enterprise	2000	Rais

Authors' elaboration.

The stock of residential capital was defined as a proxy for physical capital. This variable, is a component of overall physical capital stock (Chen, Guo and Zhu, 2011) and is used for analysis of smaller geographical units in Brazil (Barros Neto, Nakabashi and Sampaio, 2013; Lima and Silveira Neto, 2016; Nakabashi, Pereira and Sachsida, 2013).

The variable population density refers amount of individuals per square kilometer. It was inserted in the equation as a proxy for the agglomeration effects.

The firm size variable is gathered by calculating the ratio between the quantity of manufacturing (service) employees in each size and the quantity of employees in the total industrial (service) employment. Then, the firm size variable is measured by the share of the employment in four different categories of firm size in the total formal labor force in manufacturing and service sector, as in Beck, Demircug-Kunt and Levine (2005) and Komarek and Loveridge (2015).

Table 2 shows the result of calculating the firm size variable to a random municipality.

TABLE 2
Example
(In %)

Sector	Size	Microfirms	Small firms	Medium firms	Large firms
Manufacturing		19.71	28.19	7.68	44.42
Service		18.05	20.82	9.31	51.82

Sources: Rais (available at: <<https://bit.ly/3bbz8Y2>>; accessed on: Jan. 15, 2016); Sebrae (available at: <<https://bit.ly/2DiBvMg>>; accessed on: Oct. 20, 2015).
Authors' elaboration.

The definitions of size are based in Brazilian institutions (IBGE and Sebrae) in which the size of establishments are defined as the number of employees (table 3), and this definition is used by these institutions for policies in credit, technologies and export.

TABLE 3
Definition of firm size

Sector	Size	Microfirms	Small firms	Medium firms	Large firms
Manufacturing	< 19 employees	Between 20 and 99	Between 100 and 499	> 500 employees	
Service	< 9 employees	Between 10 and 49	Between 50 and 99	> 100 employees	

Source: Sebrae. Available at: <<https://bit.ly/2DiBvMg>>. Accessed on: Oct. 20, 2015.
Authors' elaboration.

2.4 Weight matrix

In order to express spatial interactions between municipalities, it is necessary to specify how these areas comprising the sample are connected, and the tool used to represent this connectivity is the spatial weights matrix.

In a spatial weight matrix the neighbor structure is defined by a $n \times n$ positive matrix (W) in which each element w_{ij} of the W matrix indicates how the localization i and localization j are spatially connected. The spatial weights w_{ij} are nonzero if the localization i and j are physically adjacent, and zero otherwise.

The matrix choice is according the structure of the sample. Since the size of the municipalities is not homogeneous, the use of a weight matrix based on distance or contiguity is likely to lead to a very unbalanced connectedness structure. A common solution to this problem consists of considering nearest neighbors weight matrices, forcing each unit to have the same number of neighbors (Anselin, 2002; De Dominicis, Arbia and De Groot, 2013).

The concept of the k nearest neighbors is calculated from the distance between the centroids of the regions and the form of this matrix is the following:

$$W = \begin{cases} w_{ij}^*(k) = 0 & \text{if } i = j \\ w_{ij}^*(k) = 1 & \text{if } d_{ij} \leq d_i(k) \\ w_{ij}^*(k) = 0 & \text{if } d_{ij} > d_i(k) \end{cases}$$

where $d_i(k)$ is the critical cut-off distance for each region i , d_{ij} is the great circle distance between centroids of region i and j . This spatial structure means that each region has exactly k neighbors.

In this study, the spatial weights matrices of the nearest k -neighbors ($k=5$) will be used.

3 FINDINGS

In this section the findings obtained from the estimations of the employment, income and poverty growth models are reported. The models were estimated by spatial error model (SEM) – for income and employment – and by spatial autoregressive model (SAR) for poverty. The k -nearest matrix ($k=5$) was used for estimate all models.

The spatial parameters λ – spatial parameter for the spatially lagged error term – and ρ – spatial autoregressive parameter for the spatially lagged dependent variable – presented positive and significant values in all estimations. This indicates that the spatial structure influences the path of the growth rate and that neglecting spatial dependence may generate omitted variable bias and lead to inconsistent estimators.

In income model (table 4), all the explanatory variables from income model presented statistical significance, indicating several consistent determinants of income growth. The negative sign of the natural logarithm of income in the initial year is in accordance with neoclassical growth models. Such finding indicates a convergence process, in which regions with lower levels of initial per capita income tend to grow more rapidly than those where this level of initial income is higher.

Same inverse relation was found to the variables health and population density, indicating that unhealthier population and agglomeration can lead to a lower income growth rate. The positive sign of the variables associated with human capital, physical capital also indicates the importance of these variables to the income growth of the municipalities.

TABLE 4
Results of spatial error model (SEM) – income growth

Variables	Income growth							
	Manufacturing				Service			
Ln income	-0.5709*** (-57.24)	-0.5738*** (-57.37)	-0.5701*** (-57.25)	-0.5703*** (-57.22)	-0.5701*** (-57.28)	-0.5702*** (-57.24)	-0.5701*** (-57.28)	-0.5702*** (-57.25)
Ln population	-0.0012 (-0.51)	-0.0025 (-0.9983)	-0.0019 (-0.75)	-0.0014 (-0.56)	-0.0013 (-0.54)	-0.0017 (-0.69)	-0.0005 (-0.21)	-0.0016 (-0.63)
Education	0.0065*** (9.73)	0.0067*** (9.97)	0.0066*** (9.79)	0.0066*** (9.79)	0.0066*** (9.79)	0.0065*** (9.78)	0.0065*** (9.78)	0.0065*** (9.79)
Health	-0.0071*** (-22.03)	-0.0070*** (-21.98)	-0.0069*** (-22.07)	-0.0071*** (-22.08)	-0.0071*** (-22.05)	-0.0071*** (-22.09)	-0.0071*** (-22.08)	-0.0071*** (-22.08)
Population density	-0.000008* (-1.68)	-0.000007 (-1.54)	-0.000008 (-1.60)	-0.000008* (-1.65)	-0.000008* (-1.69)	-0.00008 (-1.62)	-0.000009* (-1.75)	-0.00008 (-1.64)
Physical capital	0.0373*** (14.29)	0.0370*** (14.25)	0.0367*** (14.11)	0.0369*** (14.17)	0.0370*** (14.26)	0.0368*** (14.19)	0.0370*** (14.26)	0.0369*** (14.20)
Microfirms	0.0076 (1.63)				-0.0236*** (-2.66)			
Small firms		0.0231*** (3.34)				0.0082 (0.79)		
Medium firms			0.0070 (0.78)				0.0165** (2.34)	
Large firms				-0.0036 (-0.27)				0.0012 (0.21)
λ	0.5909*** (41.31)	0.5916*** (41.40)	0.5902*** (41.22)	0.5909*** (41.31)	0.5911*** (41.34)	0.5901*** (41.20)	0.5886*** (41.01)	0.5909*** (41.31)
Observations	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507
Log-likelihood (LIK)	2825.97	2830.23	2824.94	2824.67	2828.18	2824.94	2827.36	2824.65

Sources: Rais (available at: <<https://bit.ly/3bbz8Y2>>; accessed on: Jan. 15, 2016); Ipeadata (available at: <<https://bit.ly/3g12Uuw>>; accessed on: Jan. 20, 2016); Atlas do Desenvolvimento Humano (available at: <<https://bit.ly/3gETc6g>>; accessed on: Jan. 25, 2016).

Authors' elaboration.

Obs.: 1. Numbers between brackets are z statistics.

2. ***, ** and * indicate that estimated parameters are significantly different from zero at 1%, 5% and 10% levels.

In the main variables under investigation, firm size, findings indicate a positive and statistically significant sign for the small manufacturing variable. Therefore, it can be inferred that in municipalities where the percentage of employees in small firms of the industrial sector was higher, the growth of per capita income was faster. This result is consistent with the results obtained by Shaffer (2002) in an analysis for US counties.

For the other size of firms in manufacturing sector, the findings show not significant effect in income growth.

In the service sector, the relation between size firm and income growth is different. The medium firms have a positive relation with the income growth, while the micro ones have a negative relation with the growth of per capita income. The results are not significant for small and large enterprises in the service sector.

The different results related to micro and small firms in service and manufacturing sector are in consonance with Rajan and Zingales (2001), whose claim is that different mechanism and characteristics work in different sectors. This fact tends to possibly generate impact on the income that vary according to the sector analyzed.

In both service and manufacturing sector, the large business did not show statistical significance in relation the income growth.

The findings related to employment model (table 5) presented negative sign to the microenterprises. Therefore, it is not possible to infer the impact of the presence of small firms in the employment growth rate. This results are in opposition to the view that smaller firms are generally associated to larger rates of employment growth, probably due to the fact that in developing countries the role of micro and small enterprises is not clear due to not well established institutions (Deller and McConnon Junior, 2009).

TABLE 5
Results of spatial error model (SEM) – employment growth

Variables	Employment growth							
	Manufacturing				Service			
Ln employment	-0.5529*** (-62.85)	-0.5544*** (-62.46)	-0.5567*** (-62.58)	-0.5577*** (-62.97)	-0.4256*** (-46.51)	-0.5471*** (-57.24)	-0.5534*** (-62.87)	-0.4802*** (-49.27)
Ln population	0.5553*** (43.36)	0.5565*** (43.49)	0.5551*** (43.39)	0.5538*** (43.30)	0.4255*** (33.87)	0.5453*** (42.63)	0.5622*** (43.31)	0.5048*** (39.03)
Education	0.0078*** (3.27)	0.0077*** (3.26)	0.0078*** (3.30)	0.0074*** (3.13)	0.0034 (1.58)	0.0070*** (2.96)	0.0076*** (3.22)	0.0053** (2.30)
Health	-0.0058*** (-5.83)	-0.0055*** (-5.54)	-0.0056*** (-5.68)	-0.0058*** (-5.90)	-0.0029*** (-3.19)	-0.0053*** (-5.37)	-0.0055*** (-5.56)	-0.0035*** (-3.62)
Population density	-0.00003* (-1.84)	-0.00003* (-1.79)	-0.00003* (-1.73)	-0.00003* (-1.83)	-0.0000008 (-0.04)	-0.00003 (-1.56)	-0.00003** (-2.01)	-0.00003* (-1.69)
Physical capital	0.0556*** (6.90)	0.0571*** (7.11)	0.0554*** (6.89)	0.0554*** (6.91)	0.0270*** (3.69)	0.0546*** (6.85)	0.0578*** (7.19)	0.0411*** (5.20)
Microfirms	-0.0377** (-1.97)				1.1063*** (29.30)			
Small firms		0.0426 (1.50)				0.3485*** (8.22)		

(Continues)

(Continued)

Variables	Employment growth							
	Manufacturing				Service			
Medium firms	0.1123*** (3.04)				0.0731** (2.53)			
Large firms	0.2471*** (4.48)				-0.3904*** (-15.76)			
λ	0.2958*** (15.29)	0.2974*** (15.39)	0.2951*** (15.25)	0.2964*** (15.33)	0.2452*** (12.27)	0.2952*** (15.25)	0.3001*** (15.56)	0.2936*** (15.15)
Observations	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507
Log-likelihood (LIK)	-4700.21	-4701.03	-4697.54	-4692.11	-4307.05	-4668.51	-4698.95	-4580.62

Sources: Rais (available at: <<https://bit.ly/3bbz8Y2>>; accessed on: Jan. 15, 2016); Ipeadata (available at: <<https://bit.ly/3gI2UUw>>; accessed on: Jan. 20, 2016); Atlas do Desenvolvimento Humano (available at: <<https://bit.ly/3gETc6g>>; accessed on: Jan. 25, 2016).

Authors' elaboration.

Obs.: 1. Numbers between brackets are z statistics.

2. ***, ** and * indicate that estimated parameters are significantly different from zero at 1%, 5% and 10% levels.

The positive sign to medium and large firms in the manufacturing sector indicates that in municipalities where the presence of medium and large enterprises of the industrial sector was higher, the growth of employment was faster.

The relation between firm size and employment growth is also different when is analyzed the service sector. The findings show a positive and significant sign to the variables micro, small and medium enterprises. By inserting the variable referring to large firms, the findings show a negative and significant sign for the large ones in the service sector. Such finding indicates that in the regions where the presence of large firms of the service sector is higher, the growth rate of employment is lower.

This difference between services and manufacturing, with opposite trends between sectors, it is even clearer than the difference found in the income model. In this model, the smaller the firm size in the service sector, higher employment growth. While in manufacturing larger firms are positively correlated with employment growth.

The negative sign of the natural logarithm of employment in the first year indicates a convergence process, as in income model. The variables related to population, education and physical capital presented a positive sign. This demonstrated the importance of such variables in order to explain the growth of employment. The variables related to health and agglomeration effects presented negative and significant sign.

In both models, income e employment, the spatial parameter for the spatially lagged error term (λ) presented positive and significant values. It means that a random shock introduced in a specific municipality will impact, besides the income and employment rates of the same municipality, it will impact also the income and employment rates of others municipalities.

The findings on firm size and poverty growth (table 6) indicate statistic significance only for firms in the manufacturing sector. The results show that different size of firm differ in terms of their impact on poverty growth.

Micro firms in the manufacturing sector have a positive and statistically significant relation with growth in poverty. Then it can be said that faster poverty growth is found in municipalities with more micro firm activity. On the other hand, municipalities with more small, medium and large firms in the manufacturing sector are related with lower poverty growth, specially the medium and large ones that presented higher coefficient associated to poverty growth.

TABLE 6
Results of spatial autoregressive model (SAR) – poverty growth

Variables	Poverty growth							
	Manufacturing				Service			
Ln poverty	-0.1310*** (-9.23)	-0.1310*** (-9.25)	-0.1347*** (-9.48)	-0.1295*** (-9.16)	-0.1275*** (-8.99)	-0.1301*** (-9.17)	-0.1281*** (-9.05)	-0.1265*** (-8.89)
Ln population	0.0520*** (10.44)	0.0538*** (10.75)	0.0556*** (10.97)	0.0533*** (10.57)	0.0507*** (10.24)	0.0515*** (10.37)	0.0518*** (10.24)	0.0516*** (10.36)
Education	-0.0028** (-2.47)	-0.0028** (-2.49)	-0.0028** (-2.45)	-0.0026** (-2.31)	-0.0027** (-2.41)	-0.0027** (-2.36)	-0.0027** (-2.38)	-0.0027** (-2.38)
Health	0.006*** (11.57)	0.0057*** (11.10)	0.0059*** (11.50)	0.006*** (11.54)	0.0059*** (11.45)	0.0059*** (11.43)	0.0059*** (11.46)	0.0059*** (11.46)
Population density	0.00003*** (3.93)	0.00003*** (3.70)	0.00003*** (3.77)	0.00003*** (3.90)	0.00003*** (3.96)	0.00003*** (3.89)	0.00003*** (3.84)	0.00003*** (3.88)
Physical capital	-0.0584*** (-11.86)	-0.0586*** (-11.92)	-0.0581*** (-11.81)	-0.0582*** (-11.80)	-0.0585*** (-11.87)	-0.059*** (-11.98)	-0.0586*** (-11.89)	-0.0583*** (-11.80)
Microfirms	0.0193* (1.84)				0.0183 (0.93)			
Small firms		-0.0572*** (-3.70)				-0.0325 (-1.40)		
Medium firms			-0.0835*** (-4.16)				0.0135 (0.85)	
Large firms				-0.0703** (-2.34)				-0.0143 (-1.21)
P	0.583*** (42.78)	0.580*** (42.51)	0.5814*** (42.64)	0.5819*** (42.66)	0.5819*** (42.66)	0.5824*** (42.72)	0.5822*** (42.71)	0.5817*** (42.63)
Observations	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507	5,507
Log-likelihood (LIK)	-1564.32	-1559.17	-1557.35	-1563.26	-1565.58	-1565.04	-1565.66	-1565.29

Sources: Rais (available at: <<https://bit.ly/3bbz8Y2>>; accessed on: Jan. 15, 2016); Ipeadata (available at: <<https://bit.ly/3gL2UUw>>; accessed on: Jan. 20, 2016); Atlas do Desenvolvimento Humano (available at: <<https://bit.ly/3gETc6g>>; accessed on: Jan. 25, 2016).

Authors' elaboration.

Obs.: 1. Numbers between brackets are z statistics.

2. ***, ** and * indicate that estimated parameters are significantly different from zero at 1%, 5% and 10% levels.

These results are in part according to the literature (Deller and McConnon Junior, 2009; Gebremariam, Gebremedhin and Jackson, 2004) that defends the importance of small and medium enterprises (SME) for poverty reduction. However also brings results regarding the importance of large firms for the poverty alleviation. The negative relation between poverty growth and large firms can be explained by the more permanent and effective jobs associated to large firms (Shaffer, 2006b).

As in income and employment models, the natural logarithm of poverty in the first year presented a negative sign, indicating a convergence process. The education and physical capital also presented negative sign. The variables related to health, agglomeration and population show positive and significant sign.

The positive and significant value of the spatial parameter ρ indicates that municipalities whose neighbors have high growth of poverty tend to have higher poverty growth as well.

4 DISCUSSION AND CONCLUSION

The purpose of this work is to analyze in an empirical manner the relation between firm size and economic development of Brazilian municipalities during the period from 2000 to 2010. More specifically, we used spatial econometrics to analyze the relation between size of manufacturing/service firms and the growth rate of income, employment and poverty.

The use of the municipalities-level data, the different economic development metrics and the sector-specific data used here are more disaggregated than in most prior studies. It allows us to better understanding the issue.

The findings indicate that firm size plays an important role on economic development. Nonetheless the results change according to the metric of measure and the type of sector. This dissimilarity can be associated to different mechanisms and characteristics that are related to different sectors.

The estimated models allow us to obtain some important results. Considering manufacturing sectors, employment growth is significantly and positively related to the size of the firm, whereas the same relation is statistically significant and negative for service sectors. Consistently with this, when poverty growth becomes the exogenous variable, the size of manufacturing firms has the opposite sign: small, medium, and large ones present significant and negative effect on poverty growth. Finally and quite unexpectedly, microenterprises of service sectors have negative effect on income growth, contrasting to their positive effect on employment.

Overall, the results have some implications to policy makers. The main one point is regarding the dissimilarity findings across sectors and development indicators. This fact recommends special attention on the part of policy makers in formulating their local development strategies. Thus, one should take into account specific regional needs to establish appropriated environment and policies.

REFERENCES

- ACS, Z.; DESAI, S.; HESSELS, J. Entrepreneurship, economic development and institutions. **Small Business Economics**, n. 31, p. 219-234, Oct. 2008.
- AMORÓS, J. E.; CRISTI, O. Poverty and entrepreneurship in developing countries. In: MINNITI, M. (Ed.). **The Dynamics of entrepreneurship: evidence from global entrepreneurship monitor data**. Oxford: Oxford University Press, 2011. p. 209-230.
- ANSELIN, L. The moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: FISCHER, M.; SCHOLTEN, H.; UNWIN, D. (Eds.). **Spatial analytical perspectives on GIS**. London: Taylor and Francis, 1996. p. 111-125.
- _____. Under the hood: issues in the specification and interpretation of spatial regression models. **Agricultural Economics**, Milwaukee, v. 27, n. 3, p. 247-267, Nov. 2002.
- AYYAGARI, M.; DEMIRGUC-KUNT, A.; MAKSIMOVIC, V. Who creates jobs in developing countries? **Small Business Economics**, v. 43, n. 1, p. 75-99, 2014.
- BADINGER, H.; MÜLLER, W.; TONDL, G. Regional convergence in the European Union, 1985-1999: a spatial dynamic panel analysis. **Regional Studies**, Sussex, v. 38, n. 3, p. 241-253, 2004.
- BANERJEE, A. V.; DUFLO, E. The Economic lives of the poor. **Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 1, p. 141-167, 2007.
- BARROS NETO, G.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. Determinantes do capital físico: o papel do capital humano e da qualidade institucional. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41st., 2013, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2013.
- BECK, T.; DEMIRGUC-KUNT, A.; LEVINE, R. SMEs, growth, and poverty: cross-country evidence. **Journal of Economic Growth**, n. 10, p. 199-229, Sept. 2005.
- BRUCE, D. et al. (Small) business activity and state economic growth: does size matter? **Regional Studies**, Sussex, v. 43, n. 2, p. 229-245, Apr. 2009.

CHEN, J.; GUO, F.; ZHU, A. The housing-led growth hypothesis revisited: evidence from the Chinese provincial panel data. **Urban Studies**, Glasgow, v. 48, n. 10, p. 2049-2067, Aug. 2011.

CRAVO, T. A.; BECKER, B.; GOURLAY, A. SMEs and regional economic growth in Brazil. **Small Business Economics**, v. 38, n. 2, p. 217-230, Feb. 2012.

_____. Regional growth and SMEs in Brazil: a spatial panel approach. **Regional Studies**, Sussex, v. 49, n. 12, p. 1-22, May 2015.

DALL'ERBA, S.; LE GALLO, J. Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: a spatial econometric analysis. **Papers in Regional Science**, Azores, v. 87, n. 2, p. 219-245, 2008.

DE DOMINICIS, L; ARBIA, G; DE GROOT, H, L. Concentration of manufacturing and service sector in Italy: accounting for spatial dependence and firm size distribution. **Regional Studies**, Sussex, v. 47, n. 3, p. 405-418, 2013.

DELLER, S. C. Spatial variations in the role of microenterprises in economic growth. **The Review of Regional Studies**, v. 40, n. 1, p. 71-97, 2010.

DELLER, S. C.; MCCONNON JUNIOR, J. C. Microenterprises and economic growth: a panel study of the US states 1977-1997. **Applied Economic Letters**, v. 16, n. 13, p. 1307-1312, 2009.

ERTUR, C.; KOCH, W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. **Journal of Applied Econometrics**, v. 22, n. 6, p. 1033-1062, Sept./Oct. 2007.

GEBREMARIAM, G.; GEBREMEDHIN, T.; JACKSON, R. The role of small business in economic growth and poverty alleviation in West Virginia: an empirical analysis. In: AMERICAN AGRICULTURAL ECONOMICS ASSOCIATION ANNUAL MEETING, 2004, Denver. **Anais...** Denver, Colorado: AAEA, Aug. 2004.

KOMAREK, T.; LOVERIDGE, S. Firms size and economic development: estimating long-term effects on U.S. county growth, 1990-2000. **Journal of Regional Science**, v. 55, n. 2, p. 262-279, Mar. 2015.

LIMA, R. C.; SILVEIRA NETO, R. M. Physical and human capital and Brazilian regional growth: spatial econometric approach for the period 1970-2010. **Regional Studies**, Sussex, v. 50, n. 10, p. 1688-1701, 2016. MCDONALD, S.; ROBERTS, J. Growth and multiple forms of human capital in an augmented Solow model: a panel data investigation. **Economics Letters**, v. 74, n. 2, p. 271-276, Jan. 2002.

MOHL, P.; HAGEN, T. Do EU structural funds promote regional growth? New evidence from various panel data approaches. **Regional Science and Urban Economics**, n. 40, n. 5, p. 353-365, Sep. 2010.

MOSCARINI, G.; POSTEL-VINAY, F. The Contribution of large and small employers to job creation in times of high and low unemployment. **American Economic Review**, v. 102, n. 6, p. 2509-2539, 2012.

NAKABASHI, L.; PEREIRA, A.; SACHSIDA, A. Institutions and growth: a developing country case study. **Journal of Economic Studies**, v. 40, n. 5, p. 614-634, 2013.

NEUMARK, D.; WALL, B.; ZHANG, J. Do small businesses create more jobs? New evidence for the United States from the national establishment time series. **The Review of Economics and Statistics**, v. 93, n. 1, p. 16-29, 2011.

RAJAN, R. G.; ZINGALES, L. The Firm as a dedicated hierarchy: a theory of the origins and growth of firms. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 116, n. 3, p. 805-851, 2011.

RUPASINGHA, A.; GOETZ, S. J. Self-employment and local economic performance: evidence from US counties. **Papers in Regional Science**, v. 92, n. 1, p. 141-162, 2013.

SHAFFER, S. Firm size and economic growth. **Economic Letters**, v. 76, n. 2, p. 195-203, July 2002.

_____. Establishment size and local employment growth. **Small Business Economics**, n. 26, n. 5, p. 439-454, June 2006a.

_____. Establishment size by sector and county-level economic growth. **Small Business Economics**, v. 26, n. 2, p. 145-154, Mar. 2006b.

VAN STEL, A.; CARREE, M.; THURIK, R. The effect of entrepreneurial activity on national economic growth. **Small Business Economics**, n. 24, p. 311-321, Apr. 2005.

COMPLEMENTARY BIBLIOGRAPHY

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht, Netherlands: Springer, 1988.

_____. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, Ohio, v. 27, n. 2, p. 93-115, Apr. 1995.

ARAÚJO, G. D.; HIRATUKA, C. Exportações das firmas domésticas e influências das firmas transnacionais. In: DE NEGRI, J. A.; ARAÚJO, B. C. (Eds.). **As empresas brasileiras e o comércio internacional**. Brasília: Ipea, 2007. p. 317-339.

ARBIA, G.; LE GALLO, J.; PIRAS, G. Does evidence on regional convergence depend on the estimation strategy? Outcomes from analysis of a set of NUTS2 EU regions. **Spatial Economic Analysis**, Sussex, v. 3, n. 2, p. 209-224, June 2008.

BIESEBROECK, J. V. Firm size matters: growth and productivity growth in African manufacturing. **Economic Development and Cultural Change**, Chicago, v. 53, n. 3, p. 545-583, Apr. 2005.

CRAVO, T. A. SMEs and economic growth in the Brazilian micro-regions. **Papers in Regional Science**, Azores, v. 89, n. 4, p. 711-735, Nov. 2010.

DE NEGRI, J. A. Rendimentos crescentes de escala e o desempenho exportador das firmas no Brasil. In: DE NEGRI, J. A.; ARAÚJO, B. C. O. (Eds.). **As empresas brasileiras e o comércio internacional**. Brasília: Ipea, 2007. p. 189-214.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R. Growth econometrics. In: AGHION, P.; DURLAUF, S. (Eds.). **Handbook of economic growth**. [s.l.]: Elsevier, 2005. p. 555-677.

ERTUR, C.; LE GALLO, J.; BAUMONT, C. The European regional convergence process, 1980-1995: do spatial regimes and spatial dependence matters? **International Regional Science Review**, v. 29, n. 1, p. 3-34, Jan. 2006.

ESTEVE-PEREZ, S. et al. A survival analysis of manufacturing firms in export markets. In: ARAUZO-CAROD, J. M.; MANJON-ANTOLIN, M. C. **Entrepreneurship, industrial location, and economic growth**. Bloomington: Edward Elgar Publishing, 2007.

GOMES, V.; ELLERY JUNIOR, R. Perfil das exportações, produtividade e tamanho das firmas no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 61, n. 1, p. 33-48, Jan./Mar. 2007.

IDSON, T. L.; OI, W. Y. Workers are more productive in large firms. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 89, n. 2, p. 104-108, May 1999.

LEE, K. et al. Big businesses and economic growth: identifying a binding constraint for growth with country panel analysis. **Journal of Comparative Economics**, v. 41, n. 2, p. 561-582, May 2013.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. London: CRC Press/Taylor & Francis Group, 2009.

LING-YEE, L.; OGUNMOKUN, O. The influence of interfirm relational capabilities on export advantage and performance: an empirical analysis. **International Business Review**, v. 10, n. 4, p. 399-420, Aug. 2001.

LIU, X.; SHU, C. Determinants of exports performance: evidence from Chinese industries. **Economics of Planning**, v. 36, n. 1, p. 45-67, Mar. 2003.

LOVERIDGE, S.; NIZALOV, D. Operationalizing the entrepreneurial pipeline theory: an empirical assessment of the optimal size distribution of local firms. **Economic Development Quarterly**, Cleveland, v. 21, n. 3, p. 244-262, Aug. 2007.

MUELLER, P. Exploiting entrepreneurial opportunities: the impact of entrepreneurship on growth. **Small Business Economics**, v. 28, n. 4, p. 355-362, Apr. 2007.

PAGANO, P.; SCHIVARDI, F. Firm size distribution and growth. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 105, n. 2, p. 255-274, June 2003.

RAMAJO, J. et al. Spatial heterogeneity and interregional spillovers in the European Union: do cohesion policies encourage convergence across regions? **European Economic Review**, v. 52, n. 3, p. 551-567, Apr. 2008.

RESENDE, G. Multiple dimensions of regional economic growth: the Brazilian case, 1991-2000. **Papers in Regional Science**, Azores, v. 90, n. 3, p. 629-662, Aug. 2011.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, Sussex, v. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

SILVA, C. E. L. O impacto do BNDES Exim no tempo de permanência das firmas brasileiras no mercado internacional: uma análise a partir dos microdados. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 38, p. 9-36, Jan./June 2012.

SILVEIRA-NETO, R.; AZZONI, C. R. Location and regional income disparity dynamics: the Brazilian case. **Papers in Regional Science**, Azores, v. 85, n. 4, p. 599-613, Feb. 2006.

ZWEIFEL, P. **Services in Switzerland**: structure, performance, and implications of European economic integration. Berlin; Hidelberg: Springer-Verlag, 1993.

APPENDIX A

RESULTS OF MORAN'S I

The table A.1 shows the results of Moran's I for all variables used in the regressions with different weights matrices.

TABLE A.1
Moran's I

	Income growth	Employment growth	In income	In employment	Human capital	Population density	Child mortality	
Queen first	0.3042 (0.001)	0.2488 (0.001)	0.7908 (0.001)	0.3971 (0.001)	0.4638 (0.001)	0.5009 (0.001)	0.8431 (0.001)	
Queen second	0.2808 (0.001)	0.2362 (0.001)	0.7686 (0.001)	0.3581 (0.001)	0.4139 (0.001)	0.3323 (0.001)	0.8294 (0.001)	
Queen third	0.2602 (0.001)	0.2272 (0.001)	0.7472 (0.001)	0.3252 (0.001)	0.3797 (0.001)	0.2217 (0.001)	0.8103 (0.001)	
k-nearest (k=5)	0.31 (0.001)	0.2491 (0.001)	0.7914 (0.001)	0.4023 (0.001)	0.4606 (0.001)	0.5785 (0.001)	0.8526 (0.001)	
k-nearest (k=10)	0.2953 (0.001)	0.2437 (0.001)	0.7825 (0.001)	0.3871 (0.001)	0.4347 (0.001)	0.4545 (0.001)	0.8436 (0.001)	
k-nearest (k=15)	0.2866 (0.001)	0.2429 (0.001)	0.7760 (0.001)	0.3744 (0.001)	0.4205 (0.001)	0.3981 (0.001)	0.8371 (0.001)	
	Manufacturing				Service			
	Micro	Small	Medium	Large	Micro	Small	Medium	Large
Queen first	0.0831 (0.001)	0.1145 (0.001)	0.1516 (0.001)	0.1131 (0.001)	0.1063 (0.001)	0.0802 (0.001)	0.0802 (0.001)	0.2111 (0.001)
Queen second	0.0723 (0.001)	0.1035 (0.001)	0.1251 (0.001)	0.0929 (0.001)	0.0886 (0.001)	0.0658 (0.001)	0.0831 (0.001)	0.2059 (0.001)
Queen third	0.0583 (0.001)	0.0924 (0.001)	0.1143 (0.001)	0.0756 (0.001)	0.0849 (0.001)	0.0571 (0.001)	0.0791 (0.001)	0.1986 (0.001)
k-nearest (k=5)	0.0978 (0.001)	0.1271 (0.001)	0.1490 (0.001)	0.1105 (0.001)	0.1151 (0.001)	0.0901 (0.001)	0.0997 (0.001)	0.2353 (0.001)
k-nearest (k=10)	0.0860 (0.001)	0.1179 (0.001)	0.1400 (0.001)	0.0940 (0.001)	0.0939 (0.001)	0.0684 (0.001)	0.0908 (0.001)	0.2256 (0.001)
k-nearest (k=15)	0.0782 (0.001)	0.1135 (0.001)	0.1350 (0.001)	0.0973 (0.001)	0.0947 (0.001)	0.0688 (0.001)	0.0928 (0.001)	0.2238 (0.001)

Sources: Rais (available at: <<https://bit.ly/3bbz8Y2>>; accessed on: Jan. 15, 2016); Ipeadata (available at: <<https://bit.ly/3gLUUw>>; accessed on: Jan. 20, 2016); Atlas do Desenvolvimento Humano (available at: <<https://bit.ly/3gETc6g>>; accessed on: Jan. 25, 2016).

Obs.: Numbers between brackets are *p* values and indicate significance at 5%.

Data de submissão: 30/10/2017

Primeira decisão editorial em: 27/9/2018

Aprovação final em: 27/9/2018

A SUSTENTABILIDADE DA POLÍTICA FISCAL NA PRESENÇA DE QUEBRAS ESTRUTURAIS: UMA EVIDÊNCIA PARA O RIO GRANDE DO SUL¹

Cristiano Aguiar de Oliveira²

Daniela Pias³

Este artigo avalia a sustentabilidade da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul no longo prazo. Para isso, utiliza informações do período compreendido entre 1970 e 2015, a fim de testar a existência de raízes unitárias no resultado primário e na dívida pública, bem como testar a existência de cointegração entre a dívida pública e o resultado primário e entre a receita tributária e a despesa primária, a partir de testes que permitem a presença de quebras estruturais. Diferentemente da literatura existente, os resultados deste estudo indicam que a política fiscal do estado não é sustentável no longo prazo. O artigo conclui que são necessárias mudanças na política fiscal, com o aumento de receitas e/ou redução de despesas, a fim de que não somente o estado tenha recursos para honrar seus compromissos no curto prazo, mas também para garantir sua solvência no longo prazo.

Palavras-chave: política fiscal; raiz unitária; cointegração; Rio Grande do Sul.

THE SUSTAINABILITY OF FISCAL POLICY IN THE PRESENCE OF STRUCTURAL BREAKS: AN EVIDENCE FROM RIO GRANDE DO SUL

This paper evaluates the sustainability of the fiscal policy of the state of Rio Grande do Sul in the long run. To this goal, it uses information from the period 1970 to 2015 to test the existence of unitary roots in primary budget balance and public debt and to test the existence of cointegration between public debt and primary budget balance and between tax revenue and primary expenditure with tests that allow the presence of structural breaks. Differently from the existing literature, the results of this study indicate that the state's fiscal policy is not sustainable in the long term. The paper concludes that changes in fiscal policy are necessary, with the increase of revenues and or reduction of expenses, not only to the state to have the resources to honor its payments in the short run, but also to guarantee its solvency in the long run.

Keywords: fiscal policy; unit roots; cointegration; Rio Grande do Sul.

LA SOSTENIBILIDAD DE LA POLÍTICA FISCAL EN PRESENCIA DE QUIEBRAS ESTRUCTURALES: EVIDENCIA PARA RIO GRANDE DO SUL

Este artículo evalúa la sostenibilidad de la política fiscal del estado de Rio Grande do Sul a largo plazo. Para este fin, utiliza información del período de 1970 a 2015 para probar la existencia de raíces unitarias en el resultado primario y en la deuda pública y para probar la existencia de cointegración entre la deuda pública y el resultado primario y entre los ingresos fiscales y el gasto primario de pruebas que permiten la presencia de quiebras estructurales. A diferencia de la literatura

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54art05>

2. Professor associado da Universidade Federal do Rio Grande (FURG). *E-mail:* <cristiano.oliveira@furg.br>.

3. Bacharel em economia pela FURG. *E-mail:* <danielapias@hotmail.com>.

existente, los resultados de este estudio indican que la política fiscal del estado no es sostenible a largo plazo. El artículo concluye que los cambios en la política fiscal son necesarios, con el aumento de los ingresos y/o la reducción de los gastos, para que no solo el estado tenga recursos para cumplir sus compromisos a corto plazo, sino también para garantizar su solvencia a largo plazo.

Palabras clave: política fiscal; raíz unitaria; cointegración; Rio Grande do Sul.

LA DURABILITE DE LA POLITIQUE BUDGETAIRE EN PRESENCE DE RUPTURES STRUCTURELLES: DES PREUVES POUR RIO GRANDE DO SUL

Cet article évalue la durabilité de la politique budgétaire de l'État de Rio Grande do Sul à long terme. À cette fin, il utilise des informations de la période 1970 à 2015 pour tester l'existence de racines unitaires dans le résultat primaire et dans la dette publique et pour tester l'existence d'une cointégration entre la dette publique et le résultat primaire et entre les recettes fiscales et les dépenses primaires des tests qui permettent la présence de ruptures structurelles. Contrairement à la littérature existante, les résultats de cette étude indiquent que la politique budgétaire de l'État n'est pas viable à long terme. L'article conclut que des changements dans la politique budgétaire sont nécessaires, avec l'augmentation des revenus et la réduction des dépenses, afin que non seulement l'État dispose de ressources pour honorer ses engagements à court terme, mais aussi pour garantir sa solvabilité dans le long terme.

Mots-clés: politique fiscale; racine unitaire; cointegration; Rio Grande do Sul.

JEL: C2; E62; H72; H74.

1 INTRODUÇÃO

A sustentabilidade das dívidas públicas e das políticas fiscais das Unidades da Federação brasileira (UFs) é um tema que ganhou importância com a estabilização dos preços ocorrida com o Plano Real. O fim do financiamento público por meio de senhoriação expôs os problemas fiscais das UFs, elevados *deficit* primários, assim como alta dívida pública.

Todavia, a partir de 1999, começa a haver uma mudança de postura fiscal, com a promulgação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) em 2000, trazendo consigo um conjunto de normas e limites para o controle das finanças públicas. Nesse período, por exemplo, a Resolução do Senado Federal nº 40/2001 estabeleceu o limite de endividamento de 200% da receita corrente líquida, que é a receita da UF, como tributos, menos as transferências feitas para os municípios.

O Rio Grande do Sul é a única UF que ainda ultrapassa o limite de endividamento de 200% da receita corrente líquida. O estado enfrenta dificuldades não só para honrar o serviço (pagamento de juros mais amortizações) de sua dívida, mas também para honrar as suas despesas correntes, tais como o pagamento de servidores e fornecedores. Entretanto, deve-se deixar claro que estes problemas, embora agravados recentemente, não são novos. Por exemplo, entre 1996 e 1999, o estado não se tornou inadimplente porque houve diversas privatizações no período.

Desde então, apesar de alguns pequenos períodos de ajuste nas contas públicas – em grande parte devido ao aumento de receitas associado ao crescimento da economia e ao aumento da carga tributária, assim como ao uso de depósitos judiciais como fonte de financiamento, mas nunca em decorrência de redução de despesas –, o Rio Grande do Sul chegou à situação atual, que pode ser classificada como falimentar. Para Marques Junior (2013), a atual situação do estado é de crise financeira acompanhada de um forte endividamento, com *deficit* público e dívida crescente, e com parcelamento de salários dos servidores e atrasos nos pagamentos de fornecedores.

Neste contexto adverso de curto prazo, de crise econômica e fiscal que persiste pelo menos desde 2014, no Brasil e no estado do Rio Grande do Sul, a sustentabilidade da política fiscal passa a ser novamente questionada, uma vez que a escassa literatura existente conclui que, apesar dos problemas de curto prazo, a política fiscal do Rio Grande do Sul é sustentável no longo prazo. Estes são os casos dos estudos de Marques Junior (2005), Marques Junior e Jacinto (2006) e Oliveira e Marques Junior (2011), os quais utilizam as metodologias propostas pela literatura internacional para definição do que vem a ser uma política fiscal sustentável.

Para Hamilton e Flavin (1986), Wilcox (1989) e Trehan e Walsh (1991), a política fiscal é sustentável se o resultado primário e a dívida pública são séries estacionárias. No entanto, segundo Oliveira e Marques Junior (2011), tal condição é demasiadamente rígida, pois as variáveis econômicas, em geral, não apresentam tal comportamento. Assim, Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994) argumentam que a política fiscal pode ser sustentável mesmo quando as referidas variáveis não são estacionárias. Neste caso, seria suficiente a existência de uma combinação linear, entre as variáveis, que seja estacionária no longo prazo, ou seja, bastaria existir a cointegração entre as séries para se satisfazer a condição de sustentabilidade. Isto ocorreria, por exemplo, quando a receita e a despesa total fossem cointegradas.

Seguindo essas metodologias, Marques Junior (2005) avaliou a sustentabilidade da política fiscal para o estado do Rio Grande do Sul no período de 1970 a 1997. O autor testou a estacionariedade para a dívida mobiliária, que é a dívida contratada por intermédio da emissão de títulos públicos, *deficit* primário, e *deficit* público em relação ao produto interno bruto (PIB), concluindo que a política fiscal foi sustentável naquele período. Em continuidade ao seu trabalho, Marques Junior e Jacinto (2006) estudaram a sustentabilidade da política fiscal para o estado do Rio Grande do Sul por meio da cointegração entre receita tributária e despesa total, tendo sido a análise feita em dois períodos – 1970 a 1997 e 1970 a 2003. Oliveira e Marques Junior (2011) completam os estudos para o estado, ao avaliarem a sustentabilidade da política fiscal utilizando um modelo de correção de equilíbrio com mudança markoviana de regime, no período entre 1970 e 2007. Todos os estudos referidos sugerem que a política fiscal, apesar dos problemas apresentados no curto prazo, é sustentável no longo prazo.

Todavia, o último trabalho mencionado sobre o tema tem sua base de dados se encerrando no ano de 2007, e, desde então, houve uma aparente deterioração nas contas públicas que justifica uma revisita ao tema, com informações mais atualizadas. Por exemplo, as despesas com pessoal (ativos e inativos) do estado cresceram cerca de 40% em termos reais entre 2009 e 2015. Ademais, os testes empregados anteriormente para avaliar a sustentabilidade da política fiscal gaúcha ou potencialmente apresentam viés, devido à presença de quebras estruturais, ou apresentam baixo poder, devido às suas suposições. Nesse sentido, este estudo visa avaliar a sustentabilidade da política fiscal do Rio Grande do Sul com um período mais longo que os estudos anteriores, de 1970 a 2015, e, além dos métodos tradicionais, utiliza novos métodos, entre os quais os testes de raiz unitária com quebras estruturais, propostos por Lee e Strazicich (2003), e o teste de cointegração com quebras estruturais de Gregory e Hansen (1996).

O artigo está organizado da seguinte maneira: além desta introdução, há mais quatro seções. A próxima seção apresenta a dinâmica das finanças públicas e a sua relação com sustentabilidade da política fiscal no longo prazo, ou seja, consta de fundamentação teórica que servirá de base para os testes realizados sobre o cumprimento da restrição orçamentária intertemporal do governo. Na terceira seção, é apresentada a metodologia econométrica e a base de dados utilizada, enquanto a quarta seção traz os resultados dos testes e sua análise. Por fim, a última seção resume as principais conclusões do estudo.

2 A RESTRIÇÃO ORÇAMENTÁRIA INTERTEMPORAL

A exemplo do que ocorre com as famílias, o governo possui uma restrição orçamentária a ser respeitada. É por intermédio da combinação entre despesas públicas e receita tributária que se avalia a sustentabilidade de uma determinada política fiscal. O governo até pode temporariamente ter mais despesas do que receitas e gerar endividamento. No entanto, cabe salientar que a opção pelo endividamento está condicionada à sua capacidade de obter crédito, que, por sua vez, está ligada à credibilidade do governo; ou seja, a sua capacidade de endividamento depende das expectativas dos agentes quanto à sustentabilidade de sua política fiscal.

Um governo estadual no Brasil tem a seguinte restrição orçamentária:

$$B_t - B_{t-1} = rB_{t-1} + G_t - T_t \quad (1)$$

Onde B_t é o estoque de dívida pública, r é a taxa de juros paga sobre a dívida, G_t é o gasto primário e T_t é a receita tributária. Esta equação mostra que a dívida pública cresce com o pagamento de juros sobre a dívida (dado por rB_{t-1}) e com a geração de *deficit* primários (dados por $G_t - T_t$). Note-se que a restrição orçamentária do governo não admite a coleta de senhoriagem, uma vez que os estados brasileiros não podem emitir moeda e nem títulos públicos. Rearranjando os termos da equação (1) e dividindo pelo produto real Y_t , tem-se que:

$$B_t = (1 + r)B_{t-1} + G_t - T_t$$

$$\frac{B_t}{Y_t} = (1 + r) \frac{B_{t-1}}{Y_t} + \frac{G_t - T_t}{Y_t} \quad (2)$$

Considerando-se que $\frac{Y_{t-1}}{Y_t} = \frac{1}{(1+\gamma_t)}$, onde γ_t , mantida constante, é a taxa de crescimento do produto real, e substituindo $g_t - \tau_t$ por d_t , obtém-se:

$$b_t = \frac{(1 + r)}{(1 + \gamma_t)} b_{t-1} + d_t \quad (3)$$

Assim como em Oliveira e Marques Junior (2011), considera-se que $\frac{(1+r)}{(1+\gamma_t)} = (1 + \rho)$, onde ρ representa a taxa de juros real descontada da taxa de crescimento do produto. Para simplificar, assume-se que ρ é constante e positiva. Solucionando-se a equação (3), e supondo-se que t tende ao infinito, tem-se:

$$b_0 = (1 + \rho)b_{t-1} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{d_{t-1}}{(1 + \rho)} + \lim_{i \rightarrow \infty} \frac{b_{t+i}}{(1 + \rho)} \quad (4)$$

Logo, para que a restrição orçamentária intertemporal seja respeitada e a política fiscal seja sustentável, é preciso que o último termo da equação (4) seja igual a zero, isto é:

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \frac{b_{t+i}}{(1 + \rho)^i} = 0 \quad (5)$$

Esta condição, conhecida como *no Ponzi game*, estabelece que o governo não pode se endividar infinitamente. Assim, para que a política fiscal seja considerada sustentável no longo prazo, é preciso que:

$$b_0 = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{d_{t-1}}{(1 + \rho)^i} \quad (6)$$

Ou seja, a razão dívida pública/PIB deverá ser igual ao valor presente dos *superavit* primários corrente e futuros em determinado ponto do tempo. Isto ocorre quando a dívida pública e os *superavit* primários forem estacionários (Hamilton e Flavin, 1986; Wilcox, 1989; Trehan e Walsh, 1991) ou quando a dívida pública e os resultados primários não forem estacionários, mas cointegrados. Neste caso, quando a regressão entre a receita e a despesa primária tem coeficiente igual a 1, tem-se sustentabilidade forte, e quando o coeficiente é menor do que 1, ou seja, as receitas crescem menos do que as despesas, tem-se sustentabilidade fraca (Hakkio e Rush, 1991; Tanner e Liu, 1994). Essas definições de sustentabilidade da política fiscal, amplamente utilizadas pela literatura recente (Curtasu, 2011; Afonso e Jales, 2012; Ndoricimpa, 2013; Camarero, Carrion-I-Silvestre e Tamarit, 2015, entre outros), serão avaliadas neste estudo.

3 METODOLOGIA E DADOS

3.1 Metodologia

Economistas possuem o interesse em saber como séries macroeconômicas reagem a choques. Esta reação pode ser bastante distinta, conforme as características da série em questão. Se estas séries são estacionárias, choques possuem efeitos transitórios; e se estas são não estacionárias, choques possuem efeitos permanentes. Além disso, séries estacionárias possuem a característica de reverter para sua média ou sua tendência, o que permite seu uso em modelos lineares de regressão e em previsões. No entanto, existem duas formas de estacionariedade. A estacionariedade é dita forte quando um processo estocástico ou uma série temporal apresentam uma função de densidade de probabilidade conjunta invariante no tempo. Contudo, essa é uma condição muito restritiva e quase não se verifica na prática. Por isso, ao invés de supor que toda a distribuição é invariante no tempo, estabelecem-se restrições para a média, a variância e a covariância, a fim de se ter um conceito menos restritivo, chamado de estacionariedade fraca. Esta ocorre quando, simultaneamente: *i*) o segundo momento não centrado for finito, ainda que desigual em diferentes períodos ($E|y_t|^2 < \infty$); *ii*) a média for igual para todos os períodos ($E(y_t) = \mu$, para todo $t \in \mathbb{Z}$); *iii*) a variância for igual para todo o período; e *iv*) a autocovariância não depender do tempo, embora possa depender da distância temporal entre as observações ($E(y_t - \mu)(y_{t-j} - \mu) = \gamma_j$). Por sua vez, séries não estacionárias possuem raízes unitárias e, conseqüentemente, médias e variâncias variantes no tempo.

Logo, um caminho natural para se avaliar a estacionariedade das séries é testar a presença de raiz unitária. Os testes mais tradicionais são os testes de Dickey-Fuller aumentado e o de Phillips-Perron. Suponhamos um modelo autorregressivo de primeira ordem – AR(1) – que pode ser reescrito com o operador de defasagens:

$$\begin{aligned} y_t &= \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \\ (1 - \phi_1 L)y_t &= \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

Ao se igualar a equação entre parênteses a zero, tem-se um polinômio característico $1 - \phi_1 L = 0$, em que, resolvendo para L , tem-se $L = \frac{1}{\phi_1}$. Assim:

- se $\phi_1 = 1$, a solução é $L = 1$, e temos então a raiz igual a 1, chamada raiz unitária. O modelo torna-se um passeio aleatório puro $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, ou seja, é não estacionário;
- se $|\phi_1| < 1$, a solução é $|L| > 1$, e a série não é um passeio aleatório, e sim um processo estacionário; e
- $|\phi_1| > 1$, a solução é $|L| < 1$, e a série é denominada *explosiva*, não estacionária.

Essa é a intuição básica do teste proposto por Dickey-Fuller (1979). Todavia, cabe ressaltar que, quando a série é representada por um AR de ordem maior que 1, ou se os resíduos forem correlacionados, isto viola as suposições do teste originalmente proposto pelos autores. Por essa razão, utiliza-se uma versão modificada para suplantar esses problemas: o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Este é semelhante ao teste Dickey-Fuller (DF), contudo, inclui termos de diferenças defasadas suficientes para retirar a autocorrelação dos resíduos.

Assim, estima-se a seguinte equação:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Em que α_0 é o intercepto, t é a tendência, Δ é o operador diferença ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$) e ε_t é o erro. O teste de raiz unitária testa a hipótese nula de presença de raiz unitária ($H_0: \phi = 1 \leftrightarrow H_0: \gamma = 0$) contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária ($H_1: \phi < 1 \leftrightarrow H_1: \gamma < 0$). Logo, o teste ADF consiste na estimação da equação (8) por mínimos quadrados ordinários (MQO) e no teste da significância estatística de γ . Entretanto, o teste de hipótese a respeito de γ não segue a distribuição t de Student convencional, por se tratar de um possível passeio aleatório; desse modo, utiliza-se a distribuição τ , tabulada por Dickey e Fuller (1979) com base em simulações de Monte Carlo.

Os testes DF e ADF são conhecidos por terem um baixo poder estatístico, pois apresentam uma alta probabilidade de se cometer o erro tipo 2, aceitar H_0 quando ela é falsa, ou seja, assumir que as séries não são estacionárias quando, na verdade, são. Nesse sentido, Phillips e Perron (1988) propõem uma correção não paramétrica no teste de Dickey e Fuller, permitindo que este seja consistente mesmo quando há variáveis defasadas dependentes e os erros são correlacionados. Os autores também definem testes diretamente sobre os coeficientes do modelo e, ao invés de utilizarem a estatística t , sugerem o uso de testes de z_α , para enfatizar que se trata de testes sobre a distribuição do coeficiente, e, assim, comparam os resultados com os testes baseados na distribuição da estatística t , ambos com a hipótese nula de raiz unitária.

Fazendo essas correções para lidar com o problema de autocorrelação nos resíduos, esses testes funcionam bem (têm alto poder) na ausência de quebras estruturais nas séries. No entanto, tal como argumenta Perron (1989), tais testes são viesados, pela omissão de variáveis relevantes, e costumam não rejeitar a hipótese nula na presença de quebras estruturais. O autor enfatiza que muitas séries macroeconômicas estão sujeitas a choques infrequentes de grande magnitude, que levam a aceitar a hipótese nula de presença de raiz unitária, enquanto, na verdade, estas reverterem para sua média diante de choques frequentes de pequena magnitude. Propõe então uma extensão do teste ADF que permite incluir uma quebra estrutural conhecida. Uma característica importante deste teste é que ele permite a presença

de quebras estruturais tanto na hipótese nula quanto na hipótese alternativa – o que, como será visto em seguida, é importante para garantir a consistência dos testes de raiz unitária. A principal crítica ao procedimento proposto por Perron (1989) é que a inclusão de quebras estruturais exógenas permite uma espécie de *datamining*, ou seja, dá poder ao pesquisador de escolher o período para a quebra estrutural conforme o seu interesse em aceitar ou rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária. Assim, o mais correto seria determinar o período de forma endógena.

Perron e Vogelsang (1992) e Perron (1997) sugerem um teste que apresenta diferentes alternativas para modelar quebras estruturais, a saber: *i) Outlier* Aditivo (OA), que seria capaz de capturar mudanças abruptas; e *ii) Outlier* Inovacional (OI), que seria capaz de capturar mudanças graduais na série. Ademais, baseiam seu teste no menor valor para o teste t na soma de todos os coeficientes autorregressivos sobre todas as possíveis quebras estruturais na série. Isto permite, por exemplo, evitar o viés de aceitação da hipótese nula, pois se busca o modelo com maior chance de rejeição. Se, mesmo após este procedimento, ainda se aceitar a hipótese nula, este é um forte sinal de que realmente a série é não estacionária mesmo na presença de quebras estruturais.

Apesar desses avanços, alguns autores questionam o uso de somente uma quebra estrutural nos testes de raiz unitária. Por exemplo, Lumsdaine e Papell (1997) mostram que testes que permitem a presença de duas quebras estruturais são mais poderosos do que os que permitem somente a presença de uma. Nesse sentido, Clemente, Montañés e Reyes (1998) propõem uma extensão do teste proposto por Perron e Vogelsang (1992), permitindo até duas quebras estruturais. Para o caso de quebras estruturais do tipo OA, por exemplo, é proposto um procedimento com duas etapas. Na primeira, estima-se o seguinte modelo:

$$y_t = \alpha_0 + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + \hat{y}_t \quad (9)$$

Onde $DU_{mt} = 1$ para $t > T_{bm}$ e 0 em caso contrário (para $m = 1, 2$). Com os resíduos da equação (9), $\hat{y}_t$, na segunda etapa, estima-se o seguinte modelo:

$$\hat{y}_t = \sum_{i=1}^k \omega_{1i} DT_{b1,t-1} + \sum_{i=1}^k \omega_{2i} DT_{b2,t-1} + \gamma \hat{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Onde $DT_{bm,t} = 1$ para $t = T_{bm} + 1$ e 0 em caso contrário (para $m = 1, 2$). Esta regressão é então estimada sobre os possíveis pares de T_1 e T_2 , em busca do valor mínimo da razão t para a hipótese nula de que $\gamma = 1$. Ou seja, a hipótese nula é que a série tem uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que ela é estacionária com uma ou duas quebras estruturais.

Por sua vez, o modelo OI com duas quebras é expresso da seguinte forma:

$$y_t = \alpha_0 + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + \delta_3 DT_{b1,t} + \delta_4 DT_{b2,t} + \gamma y_{t-1} + \sum_{t=1}^k \theta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

A hipótese nula deste modelo é a mesma do modelo anterior. Os dois modelos consideram que as quebras estruturais e a ordem de defasagem κ são desconhecidas. Os pontos de quebra são localizados por uma busca bidimensional para o valor mínimo da estatística t para a hipótese de raiz unitária ($\gamma = 1$), enquanto κ é determinada por uma série de testes sequenciais.

Uma característica desses modelos com quebras estruturais determinadas de forma endógena é que eles supõem a inexistência de quebras estruturais na hipótese nula de raiz unitária (Glynn, Perera e Verma, 2007). Lee e Strazicich (2003) mostram que esta suposição leva os testes a rejeitarem a hipótese nula e indicarem que as séries são estacionárias na presença de quebras estruturais. Assim, para corrigir este problema, propõem um teste de multiplicador de Lagrange que permite até duas quebras estruturais, as quais são consideradas em ambas as hipóteses, o que, de certa forma, restabelece as hipóteses do teste com uma quebra estrutural exógena proposto por Perron (1989). O teste permite testar tanto mudanças no intercepto (nível) quanto na tendência das séries.

No caso deste estudo, os testes de raiz unitária serão úteis para avaliar a sustentabilidade da política fiscal gaúcha seguindo-se as restrições propostas por Hamilton e Flavin (1986), Wilcox (1989) e Trehan e Walsh (1991), ou seja, examinar se as séries da dívida pública e do resultado primário são estacionárias ou não. Para este fim, além dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller (1979) e Phillips-Perron (1988), serão realizados os testes de raiz unitária: com quebras estruturais endógenas, proposto por Clemente-Montañés-Reyes (1998); com quebras estruturais somente na hipótese alternativa; e com quebras estruturais em ambas as hipóteses, proposto por Lee e Strazicich (2003).

Todavia, a sustentabilidade da política fiscal não é restrita à estacionariedade de importantes indicadores de solvência fiscal, segundo Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994), pois, mesmo que estas sejam não estacionárias, a política pode ser sustentável se houver cointegração entre a receita tributária e a despesa primária, bem como entre a dívida pública e o resultado primário. Para avaliar a existência de cointegração, existem duas abordagens bastante conhecidas.

A primeira abordagem é uma generalização do teste ADF para um modelo multivariado na forma de um vetor autorregressivo (VAR), que, entre outras coisas, permite estimar um sistema de equações com variáveis endógenas e suas respectivas defasagens. Este pode ser escrito como:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde Y é um vetor $n \times 1$ que inclui as séries endógenas do modelo; A_0 é um vetor de intercepto $n \times 1$; $A_1, \dots, A_p$ são matrizes $n \times n$ de coeficientes que associam valores defasados de séries endógenas a seus valores atuais; e ε_t é um vetor $n \times 1$ de resíduos (inovações) aleatórios $IID \sim N(0, \sigma^2)$. Este modelo pode ser reescrito na forma de um modelo vetorial de correção de erro (VECM) dado por:

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-(k-1)} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Em que $\Pi = (\sum_{j=1}^k \beta_i) - I_g$; $\Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$; Δy_t é um vetor com n séries, sendo $\varepsilon_t \sim (0, \Sigma)$, onde Σ é uma matriz de u_t variâncias com $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0, \forall t \neq s$. Tal especificação é semelhante ao teste ADF; contudo, ao invés de se testar se um coeficiente é igual a 0, testa-se o posto da matriz Π . Intuitivamente, Π é uma matriz $n \times n$ cujo posto é $r \leq n$, se houver cointegração. Se o posto dessa matriz for n , as variáveis endógenas serão todas estacionárias. Se o posto da matriz for nulo, não existirá cointegração e as variáveis serão não estacionárias.

Para determinar o posto de Π , Johansen (1988) propõe dois testes. O primeiro teste é o do traço, que assume como hipótese nula a existência de vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de $r > r_0$ vetores, ou seja: $H_0: r = r_0 \times H_1: r > r_0$. A estatística do teste é dada por:

$$LR(r_0, n) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (14)$$

O teste mostra que o posto da matriz Π é igual ao número de suas raízes características diferentes de 0. Se os autovalores obtidos forem próximos de 0, não existirá cointegração, denotando não estacionariedade e $\ln(1 - \lambda_i) \rightarrow 0$. Se isso acontece, a estatística do traço resulta em valores pequenos, de tal modo que não se pode rejeitar a nula. No entanto, se λ_i é significativamente diferente de 0, então $\ln(1 - \lambda_i)$ será negativo. A estatística terá um valor alto, e a nula será rejeitada em favor da alternativa.

O segundo teste é o de máximo autovalor, com resultados mais robustos que o anterior, mas também com distribuição não convencional. A hipótese nula desse teste é que existem r_0 vetores de cointegração; a hipótese alternativa é que existem $r_0 + 1$ vetores de cointegração: $H_0: r = r_0 \times H_1: r = r_0 + 1$. A estatística do teste é dada por:

$$LR(r_0, r_0 + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}) \quad (15)$$

Este teste verifica qual o máximo autovalor significativo que produz um vetor de cointegração. Esse autovalor máximo, correspondente ao vetor de cointegração r_0 , mostra que há r_0 vetores de cointegração. Assim como o teste anterior, é um teste crescente, ou seja, rejeitar H_0 significa que há mais um vetor de cointegração. Não rejeitar H_0 significa que há r_0 vetores de cointegração.

A segunda abordagem é a de Engle e Granger (1987), que partem do princípio de que a combinação linear de duas séries não estacionárias e integradas de mesma ordem pode ser estacionária. Nesse sentido, os autores propõem um procedimento em dois estágios. No primeiro estágio, estima-se a relação de cointegração através de uma regressão estimada por mínimos quadrados ordinários entre as séries. No segundo estágio, é realizado um teste de hipóteses baseado em um teste ADF nos resíduos desta estimação. Há cointegração quando os resíduos são estacionários, no entanto, a hipótese nula é de resíduos não estacionários e, conseqüentemente, ausência de cointegração; logo, há cointegração sob a aceitação da hipótese alternativa. Cabe ressaltar que a distribuição do teste é um pouco diferente de uma distribuição t e se emprega uma distribuição que depende da especificação utilizada no teste ADF (sem constante, com constante, com constante e tendência).

No entanto, ambas as abordagens são semelhantes ou, na verdade, são testes ADF que, portanto, assumem as mesmas suposições. Uma delas, conforme visto anteriormente, é a inexistência de quebras estruturais. Porém, existem poucas alternativas para se testar cointegração na presença de quebras estruturais (Giles e Godwin, 2012), e esta é uma literatura ainda em desenvolvimento. Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) propõem uma generalização do teste do traço de Johansen (1988), considerando possíveis alterações no intercepto e na tendência do modelo estimado em períodos conhecidos. Embora os testes possuam distribuições assintóticas desconhecidas, seus valores críticos podem ser obtidos seguindo os procedimentos propostos por Joyeux (2007) e Giles e Godwin (2012). A principal vantagem deste método é que a sua característica multivariada permite encontrar mais de uma relação de cointegração e a utilização de uma VAR permite lidar com o problema de endogeneidade causado por uma potencial simultaneidade entre as séries. Por sua vez, a principal limitação deste procedimento é que a quebra estrutural é exógena e os testes estão sujeitos aos mesmos problemas de *datamining* do teste de raiz unitária proposto por Perron (1989).

Porém, quando são testadas relações de cointegração entre somente duas séries, é possível avaliar a existência de cointegração também com modelos univariados, tal como o teste ADF nos resíduos, proposto por Engle e Granger (1987), mas com adaptações para presença de quebras estruturais. Esta é a proposta do teste de Gregory e Hansen (1996), que atenuam a hipótese de invariância no tempo da relação de cointegração entre duas séries, de forma que o seu teste permite verificar se a relação de cointegração entre duas séries é válida por determinado período e também se a relação de longo prazo se altera ao longo do tempo. Assim, tal como os testes de raiz unitária com quebras estruturais, o modelo permite testar a existência de cointegração entre séries na presença de quebras estruturais com quatro formas funcionais distintas: modelo com mudança de nível; modelo com mudança de nível e tendência; modelo com alteração no intercepto e na inclinação; e modelo com mudança no intercepto, no coeficiente e na tendência.

Neste estudo, ambos os testes – teste do traço modificado de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) e Gregory e Hansen (1996) – serão utilizados, pois os modelos teóricos de sustentabilidade da política fiscal propostos por Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994) sugerem avaliações em pares. Serão avaliadas a cointegração entre a dívida pública e o resultado primário e a receita tributária e a despesa primária, o que, por construção, permite a existência de no máximo uma relação de cointegração, que pode ser obtida tanto por meio de modelos univariados quanto multivariados.

3.2 Base de dados

Para a análise da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul, são utilizadas as seguintes séries: *i*) Dívida Pública (DPPIB); *ii*) Receita Tributária (RTPIB); *iii*) Resultado Primário (RPPIB); e *iv*) Despesa Primária (DTSDPIB). Estas séries foram extraídas da Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul (Sefaz RS). Além disso, trabalha-se com o PIB do estado, cujos dados foram coletados da Fundação de Economia e Estatística (FEE).

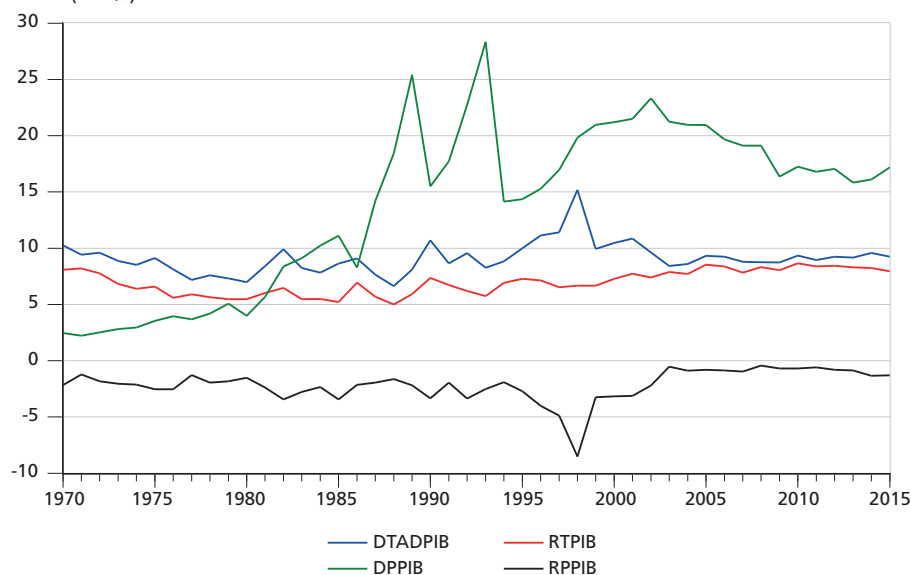
Conforme pode ser observado no gráfico 1, as informações a respeito dessas séries com periodicidade anual têm seu início em 1970, e seu término, em 2015. A receita tributária foi extraída do balanço financeiro de cada exercício; a dívida pública, do balanço patrimonial, em que é chamada de *passivo permanente*, e consiste na soma da dívida fundada interna com a dívida fundada externa; o resultado primário foi obtido pela subtração da receita tributária na despesa primária;⁴ e a despesa primária é a despesa total menos o saldo da dívida. A despesa total foi extraída da demonstração das variações patrimoniais, em que é chamada de *despesa orçamentária*, e consiste na soma das despesas correntes e das despesas de capital. Por seu turno, o saldo da dívida é obtido pela diferença entre os juros da dívida e a amortização, tendo sido esses dados retirados da demonstração das variações patrimoniais.⁵

4. Cabe destacar que este conceito é diferente da definição proposta pela LRF. Utiliza-se esta definição por dois motivos: *i*) é mais próxima da ideia de resultado primário que aparece na restrição orçamentária do governo; e *ii*) não se tem uma série longa do resultado primário na definição da LRF.

5. É importante ressaltar que, no ano de 2008, houve alteração na forma de contabilização das receitas e despesas do estado. Os dados passaram a ser fornecidos em um relatório resumido, fornecido bimestralmente, a partir desse ano; os valores foram extraídos do sexto bimestre de cada ano que apresenta os dados acumulados.

GRÁFICO 1

Despesa primária (DTSDPIB), receita tributária (RTPIB), resultado primário (RPPIB) e dívida pública (DPPIB) do Rio Grande do Sul como proporção do PIB do estado (1970-2015)
(Em %)



Fontes: Sefaz RS; FEE.

Conforme pode ser observado no gráfico 1, o estado do Rio Grande do Sul, desde que as informações orçamentárias passaram a ser coletadas de maneira uniforme para os estados brasileiros, nunca obteve *superavit* primário. Logo, são quarenta e cinco anos em que o estado gasta mais do que arrecada. O resultado desta política foi o endividamento crescente, que só não é maior pelas restrições de financiamento impostas pela LRF. Desde a sua entrada em vigor, houve uma redução na dívida pública de cerca de 6% do PIB; no entanto, conforme pode ser visto no gráfico, esta redução não se deveu à geração de *superavit* primários, mas advém do crescimento do produto e da impossibilidade legal de se obterem novos financiamentos. Diante destas restrições, no período entre 2010 e 2014, o governo do estado passou a utilizar recursos extraorçamentários de depósitos judiciais para cumprir os gastos correntes (Santos, 2015) – recursos cuja legalidade do uso é discutível e que se esgotaram tão logo acabou o mandato do governador.

Nesse cenário adverso, desde então, o governo do estado tem tido dificuldades de cumprir os seus compromissos, e passou a realizar parcelamentos nos pagamentos tanto de fornecedores quanto de servidores. Esta aparente situação fiscal insustentável no curto prazo não necessariamente implica a insustentabilidade no longo prazo. Dessa forma, este estudo se propõe a realizar testes formais que avaliem a situação no longo prazo, conforme sugere a literatura a respeito do tema. Os resultados destes testes são apresentados na próxima seção.

4 RESULTADOS

Conforme comentado inicialmente para a análise da estacionariedade das séries fiscais (sustentabilidade da política fiscal), são utilizados os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Clemente-Montañés-Reyes (CMR) e Lee e Strazicich (LS). A tabela 1 apresenta os resultados para o teste ADF e PP para todas as séries avaliadas. Constata-se que, nos dois testes, há uma indicação de que a dívida pública (DPPIB) não é estacionária em nível, ou seja, aceita-se a hipótese nula de não estacionariedade. A tabela indica que o resultado primário (RPPIB) e a despesa primária (DTSDPIB) são estacionários em nível. Por sua vez, os resultados para a receita tributária (RTPIB) são contraditórios. O teste ADF indica que a série é estacionária na tendência, enquanto o teste PP com a mesma especificação indica que a série não é estacionária. Independentemente de possíveis contradições, os testes de raiz unitária mais tradicionais apontam para uma possível insustentabilidade da política fiscal, uma vez que a dívida pública e (possivelmente) a receita tributária são não estacionárias, e logo não atendem aos critérios de sustentabilidade da política fiscal propostos por Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994).

Esses resultados diferem dos estudos anteriores. Marques Junior (2005) encontrou estacionariedade tanto na série da dívida pública quanto na do resultado primário. Além disso, os valores aqui obtidos para a receita tributária e a despesa primária também diferem de Marques Junior e Jacinto (2006), que mostram que estas séries são integradas de ordem 1. Essa divergência certamente decorre da diferença entre os períodos analisados, uma vez que Marques Junior (2005) utiliza os dados de 1970 a 1997, enquanto Marques Junior e Jacinto (2006) utilizam os dados de 1970 a 2003. Ou seja, há um acréscimo de dezoito anos nas séries, desde o primeiro até este estudo.

TABELA 1

Testes de raiz unitária para a dívida pública, resultado primário, receita tributária e despesa primária do estado do Rio Grande do Sul

1A – Dívida pública

Teste ADF				
Série	p-valor assintótico	Critérios de informação ¹		
		AIC	BIC	HQC
Teste sem constante	0,7158	217,883	226,451	221,003
Teste com constante	0,3889	215,361	225,643	219,105
Com constante e tendência	0,9162	217,287	229,282	221,655
Teste Phillips-Perron				
$Z_t = -1,7227$ (p-valor: 0,4132)				
Coefficiente	p-valor			
Constante	0,0425**			
DPPIB(-1)	4,85e-038***			

1B – Resultado primário

Teste ADF				
Série	p-valor assintótico	Critérios de informação		
		AIC	BIC	HQC
Teste sem constante	0,2266	139,133	142,702	140,456
Teste com constante	0,0368	138,749	142,362	140,096
Com constante e tendência	0,1055	139,989	145,409	142,010
Teste Phillips-Perron				
$Z_1 = -3,0716$ (p-valor: 0,0360)				
Coefficiente	p-valor			
Constante	0,0120**			
RPPIB(-1)	6,94e-08***			

1C – Receita tributária

Teste ADF				
Série	p-valor assintótico	Critérios de informação		
		AIC	BIC	HQC
Teste sem constante	0,7751	77,0678	84,0185	79,615
Teste com constante	0,8880	78,7233	87,4117	81,908
Com constante e tendência	0,0019	58,7586	69,1846	62,580
Teste Phillips-Perron				
$Z_1 = -3,46356$ (p-valor: 0,0558)				
Coefficiente	p-valor			
Constante	0,0020***			
Tendência	0,0038***			
RTPIB(-1)	3,24e-011***			

1D – Despesa primária

Teste ADF				
Série	p-valor assintótico	Critérios de informação		
		AIC	BIC	HQC
Teste sem constante	0,5654	147,683	152,967	149,632
Teste com constante	0,008282	145,845	149,458	147,192
Com constante e tendência	0,02073	146,127	151,547	148,148
Teste Phillips-Perron				
$Z_1 = -3,65755$ (p-valor: 0,0082)				
Coefficiente	p-valor			
Constante	0,0003***			
DTSDPIB (-1)	2,94e-05***			

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ AIC – critério de informação de Akaike; BIC – critério de informação bayesiano; HQC – critério de informação de Hannan–Quinn.

Obs.: *** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; e * significativo a 10%.

Todavia, estes resultados não podem ser comparados com os apresentados por Oliveira e Marques Junior (2011), uma vez que os autores não apresentam os resultados dos testes ADF, sob a justificativa de os mesmos serem viesados. Argumentam que são necessários testes que levem em conta as mudanças institucionais ocorridas no período analisado. Isto porque acreditam que a presença de quebras estruturais nas séries estudadas é motivo suficiente para alterar os resultados dos testes de raiz unitária ADF e PP e aceitar a hipótese nula de não estacionariedade com uma frequência maior do que a desejada. Todavia, os resultados mostrados até aqui indicam o contrário, ou seja, que não há um viés pela aceitação da hipótese nula. Porém, não se pode ignorar que o viés existe, caso existam quebras estruturais, e que tais testes não são robustos à violação da hipótese de estabilidade dos coeficientes. Para superar estas limitações dos testes de raiz unitária, Oliveira e Marques Junior (2011), bem como Marques Junior e Jacinto (2006), utilizam o teste CMR. Para fins de comparação de resultados, este estudo realiza o mesmo teste, o qual permite que sejam testadas até duas quebras estruturais com duas especificações distintas, tal como descrito na seção anterior.

TABELA 2

Testes de raiz unitária com quebras estruturais de Clemente-Montañés-Reyes

Variáveis	Quebra(s)				
	Tipo	Ano(s)	Estatística t	Valor crítico 5%	Estatística t (du1)
DPPIB	OA	<i>1984***</i>	-4,952	-3,56	<i>11,855</i>
	OI	1985***	-3,717	-4,27	3,109
	OA	<i>1984***/2008</i>	-5,267	-5,49	<i>11,841</i>
	OI	<i>1980**/1985***</i>	-4,367	-5,49	<i>2,251</i>
	OA	1996	-1,806	-3,56	1,069
RPPIB	OI	1997***	-7,178	-4,27	3,833
	OA	<i>1996***/2000***</i>	-3,131	-5,49	<i>-5,16</i>
	OI	<i>1994***/1997***</i>	-7,82	-5,49	<i>-4,286</i>
	OA	1996**	-5,048	-3,56	2,646
	OI	1997	-5,803	-4,27	0,723
DTSDPIB	OA	<i>1995***/2000***</i>	-2,063	-5,49	<i>5,783</i>
	OI	<i>1994***/1997***</i>	-7,576	-5,49	<i>3,688</i>
	OA	<i>1997***</i>	-3,892	-3,56	<i>6,624</i>
	OI	1998***	-3,013	-4,27	2,806
	OA	<i>1991**/2002***</i>	-4,424	-5,49	<i>2,189</i>
RTPIB	OI	<i>1987***/1998***</i>	-5,351	-5,49	<i>4,611</i>

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; e * significativo a 10%.

2. Testes com melhores especificações destacados em *italico*.

Conforme se observa na tabela 2, foram encontradas quebras estruturais estatisticamente significativas em todas as séries, o que justifica a necessidade de considerá-las nos testes de raiz unitária. A sua presença gera um viés que deve ser corrigido. Considerando-se os modelos que apresentaram o melhor ajustamento (coeficientes para quebras mais significativos estatisticamente, destacados em *itálico*), é possível observar que alguns testes apresentam resultados distintos dos apresentados nos testes ADF e PP. Por exemplo, a dívida pública, na especificação que apresenta uma quebra abrupta (OA) e significativa no ano de 1984, mostra que a dívida pública é estacionária, pois a estatística do teste $(-4,95)$ é inferior ao valor crítico para esta especificação $(-3,56)$; logo, rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade. Esta quebra estrutural pode ser explicada pelo aumento na dívida decorrente do aumento das taxas de juros internacionais ocasionadas pela crise do petróleo, que levou vários países e estados do Brasil endividados a terem dificuldades em administrar as suas dívidas.

Para o resultado primário, que se mostrou estacionário a 5%, mas não a 1% nos testes anteriores, na presença de uma quebra abrupta (OA) em dois períodos (1996 e 2000), os resultados indicam que a série é não estacionária. O mesmo ocorre com a despesa primária, que possui duas quebras abruptas (1995 e 2000), em que não se pode rejeitar a hipótese de não estacionariedade desta série. Estas quebras provavelmente refletem os efeitos de duas mudanças institucionais relevantes ocorridas no período: a renegociação da dívida mobiliária dos estados juntos à União e a promulgação da LRF em 2000. Logo, a inclusão de quebras estruturais alterou a conclusão quanto à presença de raiz unitária nestas séries.

Por sua vez, o teste para a receita tributária, que antes apresentava resultados contraditórios nos testes ADF e PP, ao incluir uma mudança abrupta no ano de 1997, mostra que se deve rejeitar a hipótese de não estacionariedade a um nível de significância de 5%; entretanto, tal teste muda a sua interpretação, se for considerado um nível de significância de 1%. Portanto, a mudança da especificação não contribuiu muito para dirimir a dúvida quanto à presença ou não de raiz unitária na série. Entretanto, vale lembrar que o teste CMR não considera a possibilidade de haver quebras estruturais na hipótese nula, o que o leva a rejeitar tal hipótese com maior frequência e assumir que as séries são estacionárias, quando na verdade não são. Tal limitação é inexistente no teste proposto por Lee e Strazicich (2003). Os resultados deste teste são apresentados na tabela 3.

Como era esperado, os resultados para o teste LS mostram algumas mudanças quando comparados com o teste CMR. A dívida pública é não estacionária quando se utiliza o teste LS. Os resultados para a série do resultado primário diferem do teste CMR, porém seguem o comportamento apresentado nos testes anteriores, ou seja, a série é estacionária utilizando um critério de 5% de significância estatística, mas não quando se considera 1%. Como este estudo utiliza o critério de 5%, assume-se que o resultado primário é estacionário. Entretanto, independentemente

do teste de raiz unitária com quebra estrutural utilizado, os resultados indicam que estas séries possuem ordem de integração diferentes, o que impede que se avalie a sustentabilidade da política fiscal pela cointegração entre a dívida pública e o resultado primário.

TABELA 3

Testes do multiplicador de Lagrange de raiz unitária com quebras estruturais de Lee e Strazichich

Variáveis	Quebra(s)					
	Tipo	Ano(s)	Estatística t	Valor crítico 5%	Estatística t (B ₁ t)	Estatística t (B ₂ t)
DPPIB	Nível	1997	-2,9702	-3,487	4,8360	
	Nível	1981/1997***	-3,0207	-3,563	0,5060	4,8392
	<i>Tendência</i>	<i>1985***/2001***</i>	<i>-5,6094</i>	<i>-6,185</i>	<i>5,4321</i>	<i>-2,0030</i>
RPPIB	Nível	1981	-3,5234	-3,487	-1,2687	
	<i>Nível</i>	<i>1991/2002***</i>	<i>-3,6546</i>	<i>-3,563</i>	<i>-1,1732</i>	<i>2,1680</i>
	<i>Tendência</i>	<i>1995/2002</i>	<i>-6,5907</i>	<i>-6,166</i>	<i>0,6435</i>	<i>1,6566</i>
DTSDPIB	Nível	1981	-3,5234	-3,487	-1,2687	
	Nível	1989***/1991	-3,9726	-3,563	3,0844	-0,0546
	<i>Tendência</i>	<i>1989***/2004</i>	<i>-5,7248</i>	<i>-6,166</i>	<i>4,7729</i>	<i>-0,6802</i>
RTPIB	Nível	1984***	-1,8962	-3,487	-2,2385	
	<i>Nível</i>	<i>1984***/2002***</i>	<i>-2,5573</i>	<i>-3,563</i>	<i>-2,6858</i>	<i>2,9398</i>
	<i>Tendência</i>	<i>1980/2003***</i>	<i>-6,3973</i>	<i>-6,185</i>	<i>0,9553</i>	<i>5,0839</i>

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; e * significativo a 10%.

2. Testes com melhor especificação destacados em itálico.

Os resultados para a despesa primária corroboram o teste anterior e indicam a presença de raiz unitária nesta série, o que mostra, de certa forma, o descontrole das despesas no governo estadual. Todavia, diferentemente dos testes anteriores, não há dúvidas quanto à presença de raiz unitária na série da receita tributária. Note-se que, segundo o teste CMR, a despesa primária era não estacionária, enquanto a receita tributária não o era. Segundo Hakkio e Rush (1991), o fato de estas séries apresentarem ordens de integração diferentes inviabiliza a sustentabilidade da política fiscal. Mas, considerando-se o teste LS, ambas são não estacionárias, o que permite à política fiscal ser sustentável, desde que as condições sejam as descritas anteriormente – isto é, a regressão entre a receita tributária e o resultado primário tenha coeficiente igual a 1 e as séries sejam cointegradas (sustentabilidade forte), ou este coeficiente apresente um valor inferior a 1 e as séries sejam cointegradas (sustentabilidade fraca).

Para se testar essas hipóteses, este estudo segue os procedimentos indicados por Hakkio e Rush (1991), ou seja, segue os procedimentos de Engle e Granger (1987) para avaliar se as séries de receita tributária e despesa primária cointegram.

No entanto, com algumas modificações. Inicialmente, avalia-se a cointegração, seguindo o procedimento de Johansen (1988),⁶ tal como o estudo de Afonso e Jales (2012). Como o teste não é robusto na presença de quebras estruturais, é utilizado o teste do traço proposto por Johansen, Mosconi e Nielsen (2000), cujos procedimentos são mais bem detalhados em Joyeux (2007) e Giles e Godwin (2012). Este procedimento consiste em encontrar a melhor especificação para o VAR, com resíduos normais e não autocorrelacionados e a inclusão de uma ou duas quebras estruturais definidas de forma exógena.⁷ O modelo se ajusta com uma ou duas defasagens, com alguma vantagem para o modelo com uma defasagem, que apresenta menores critérios de informação. Para não incorrer em nenhuma arbitrariedade na escolha dos períodos em que ocorreram quebras estruturais, este estudo utiliza a indicação de períodos em que há alteração abrupta dos resíduos na estimação de um modelo recursivo. Este procedimento aponta que, nos anos de 1985 e 1998, houve alterações relevantes. Assim, a tabela 4 mostra os resultados para os testes, considerando estes dois períodos separadamente e trazendo diferentes especificações (com quebras estruturais no nível ou na tendência).

TABELA 4

Teste de cointegração de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) com quebras estruturais para a receita tributária e a despesa primária (1985 e 1998)

Número de defasagens	Ordem (posto)	Ano da quebra			
		1985		1998	
		Nível	Tendência	Nível	Tendência
2	0	12,8350	30,4374	20,6939	26,2453
	1	4,0657	6,5889	4,8594	5,6282
1	0	16,2222	22,0923	24,8046	26,8835
	1	4,6602	7,5049	6,4210	6,7853
Valor crítico a 10%	0	23,65	33,40	23,81	34,19
	1	10,86	16,20	10,99	16,65
Valor crítico a 5%	0	26,17	36,33	26,33	37,13
	1	12,68	18,39	12,79	18,81
Valor crítico a 1%	0	31,33	42,26	31,53	43,10
	1	16,59	22,98	16,65	23,32

Elaboração dos autores.

Obs.: Valores apresentados na tabela são as estatísticas do teste do traço.

Assim como os resultados para o procedimento proposto por Johansen (1988), os resultados para o procedimento de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) não indicam a existência de vetores cointegrantes entre as séries. Todavia, embora este

6. Estes resultados são apresentados no apêndice A. Todavia, não se encontra nenhuma relação de cointegração entre as séries para várias especificações, no teste do traço nem no do máximo autovalor.

7. Estima-se um VAR nas diferenças das séries com uma e com duas defasagens. Ambas possuem resíduos normais e não autocorrelacionados, portanto, trata-se de modelos válidos para a sua utilização no teste proposto por Johansen, Mosconi e Nielsen (2000). Os resultados destes testes são apresentados no apêndice, na tabela A.2.

teste seja robusto em relação à existência de endogeneidade causada por simultaneidade, cabe salientar que não é muito flexível quanto a sua especificação. Dessa forma, este estudo passa a avaliar a cointegração entre as séries, utilizando os procedimentos de Engle e Granger (1987), mas considerando a possibilidade de haver quebras estruturais. Este teste, inicialmente proposto por Gregory e Hansen (1996), permite a presença de quebras estruturais que podem gerar mudança de intercepto (modelo 1), mudança de nível com tendência (modelo 2), mudança de regime com mudança de intercepto e inclinação do coeficiente (modelo 3), e mudança de regime com mudança de intercepto, coeficiente e tendência (modelo 4). Em cada especificação, deve-se escolher a estatística (ADF, Zt e Za) com o menor valor, para comparação com os valores críticos assintóticos (Gregory e Hansen, 1996).

TABELA 5

Teste de cointegração de Gregory e Hansen para a receita tributária e a despesa primária
5A – Modelo 1: mudança de nível

	Estatística	Quebra	Valores críticos assintóticos		
			1%	5%	10%
ADF	-4,87	2001	-5,13	-4,61	-4,34
Zt	-4,48	2001	-5,13	-4,61	-4,34
Za	-28,32	2001	-50,07	-40,48	-36,19
AIC	150,45	BIC	155,93	HQC	152,50

5B – Modelo 2: mudança de nível com tendência

	Estatística	Quebra	Valores críticos assintóticos		
			1%	5%	10%
ADF	-5,01	2001	-5,45	-4,99	-4,72
Zt	-4,98	2001	-5,45	-4,99	-4,72
Za	-31,49	2001	-57,28	-47,96	-43,22
AIC	142,30	BIC	149,61	HQC	145,04

5C – Modelo 3: mudança de regime com mudança no intercepto e na inclinação do coeficiente

	Estatística	Quebra	Valores críticos assintóticos		
			1%	5%	10%
ADF	-4,89	2000	-5,47	-4,95	-4,68
Zt	-5,14	1994	-5,47	-4,95	-4,68
Za	-33,76	1994	-57,17	-47,04	-41,85
AIC	150,82	BIC	158,14	HQC	153,57

5D – Modelo 4: mudança de regime com mudança no intercepto, no coeficiente e na tendência

	Estatística	Quebra	Valores críticos assintóticos		
			1%	5%	10%
ADF	-5,74	1987	-6,02	-5,5	-5,24
Zt	-5,77	1993	-6,02	-5,5	-5,24
Za	-40,21	1993	-69,37	-58,58	-53,31
AIC	159,74	BIC	170,71	HQC	163,85

Elaboração dos autores.

Os resultados da tabela 5 indicam que, ao nível de significância de 1%, todos os testes aceitam a hipótese nula de não cointegração; a um nível de 5%, os modelos 1, 2 e 3 aceitam a hipótese nula de não cointegração, enquanto o modelo 4 a rejeita. O modelo que apresenta o melhor ajustamento (menores critérios de informação) é o modelo 2 e, por esta razão, este é o modelo considerado. Este modelo apresenta todos os coeficientes significativos ao nível de 1%, e os seus testes Zt e Za aceitam a hipótese nula de inexistência de cointegração, enquanto o teste ADF rejeita esta hipótese, porém no limite do valor crítico de 5%. No entanto, cabe ressaltar que tal teste possui o mesmo problema do teste CMR, ou seja, não inclui quebras estruturais na hipótese nula. Logo, o procedimento tende a rejeitar a hipótese nula com maior frequência. Este resultado contradiz os valores obtidos para o resultado primário. Isto ocorre porque a estacionariedade do resultado primário assume que a diferença entre a receita tributária e a despesa primária é estacionária, considerando-se um coeficiente de regressão igual a 1, tal qual as condições necessárias para a sustentabilidade forte da política fiscal proposta por Hakkio e Rush (1991). No entanto, tal hipótese não necessariamente se verifica e, no presente caso, certamente não. Ao se estimar o modelo proposto pelos autores,⁸ porém, nas diferenças, pois as séries não são estacionárias, o coeficiente observado é de 0,21, indicando que, para cada percentual do PIB de despesa criada, a receita teve um crescimento quase cinco vezes menor. Isso ilustra o total descontrole das contas públicas do governo do estado do Rio Grande do Sul nas últimas décadas.

Dessa maneira, apesar dos pontos fortes e fracos de cada teste, é possível concluir que, a partir dos testes de Johansen, Mosconi e Nielsen (2000) e de Gregory e Hansen (1996), não há uma relação de cointegração robusta entre a receita tributária e a despesa primária. Logo, não se pode afirmar que a política fiscal do estado do Rio Grande do Sul é sustentável no conceito de sustentabilidade fraca proposto por Hakkio e Rush (1991) e Tanner e Liu (1994). Além disso, é possível afirmar também que a política fiscal não é sustentável no conceito de Hamilton e Flavin (1986), Wilcox (1989) Trehan e Walsh (1991), pois a dívida pública mostrou ser uma série não estacionária.

8. Os resultados são apresentados no apêndice A, na tabela A.3.

5 CONCLUSÃO

Este estudo teve por objetivo avaliar a sustentabilidade da política fiscal do estado do Rio Grande do Sul, ou seja, se a restrição orçamentária intertemporal é satisfeita no longo prazo. Ao realizar os mais variados testes de raiz unitária e cointegração, com a presença ou não de quebras estruturais, o artigo conclui que a política fiscal do estado não é sustentável. Este resultado difere dos encontrados por Marques Junior (2005), Marques Junior e Jacinto (2006) e Oliveira e Marques Junior (2011).

As razões para essas diferenças são as seguintes: *i*) o tamanho da amostra, pois foram acrescentados dezoito anos em relação ao primeiro estudo; *ii*) a diferença de metodologia, pois em nenhum dos estudos anteriores realizaram-se testes de cointegração que permitissem a presença de quebras estruturais; e *iii*) o fato de o período acrescentado neste estudo, em relação ao último mencionado (de 2007 a 2015), ser marcado por sérios problemas financeiros, com aumento das despesas e queda de receita a partir de 2010.

Os resultados obtidos mostram que os problemas das finanças públicas não são apenas de curto prazo, mas também de longo prazo, uma vez que a dívida pública ostenta uma trajetória insustentável, e as receitas e despesas não apresentam uma trajetória de longo prazo comum. Além de terem se verificado sistematicamente *deficit* primários, ao longo do tempo as despesas têm crescido a taxas superiores às receitas – uma trajetória insustentável, considerando-se os limites de endividamento impostos aos estados brasileiros pela LRF. Cabe salientar que, tal como afirmam Oliveira e Marques Junior (2011), esta “insustentabilidade” pode ser temporária, e está condicionada a possíveis mudanças do regime fiscal.

Em outras palavras, a política fiscal é insustentável se nada for mudado, mas reformas com o intuito de aumentar receitas e reduzir despesas podem ser feitas, de forma que o governo do estado seja capaz de honrar os seus compromissos. Todavia, sabe-se que não se trata de uma tarefa fácil, dada a resistência de grupos de interesse em ambos os lados da contabilidade governamental. De qualquer forma, o regime fiscal deve ser mudado para que o estado se torne solvente.

Por fim, apesar de este estudo ampliar o período em análise, a amostra dos dados ainda é muito pequena para garantir testes com alto poder (capacidade de rejeitar a hipótese nula quando esta é falsa). Em outros termos, ainda se tem uma chance relativamente alta de cometer os erros de tipo II, ou seja, aceitar que as séries são não estacionárias e que não há cointegração, quando na verdade o contrário ocorre. Infelizmente, esta é uma limitação difícil de ser superada, dado que as informações a respeito das finanças estaduais têm periodicidade anual, e só começaram a ser divulgadas em 1970. Nesse caso, a superação de tais limitações passa pela busca de novas metodologias mais robustas em amostras pequenas.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, A.; JALLES, J. T. Revisiting fiscal sustainability: panel cointegration and structural breaks in OECD countries. **SSRN Electronic Journal**, 2012.
- CAMARERO, M.; CARRION-I-SILVESTRE, J. L.; TAMARIT, C. The relationship between debt level and fiscal sustainability in organization for economic cooperation and development countries. **Economic Inquiry**, v. 53, n.1, p. 129-149, 2015.
- CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economic Letters**, v. 59, n. 2, p.175-182, 1998.
- CURTASU, A. R. How to Assess Public Debt Sustainability: Empirical Evidence for the Advanced European Countries. **Romanian Journal of Fiscal Policy**, v. 2, n. 2, p.20-43, 2011.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p.427-431, 1979.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p.251-76, 1987.
- GILES, D. E.; GODWIN, R. T. Testing for multivariate cointegration in the presence of structural breaks: p -values and critical values. **Applied Economics Letters**, v. 19, n.16, p. 1561-1565, 2012.
- GLYNN, J.; PERERA, N.; VERMA, R. Unit root tests and structural breaks: a survey with applications – contrastes de raíces unitarias y cambios estructurales: un estudio con aplicaciones. **Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa**, v. 3, n. 0, p. 63-79, 2007.
- GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, n. 1, p.99-126, 1996.
- HAKKIO, C. S.; RUSH, M. Is the budget deficit “Too Large”? **Economic Inquiry**, v. 29, n. 3, p.429-445, 1991.
- HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. A. On the limitations of government borrowing: a framework for empirical testing. **The American Economic Review**, v. 76, n. 4, p.808-819, 1986.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S.; MOSCONI, R.; NIELSEN, B. Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. **Econometrics Journal**, v. 3, n.2, p. 216-249, 2000.

JOYEUX, R. How to deal with structural breaks in practical cointegration analysis? In: RAO, B. B. (Ed.). **Cointegration for the applied economist**. New York: Second Ed. Palgrave Macmillan, p.195-221, 2007.

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. **The Review of Economics and Statistics**, v. 85, n.4, p. 1082-1089, 2003.

LUMSDAINE, R. L.; PAPELL, D. H. Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n.2, p. 212-218, 1997.

MARQUES JUNIOR, L. S. A sustentabilidade da política fiscal do RS (1970-1997). **Ensaaios FEE**, n. 26, p.249-270, 2005.

_____. A dívida pública do RS e a proposta de se recriar dívida estadual junto aos bancos privados. **Ensaaios FEE**, Porto Alegre, n. 34, p.955-982, 2013.

MARQUES JUNIOR, L. S.; JACINTO, P. A. Uma retomada da discussão sobre a sustentabilidade da política fiscal do Rio Grande do Sul. **Nova Economia**, v. 21, n. 2, p.263-280, 2006.

NDORICIMPA, A. Structural breaks and fiscal deficit sustainability in EAC countries: Empirical Evidence. **Finance and Management Sciences**, v. 1, n. 6, p.391-399, 2013.

OLIVEIRA, C. A.; MARQUES JUNIOR, L. S. Dinâmica de transição e sustentabilidade da política fiscal no Rio Grande do Sul. **Economia**, v. 12, n. 3, p. 581-607, 2011.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n.6, p. 1361-1401, 1989.

_____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 10, n.4, p. 467-470, 1992.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p.335-346, 1988.

SANTOS, D. F. **Estados brasileiros em 15 anos da Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF**. Porto Alegre: AGE, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/2DnMTpX>>. Acesso em: 1 set. 2018

TANNER, E.; LIU, P. Is the budget deficit too large? Some further evidence. **Economic Inquiry**, v. 32, n. 3, p.511-518, 1994.

TREHAN, B.; WALSH, C. E. Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 23, n. 2, p.206-223, 1991.

WILCOX, D. The sustainability of government deficits: implications of the present-value borrowing constraint. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 21, p.291-306, 1989.

APÊNDICE A

TABELA A.1

Teste de cointegração de Johansen sem quebras estruturais para as séries receita tributária e despesa primária

Número de defasagens	Ordem (posto)	Teste traço	p-valor	Teste Lmax	p-valor
6	0	9,1768	0,3558	6,9203	0,5070
	1	2,2566	0,1330	2,2566	0,1330
5	0	11,7720	0,1702	10,7630	0,1690
	1	1,0098	0,3150	1,0098	0,3150
4	0	8,1189	0,4601	7,5968	0,4300
	1	0,5220	0,4700	0,5220	0,4700
3	0	7,8282	0,4911	5,8903	0,6328
	1	1,9379	0,1639	1,9379	0,1639
2	0	10,8450	0,2250	7,7024	0,4185
	1	3,1423	0,0763	3,1423	0,0763
1	0	15,9600	0,0409	12,3470	0,0980
	1	3,6127	0,0573	3,6127	0,0573

Elaboração dos autores.

TABELA A.2

Testes de autocorrelação e de normalidade dos resíduos, e critérios de informação do VAR

	VAR (1)				VAR (2)			
	Receita tributária		Despesa primária		Receita tributária		Despesa primária	
Lag	Rao F	Prob.	Rao F	Prob.	Rao F	Prob.	Rao F	Prob.
1	0,3556	0,8393	0,3556	0,8393	0,3362	0,8526	0,3362	0,8526
2	1,3011	0,2781	1,0448	0,4123	0,5630	0,6903	0,3941	0,9195
3	1,8306	0,1326	1,4511	0,1678	1,2965	0,2808	0,9438	0,5115
4	1,0832	0,3715	1,0841	0,3904	0,2437	0,9124	0,6721	0,8072
Jarque-Bera	0,8554	0,6520	0,6299	0,7298	0,7365	0,6919	1,2260	0,5417
Doornik-Hansen	1,4854	0,8292			1,9626	0,7426		
AIC	4,2735				4,3359			
BIC	4,7602				4,9913			

Elaboração dos autores.

Obs.: Séries nas primeiras diferenças. Teste de Doornik-Hansen e critérios de informação referentes ao conjunto dos modelos.

TABELA A.3

Relação de curto prazo entre a receita tributária e a despesa primária do estado do Rio Grande do Sul (1970-2015)

	Variável dependente: receita tributária			
	Coefficiente	Erro-padrão	razão-t	p-valor
Constante	0,0017	0,0853	0,019	0,9842
Despesa primária	0,2132	0,0637	3,346	0,0017
R ²	0,206569		R ² ajustado	0,188117
F(1, 43)	11,19502		P-valor(F)	0,001710
rô	-0,150232		Durbin-Watson	2,289721

Elaboração dos autores.

Obs.: Séries nas primeiras diferenças. Estimação por mínimos quadrados ordinários.

Data da submissão: 1/9/2017

Primeira decisão editorial em: 17/7/2018

Última versão recebida em: 2/9/2018

Aprovação final em: 14/9/2018

A HIPÓTESE DE KUZNETS PARA OS ESTADOS BRASILEIROS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DE DADOS EM PAINEL PARA O PERÍODO 1999-2014^{1,2}

Luciano Balbino dos Santos³

Tito Belchior Silva Moreira⁴

Este trabalho investiga a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda, testando a validade da hipótese de Kuznets para as 27 Unidades Federativas do Brasil, a partir de um painel de dados com frequência anual, compreendendo o período 1999-2014. Os procedimentos metodológicos seguem duas etapas. Na primeira, aplica-se o teste de causalidade de Granger para as variáveis de interesse: o índice de Gini, medindo a desigualdade, e a renda domiciliar *per capita* média, como *proxy* para o crescimento econômico. Na segunda, fazem-se estimativas com painel de efeitos fixos e um painel dinâmico com o uso de instrumentos, estabelecendo a desigualdade como variável dependente em função da renda *per capita*, educação, taxa de inflação e de outras variáveis de controle importantes para explicar essa relação. Os resultados obtidos sinalizam com clareza um comportamento oposto a hipótese de Kuznets. Isto é, a desigualdade inicialmente diminui com o aumento da renda, mas, em seguida, quando a renda cresce de forma mais significativa, ela também assume uma trajetória de crescimento.

Palavras-chave: desigualdade e crescimento; teste de Granger; hipótese de Kuznets.

THE KUZNETS HYPOTHESIS FOR THE BRAZILIAN STATES: EMPIRICAL EVIDENCE OF PANEL DATA FOR THE PERIOD FROM 1999 TO 2014

This work investigated the relationship between economic growth and income inequality, testing the validity of the Kuznets hypothesis for the twenty seven federative units of Brazil, from a database with annual frequency, comprising the period from 1999 to 2014. The methodology is divided into two steps. In the first, we apply the Granger causality test to the variables of interest; Gini index, measuring inequality and average per capita household income, as a proxy to economic growth. In the second, we estimate a regression, establishing inequality as a dependent variable as a function of per capita income, education, inflation rate, and other important control variables to explain this relationship. The results obtained clearly signal a behavior opposite to the Kuznets hypothesis. That is, inequality initially decreases with increasing income, but then, when income grows more significantly, it also assumes a path of growth.

Keywords: inequality and growth; Granger test; hypothesis of Kuznets.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54art06>

2. Os autores agradecem os pertinentes comentários do(s) avaliador(es) do artigo que melhoraram muito a qualidade do trabalho. Destacamos que possíveis erros ou impropriedade são de total responsabilidade dos autores. Agradecemos também o suporte financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

3. Professor titular do curso de economia na Universidade do Estado do Amazonas (UEA). E-mail: <lbsantos@uea.edu.br>.

4. Professor e pesquisador do Departamento de Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB). E-mail: <tito@pos.ucb.br>.

LA HIPÓTESIS DE KUZNETS PARA LOS ESTADOS BRASILEÑOS: EVIDENCIA EMPÍRICA DE DATOS EN PANEL PARA EL PERÍODO 1999-2014

Este trabajo investigó la relación entre crecimiento económico y desigualdad de ingresos, probando la validez de la hipótesis de Kuznets para las veintisiete unidades federativas de Brasil, a partir de un panel de datos con frecuencia anual, comprendiendo el período 1999-2014. A la metodología se dividió en dos momentos. En el primero, aplicamos la prueba de causalidad de Granger para las variables de interés: índice de Gini, midiendo la desigualdad y la renta domiciliar per cápita media, midiendo el crecimiento económico. En el segundo, estimamos una regresión, estableciendo la desigualdad como variable dependiente en función de la renta per cápita, de la educación, de la inflación y de otras variables de control importantes para explicar esa relación. Los resultados obtenidos señalan con claridad un comportamiento opuesto a la hipótesis de Kuznets. Es decir, la desigualdad, inicialmente disminuye con el aumento de la renta, pero luego, cuando la renta crece de forma más significativa, también asume una trayectoria de crecimiento.

Palabras clave: desigualdad y crecimiento; prueba de Granger; hipótesis de Kuznets.

L'HYPOTHÈSE DE KUZNETS POUR LES ÉTATS BRÉSILIENS: PREUVE EMPIRIQUE DES DONNÉES DANS LE PANEL POUR LA PÉRIODE 1999 À 2014

Ce travail a étudié la relation entre la croissance économique et l'inégalité des revenus, testant la validité de l'hypothèse de Kuznets pour les vingt-sept unités fédératives du Brésil, basée sur un panel de données à fréquence annuelle, comprenant la période de 1999 à 2014. Le méthodologie a été divisée en deux moments. Dans le premier, nous appliquons le test de causalité de Granger aux variables d'intérêt: l'indice de Gini, la mesure de l'inégalité et le revenu moyen par ménage des ménages, mesurant la croissance économique. Dans la seconde, nous estimons une régression, établissant l'inégalité en tant que variable dépendante en fonction du revenu par habitant, de l'éducation, de l'inflation et d'autres variables de contrôle importantes pour expliquer cette relation. Les résultats obtenus indiquent clairement un comportement opposé à l'hypothèse de Kuznets. C'est-à-dire que l'inégalité diminue d'abord avec la hausse des revenus, mais ensuite, lorsque le revenu augmente de manière plus significative, elle prend aussi une trajectoire de croissance.

Mots-clés: inégalité et croissance; test de Granger; hypothèse de Kuznets.

JEL: I2; I3; O1.

1 INTRODUÇÃO

O debate em torno da relação entre crescimento econômico *versus* desigualdade de renda vem despertando interesse em profissionais das mais variadas áreas. Lundberg e Squire (2000) perguntaram se a desigualdade conduz a um baixo crescimento ou se um rápido crescimento é que produz a desigualdade. Piketty (2015) indaga sobre quais são as consequências que a desigualdade traz para o crescimento. Kuznets (1955) também questionou se durante um período de crescimento econômico a desigualdade aumenta ou diminui. O próprio Kuznets formulou uma resposta, que se constituiu no principal fundamento metodológico especializado para quem se propõe a estudar essa relação, a qual ficou conhecida na literatura como a hipótese do U invertido de Kuznets ou simplesmente a curva de Kuznets.

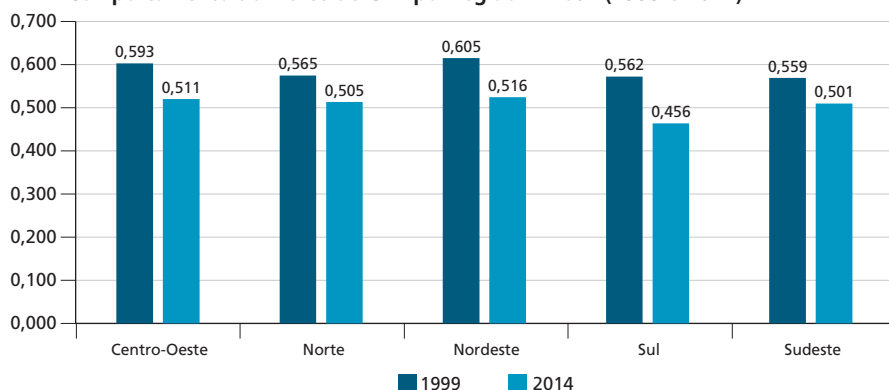
Segundo essa hipótese, a desigualdade aumenta com o início do crescimento econômico, quando a mão de obra mais especializada migra da área rural em direção à área urbana – do setor menos produtivo para o mais produtivo – e, posteriormente, a desigualdade diminui, quando a maioria dos trabalhadores é absorvida pelo setor mais industrializado. Ao alcançar esse ponto de maturidade, o crescimento se prolonga por vários anos, sustentado pelo aumento da produtividade, e a desigualdade continua a cair.

Há evidências de que o Brasil experimentou um período de significativas quedas nos indicadores de desigualdade a partir de 2001. Conforme Jannuzzi (2016), pode-se constatar esse fato com maior ou menor abrangência temporal, de forma mais irrefletida ou mais crítica, no acervo de publicações institucionais, por exemplo, nas publicações do Ipea, nos relatórios de indicadores sociais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), nas edições do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), nas publicações da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (CEPAL), entre outras fontes.

O gráfico 1 evidencia o comportamento da desigualdade por região brasileira, para o período investigado.

GRÁFICO 1

Comportamento do índice de Gini por região – Brasil (1999 e 2014)



Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.
Elaboração dos autores.

Comparando os anos extremos da amostra (1999 e 2014), observa-se queda da desigualdade em todas as regiões do país, e de forma tão sistemática que o Brasil chegou a ser internacionalmente apontado como um caso de sucesso econômico, ressalta Mendes (2014). Embora o Nordeste continue a se destacar como a região onde a desigualdade é mais intensa, todos os índices apontam a trajetória de queda da desigualdade em todo país, a qual se estendeu até 2012. Por seu turno, também se acompanha uma elevação do nível de renda em benefício do trabalhador brasileiro,

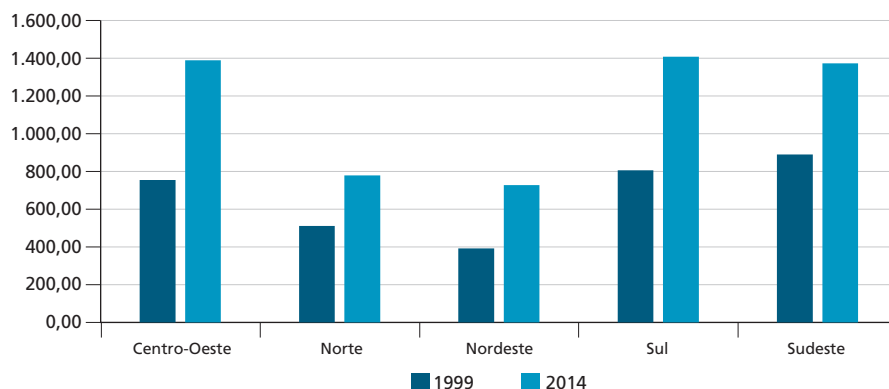
principalmente a partir de meados de 2004, com o crescimento do volume das ocupações formais,⁵ saindo de 10,5 mil, em 2004, e ultrapassando a marca de 12,5 mil, em 2007, enquanto as ocupações de natureza informal⁶ permaneceram oscilando em torno de 8,5 mil no mesmo período (Ipea, 2010).

O fato é que no Brasil o combate à desigualdade por meio de uma distribuição de renda mais justa, observando as carências e as potencialidades regionais, tem sido uma opção de política dos últimos governos que não tem alcançado resultados desejados. As políticas compensatórias, a exemplo do Programa Bolsa Família (PBF), têm sido a estratégia mais utilizada no combate à pobreza e à desigualdade. Por essa via, as regiões mais carentes de educação, saúde, saneamento e obras de infraestrutura, a exemplo das regiões Norte e Nordeste, mesmo sendo alcançadas por esses programas de assistência, não conseguem emancipar-se economicamente justamente por ainda apresentarem taxas de desigualdade mais elevadas em relação às regiões mais ricas, a Sul e a Sudeste.

O gráfico 2 mostra o crescimento da renda domiciliar *per capita* por região para 1999 e 2014.

GRÁFICO 2

Renda domiciliar *per capita* média por região – Brasil (1999 e 2014)
(Em R\$)



Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.
Elaboração dos autores.

Nota-se que, proporcionalmente, o gráfico 2 evidencia que a renda cresce menos nas regiões onde a desigualdade é mais intensa (Norte e Nordeste), mas todas as regiões registram crescimento da renda domiciliar *per capita*. Apesar dessa constatação, um recente diagnóstico realizado pelo PNUD (2015) ainda aponta o

5. O estudo inclui na categoria *formal* os empregados com carteira assinada, militares, servidores públicos e estatutários (Ipea, 2010).

6. Incluem-se nesse grupo os trabalhadores sem carteira assinada, os que trabalham por conta-própria e aqueles sem nenhuma remuneração (Ipea, 2010).

Brasil como o décimo país mais desigual do mundo e o quarto da América Latina, à frente apenas do Haiti, da Colômbia e do Paraguai. Segundo o estudo, o percentual de desigualdade de renda no Brasil (37%) é superior à média da América Latina, incluindo os países do Caribe (34,9%).

Diante dessa realidade, este artigo objetiva entender os mecanismos que estão associados a essa dinâmica e busca encontrar respostas para duas questões centrais: *i*) que tipo de relação-causal prevalece entre crescimento econômico e desigualdade de renda? e *ii*) a hipótese da curva do U invertido de Kuznets é válida para explicar o comportamento da desigualdade de renda da economia brasileira?

Ao investigar dados dos Estados Unidos, da Alemanha e da Inglaterra, Kuznets concluiu que o ritmo do desenvolvimento de uma economia deve seguir o compasso dos processos tecnológicos que, aos poucos, vão se incorporando em cada segmento. Essas transformações devem ser permanentemente acompanhadas de mudanças institucionais que permitam a transferência de recursos entre os diferentes setores da indústria e da economia como um todo. Por essa lógica, o crescimento econômico capaz de promover o bem-estar e de combater a desigualdade não pode advir apenas da manipulação das taxas de juros e da quantidade de investimentos em atividades produtivas isoladas sem nenhum planejamento estratégico, mas do aumento da eficiência na utilização dos recursos e das mudanças qualitativas induzidas pelas mudanças quantitativas, nos mais variados setores da economia.

Desde a publicação dessa teoria, diversos estudos buscam analisar essa relação a partir de diferentes estratégias metodológicas, sendo a maioria delas fundadas em modelos paramétricos. Para Figueiredo, Jacinto e Silva Junior (2011), esse tipo de abordagem ganhou a preferência dos estudos, tanto em nível nacional quanto internacional, pela simplicidade de sua forma funcional. Barro (2000), Thornton (2001), Bagolin, Gabe e Ribeiro (2004), Jacinto e Tejada (2004) e Salvato *et al.* (2006) são exemplos de estudos que adotaram essa abordagem.

De forma resumida, a estratégia utilizada é basicamente a seguinte: definem-se uma medida de desigualdade, em geral, o índice de Gini ou de Theil, e uma medida de crescimento ou de desenvolvimento, que pode ser a renda domiciliar *per capita* ou o produto interno bruto (PIB) *per capita*, e fixa-se a condição de concavidade da curva, parâmetro necessário para validar a hipótese de Kuznets. Em seguida, são realizados os testes e, a partir das formas matemáticas estabelecidas e da robustez dos resultados, conclui-se pela validade ou não da hipótese de Kuznets.

Barros e Gomes (2008) também adotaram essa mesma lógica para testar a hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros. Ao final da análise, ao encontrar resultados ambíguos, validando a hipótese de Kuznets para algumas especificações e rejeitando-a quando se fez uso de um modelo mais geral, os autores admitem que a ausência de outras variáveis explicativas possa ter inviabilizado a obtenção de resultados mais claros e sugerem que, em trabalhos futuros, se adote essa estratégia.

Na visão Mendes (2014), é inadequado explicar a desigualdade, sobretudo a brasileira, sem levar em conta fatores importantes que estão na vanguarda do problema, aparecendo como causas ou como consequências, tais como a renda *per capita*, a educação, o acesso a serviços públicos básicos, o crescimento econômico, o grau de informalidade, a inflação, entre outros.

Considerando essas evidências, esta pesquisa testa a validade da curva de Kuznets a partir de um painel de dados com frequência anual para os estados brasileiros e o Distrito Federal, compreendendo o período 1999-2014. Inicialmente, aplica-se o teste de causalidade de Granger para as principais variáveis de interesse: o índice de Gini, medindo a desigualdade, e a renda domiciliar *per capita* média, medindo o crescimento econômico. Em seguida, são feitas duas estimativas estabelecendo a desigualdade como função de oito variáveis de controle: renda domiciliar *per capita*, educação, informalidade, mortalidade infantil, Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA),⁷ inflação, pobreza e desemprego.

Os resultados dos testes de causalidade, tanto com os valores em nível quanto com os valores em diferença, sinalizam uma causalidade que parte do crescimento para a desigualdade, no sentido de Granger. Os resultados das estimativas não apenas rejeitam a hipótese de Kuznets como mostram um comportamento diferente. Os sinais opostos dos coeficientes das variáveis renda (negativo) e renda ao quadrado (positivo) indicam que, inicialmente, a desigualdade cai com o aumento da renda, mas, em seguida, quando a renda se evidencia, a desigualdade também cresce, revelando um comportamento em total desacordo com a hipótese de Kuznets.

Nesse contexto, a relevância dessa investigação está na possibilidade de se contribuir com a literatura sob dois aspectos. Primeiramente, ampliando a compreensão da relação que se estabelece na economia brasileira entre crescimento econômico e desigualdade de renda, a partir do teste de causalidade de Granger, que, segundo Santos, Jacinto e Tejada (2012), é uma técnica relativamente pouco usada para dados em painel; e, em segundo lugar, obtendo resultados mais evidentes sobre a aplicação da hipótese de Kuznets para as Unidades da Federação (UFs) brasileiras, incorporando ao modelo econométrico variáveis importantes, como desemprego, inflação, pobreza, informalidade, entre outras. A ausência desses fatores pode inviabilizar a obtenção de resultados mais claros, conforme destaca Barros e Gomes (2008).

Ao aprofundar a discussão em torno desses tópicos, espera-se também ampliar a compreensão sobre os fatores que afetam o comportamento da distribuição de renda na economia brasileira e sobre a relação que se estabelece entre o crescimento econômico e a desigualdade de renda. A complexidade da economia brasileira, as imperfeições do mercado, a extensão territorial do país e as profundas diferenças regionais fazem da desigualdade um problema crônico e persistente, e, para combatê-la efetivamente, é necessário entender os mecanismos que estão conexos à sua dinâmica.

7. O IPCA foi incorporado na regressão na forma de primeira diferença do Índice Nacional de Preços ao Consumidor: D(INPC).

Com esse propósito, e buscando preencher algumas lacunas reclamadas pela literatura, este trabalho está estruturado em mais quatro seções, além desta introdução. A seção 2 faz uma revisão de literatura a respeito do tema. A seção 3 expõe os procedimentos metodológicos utilizados. A seção 4 apresenta e discute os resultados. E, por fim, a seção 5 traz as considerações finais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A desigualdade de renda tem se revelado um tema marcante tanto no meio político quanto no ambiente acadêmico. Essa relevância, segundo Linhares *et al.* (2012), se dá, basicamente, por duas razões: a primeira está na evidência de sua persistência histórica. Isto é, os padrões de desigualdade que se constituíram com a formação da sociedade não são facilmente alterados. Mesmo diante de políticas sociais de redistribuição de renda, a desigualdade persiste e se mantém quase inalterada. A segunda razão está em uma gama de problemas decorrentes da própria desigualdade, como pobreza, criminalidade, baixa escolaridade, desemprego e várias outras situações que separam o homem de sua cidadania, formando a imensa classe dos menos favorecidos. O Brasil é um típico exemplo dessa realidade.

Santos, Miranda e Moreira (2012) explicam que o problema das desigualdades sociais no Brasil é gravíssimo e não se trata de um fenômeno recente. Ao contrário, surgiu e foi se agravando em meio ao processo de formação e de consolidação do país. Transparece como um problema insolúvel, pois parece estar inscrito na nossa própria natureza. Conforme Gründler e Scheuermeyer (2014), quando maior o nível de desigualdade de certa sociedade, maiores os empecilhos ao crescimento. Nessas condições, a desigualdade pode até esmorecer durante um período, mas o seu retorno a níveis alarmantes deve ser esperado. Ostry, Berg e Tsangarides (2014) argumentam que nas regiões mais pobres, por exemplo, o aumento da renda parece não ter qualquer efeito sobre sua distribuição. A desigualdade pode ser prejudicial ao crescimento, pois ela gera instabilidade política e econômica, reduz o investimento e impede o consenso social necessário para ajustar os choques e sustentar o crescimento.

O Brasil experimentou um período de significativas quedas nos indicadores de desigualdade ao longo dos primeiros anos do século XXI, o que o levou a ser internacionalmente apontado como um bom exemplo de sucesso econômico, como país que sabe combater com eficácia a pobreza e a desigualdade,⁸ ressalta Mendes (2014). Apesar dessa evidência, o Brasil continua no topo do *ranking* mundial das injustiças sociais. Perante essa realidade, o desafio de conciliar crescimento econômico com um menor grau de desigualdade é sempre uma questão atual, que merece destaque e que motiva a busca de respostas; afinal, para combater a desigualdade, é preciso conhecer os elementos que estão conexos à sua dinâmica e à sua reprodução.

8. O Brasil foi chamado de *South America's emerging superpower*, pela revista *Foreign Policy*, em 28 de fevereiro de 2012.

Um dos trabalhos mais destacado na literatura que discute a relação entre desigualdade e crescimento econômico é o artigo de Kuznets (1955), que se perguntou: a desigualdade aumenta ou diminui no decorrer de um período de crescimento de um país? Investigando dados dos Estados Unidos, da Alemanha e da Inglaterra, o autor concluiu que, em estágios iniciais do desenvolvimento, há uma relação positiva entre crescimento e desigualdade, em função dos processos migratórios da mão de obra mais habilidosa de setores menos dinâmicos – tradicionais e com baixo retorno – para setores mais dinâmicos, com alto retorno, gerando uma crescente desigualdade na distribuição de renda entre os indivíduos.

Esse movimento migratório, alinhado à utilização de máquinas e equipamentos, gera ganhos de produtividade, aumentando a diferença de renda entre os dois grupos. Essa relação só é modificada quando a economia alcança determinado patamar de maturidade. A partir daí, há um processo gradual de homogeneização na produtividade dessa mão de obra, resultando em uma redução da desigualdade de renda, na medida em que a economia continua crescendo. A partir desse ponto, a desigualdade toma uma trajetória de queda, ganhando o formato de um U invertido, que ficou conhecido como a hipótese de Kuznets.

Desde a publicação dessa teoria, grande parte dos trabalhos que se propõem a investigar a relação entre crescimento e desigualdade toma como fundamento a hipótese de Kuznets, buscando testar a sua validação para os seus objetos de análise. Segundo Barros e Gomes (2008), a abordagem preferida nesse campo é o uso de modelos paramétricos. A forma mais simples consiste na estimação do modelo: $I = \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 D^2 + \varepsilon_t$, sendo $d^2 I / dD^2 = 2\alpha_2$, em que: I é uma medida de desigualdade e D uma medida de desenvolvimento econômico. A condição para se encontrar uma curva côncava é $\alpha < 0$.

Vários autores fizeram uso dessa abordagem, a exemplo de Thornton (2001), que fez essa análise tomando como objeto de estudo um conjunto de 96 países, a partir das variáveis: Gini, quintis de renda e PIB *per capita*, ao longo do período pós-guerra. Segundo o autor, os resultados a favor da hipótese de Kuznets não são claros, em razão das dificuldades de comparabilidade entre os dados dos vários países.

Nessa mesma linha, utilizando dados de séries temporais para a economia americana, Hsing e Smith (1994) não rejeitam a hipótese de Kuznets. Mushinski (2001), a partir de um polinômio do quarto grau, trabalhando com os dados do censo decenal de 212 regiões dos Estados Unidos e admitindo a renda *per capita* como medida de desenvolvimento e o índice de Gini como medida da desigualdade, chegou a resultados favoráveis à hipótese de Kuznets.

Huang *et al.* (2007), por meio de uma regressão, testam a validade da hipótese de Kuznets, fazendo uso de dados *cross-section* de 75 países, trabalhando a renda com base em diferentes quantis. Os autores acharam robustos resultados em favor

da hipótese de Kuznets. Barro (2000), ao estudar o comportamento da relação entre crescimento e desigualdade para vários países, encontrou uma baixa relação entre ambas. Em outros termos, a hipótese de Kuznets é válida dependendo do nível de renda.

Em âmbito nacional, os estudos têm sistemática semelhante à adotada em trabalhos internacionais. Figueiredo, Silva Junior e Jacinto (2011) testaram a curva de Kuznets para os municípios brasileiros em 1991 e 2000. Considerando a forma reduzida sugerida por Ahluwalia (1976)⁹ – na qual a desigualdade é explicada por um polinômio do segundo grau da renda *per capita*, com o índice de Gini medindo o grau de desigualdade e a renda *per capita* usada como *proxy* para o nível de desenvolvimento econômico –, após vários testes de especificação, os autores notaram que os resultados sugerem a validade da hipótese de Kuznets, quando se fez uso das estimações não paramétricas. Nos demais testes, os resultados apontaram para a inconsistência da estrutura quantílica linear para o conjunto de dados do estudo.

Bêrni, Marquetti e Kloeckmer (2002) fizeram a análise considerando setores distintos da economia gaúcha, utilizando o método não paramétrico de regressão local. Os autores sugerem cautelosa aceitação da curva de Kuznets e admitem a necessidade de se utilizar métodos mais sofisticados e estratégias diferenciadas para alcançar resultados mais claros.

Segundo Glaeser (2005), a trajetória que a curva de Kuznets toma durante um período de crescimento não é fruto apenas de fatores econômicos, mas também de fatores políticos. Com o avanço da industrialização, surge também um grau maior de educação e uma maior capacidade de organização popular, o que pode desencadear sobre o governo pressões por maior redistribuição de renda.

Barros e Gomes (2008) também investigaram a hipótese da curva de Kuznets para os 5.507 municípios brasileiros em 1999 e 2001. Com a desigualdade medida pelos índices de Gini e Theil e as medidas de desenvolvimento representadas pela renda *per capita* e fração da população urbana, os resultados foram ambíguos: algumas especificações rejeitaram a hipótese de Kuznets e outras não. Entretanto, todos os modelos apresentaram um poder explicativo muito fraco. Os autores sugerem que estudos futuros incluam outras variáveis explicativas, as quais possam gerar uma melhor compreensão da relação crescimento *versus* desigualdade.

Linhares *et al.* (2012), seguindo a mesma lógica de Barros e Gomes (2008), buscaram verificar a validade da hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros em 1991, 2000 e 2010, por meio da aplicação de dados em painel, utilizando informações do *Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil* (PNUD, 2013), os

9. Ahluwalia (1976) propôs uma forma mais geral para a modelagem da curva de Kuznets, com o intuito de captar as influências e mudanças estruturais presentes nos modelos elaborados para testar a hipótese de Kuznets.

coeficientes de Gini e L de Theil como medidas de desigualdade e a renda *per capita* como medida de crescimento. Os resultados também foram ambíguos: a hipótese de Kuznets é aceita sob algumas particularizações, mas é rejeitada sob a análise de um modelo mais geral.

Como se pode perceber, os exames entre crescimento econômico e desigualdade, em sua maioria, fazem uso de equações polinomiais de segundo ou de terceiro grau, a partir de modelos funcionais que permitem validar a curva de Kuznets, privilegiando o uso das variáveis principais, crescimento e desigualdade, e tomam como fundamentos os modelos prescritos na literatura, alguns aqui já mencionados.

Nota-se que os resultados dos estudos têm se mostrados contraditórios e podem ser sistematizados em três grupos: *i*) aqueles favoráveis à hipótese do U invertido; *ii*) aqueles cautelosos em suas conclusões, em função do baixo poder explicativo de seus estimadores e, por isso, sugerem novos estudos incluindo outras variáveis explicativas e outras estratégias metodológicas para o tratamento da questão; e *iii*) aqueles cujos resultados rejeitam a hipótese de Kuznets.

A pesquisa em tela busca contribuir com essa discussão, testando a validade da hipótese de Kuznets para o Brasil, mas começa investigando o efeito causalidade entre crescimento econômico e desigualdade de renda, por meio do teste de causalidade de Granger, empregando um painel de dados com frequência anual para os 26 estados da Federação e o Distrito Federal, considerando o período 1999-2014.

Santos, Jacinto e Tejada (2012) aplicaram essa metodologia para analisar a relação de causalidade entre renda e saúde para os estados do Brasil. Para tanto, os autores fizeram uso de três testes de causalidade propostos, respectivamente, por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Granger e Huang (1997) e Hurlin (2005) e Hurlin *et al.* (2007), para o período compreendido entre 1981-2007. Considerando a variável renda domiciliar *per capita* como representante da renda e a taxa de mortalidade na infância como variável representante da saúde, os resultados da análise apontam que, no Brasil, as evidências são mais claras para causalidade no sentido da saúde para a renda. Sobre o uso dessa metodologia os autores evidenciam que:

A sua aplicação aos modelos de séries de tempo é extensa, aos modelos que utilizam dados em painel ainda são relativamente recentes. Entre as vantagens da utilização de dados em painel, pode ser destacado o maior número de observações, que aumenta os graus de liberdade e reduz o grau de colinearidade entre variáveis explicativas e, conseqüentemente, melhora a eficiência do parâmetro estimado (Santos, Jacinto e Tejada, 2012, p. 238).

Assim, o teste de causalidade proposto neste estudo visa superar as limitações do uso de simples correlações entre variáveis, ao considerar que a relação entre crescimento e desigualdade não pode ser explicada apenas por si mesma. É preciso considerar outros fatores, como educação, pobreza, desemprego, informalidade,

inflação etc., determinantes na estrutura econômica do crescimento e da desigualdade, lembrando também que a ausência desses fatores na análise pode comprometer a robustez dos resultados de alguns estudos, como tem sido evidenciado na literatura.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A proposta deste artigo, que também faz uso de um modelo paramétrico, é responder a algumas demandas presentes na literatura com relação ao objeto de estudo. O objetivo é testar a validação da curva de Kuznets para os estados brasileiros, por meio de duas estratégias metodológicas complementares: a primeira consiste no teste de causalidade de Granger entre as principais variáveis de interesse, o índice de Gini, medindo a desigualdade de renda, tomada como variável dependente, e a renda domiciliar *per capita* média, como *proxy* para o crescimento econômico, tomada como variável independente, a partir de um painel de dados para as 27 UFs do Brasil, no período 1999-2014.

O teste de causalidade que ficou mais popularizado na literatura deve-se ao econometrista Clive Granger, o qual propõe que o futuro não pode causar o passado nem o presente. Isso significa que, se o evento A ocorre depois do evento B, A não pode causar B. Ao passo que, se A ocorreu antes de B, isso não evidencia que A, necessariamente, cause B.

O teste afirma que as informações necessárias para se identificar a predição de uma variável sobre a outra estão contidas apenas nas próprias séries em análise. Essa é a essência do teste de causalidade de Granger, que não se propõe a identificar uma relação de causalidade no seu sentido de endogeneidade. Assim, para esse teste, segue-se o modelo proposto por Sims (1980). A estimação se dá com base na seguinte equação:

$$Y_{it} = A_0 X_{it} + A_1 X_{i,t-1} + \dots + A_n X_{i,t-n} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que Y_{it} é a representação de uma medida de desigualdade do estado i no ano t ; A_0 o *intercepto*, A_1 e A_n são os coeficientes resultados da regressão; $X_{i,t-1}, \dots, X_{i,t-n}$ são as variáveis defasadas; e ε_t é o termo aleatório do erro.

A segunda estratégia metodológica nasce da compreensão de que nem o crescimento nem a desigualdade podem ser explicados com base apenas em si mesmos; desse modo, esta análise consiste na estimação de um modelo econométrico, no qual a desigualdade é tomada como variável dependente a ser explicada por algumas variáveis de controle, conforme a equação 2.

$$\begin{aligned} Desig_{it} = & \alpha + B_0 Renda_{it} + B_1 (Renda_{it})^2 + B_2 ipca_{it} + B_3 Npobres_{it} \\ & + B_4 Popdesoc_{it} + B_5 TXmorinf_{it} + B_6 Educa\c{c}{a}{o}_{it} + B_7 Ginformalidad_{it}. \end{aligned} \quad (2)$$

O quadro 1 descreve as variáveis da equação 2.

QUADRO 1
Descrição das variáveis

Variável (nomenclatura)	Descrição
Gini (Desig)	Mede o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar <i>per capita</i> entre os indivíduos. Seu valor pode variar teoricamente desde 0, quando não há desigualdade, até 1, quando a desigualdade é máxima.
Renda domiciliar <i>per capita</i> (Renda)	Renda domiciliar <i>per capita</i> (média): em reais (R\$) de outubro de 2014.
Educação (Educação)	Média de anos de estudos das pessoas com idade mínima de 25 anos de idade.
Grau de informalidade (Ginformalidad)	Razão: (empregados sem carteira + trabalhadores por conta-própria) / (trabalhadores protegidos + empregados sem carteira + trabalhadores por conta-própria).
Número de pobres (Npobres)	Número de pessoas em domicílios com renda domiciliar <i>per capita</i> inferior à linha de pobreza, equivalente a meio salário mínimo.
Taxa de mortalidade infantil (TXmorinf)	Taxa de mortalidade infantil: por 1 mil nascidos vivos (óbitos).
IPCA	IPCA: em porcentagem ao ano (a.a.).

Fontes: IBGE e Ipeadata (disponíveis em: <<https://bit.ly/2Q5ChPB>> e <<http://www.ipeadata.gov.br>>). Acessos em: 3 out. 2017.

Para o caso de dados em painel, a estimativa pode ser realizada com base nos modelos de efeitos fixos ou aleatórios. Daí decorre a importância do teste de Hausman. Nos modelos de efeitos fixos, a estimação é feita assumindo que a heterogeneidade dos indivíduos se capta na parte constante, que é diferente de indivíduo para indivíduo, tal que:

$$Y_{it} = \alpha_i + bX_{it} + \dots + u_{it}, \quad (3)$$

em que há heterogeneidade na parte constante e homogeneidade nas inclinações. A parte constante α_i é diferente para cada indivíduo (cada UF), captando diferenças invariantes no tempo, a exemplo da dimensão dos países, de recursos naturais e de outras características que não variam no curto prazo.

Nos modelos de efeitos aleatórios, a estimação é feita introduzindo a heterogeneidade dos indivíduos no termo de erro, tal que:

$$Y_{it} = \alpha_i + bX_{it} + \dots + (\eta_i + u_{it}), \quad (4)$$

em que $\alpha_i = \alpha + \eta_i$ e η_i representa o efeito aleatório individual não observável.

Os modelos com efeitos aleatórios consideram a constante não como um parâmetro fixo, mas, sim, como um parâmetro aleatório não observável. Os modelos com efeitos fixos consideram que as diferenças dos indivíduos (países, regiões, estados etc.) captam-se na parte constante. Os modelos com efeitos aleatórios consideram que essas diferenças são captadas no termo de erro. Essas são as principais diferenças entre os dois modelos em painel.

Utiliza-se o teste de Hausman para escolher qual modelo é o mais adequado, fixo ou aleatório. A hipótese nula do teste assegura que o modelo de efeito aleatório é o mais adequado. Se a hipótese nula não for aceita, ou seja, se for rejeitada, então o modelo de efeito fixo será o mais apropriado. No caso em tela, os testes apontam que o modelo de efeito fixo é o mais adequado.

A seguir, nas tabelas 1 e 2, expõem-se, respectivamente, as estatísticas descritivas e a matriz de correlação referentes às séries utilizadas no modelo econométrico para o período investigado.

TABELA 1
Estatísticas descritivas – painel de dados (1999-2014)

	Gini	Renda	(Renda) ²	Npobres	Educação	Ginformalidad	TXmortinf
Média	0,580581	663,6764	447654,8	17164069,0	6,190697	60,05153	22,63250
Mediana	0,580797	660,1933	435881,1	1124513,0	6,229973	60,81224	21,15000
Máximo	0,623301	791,6796	626756,6	8236135,0	6,971600	90,32019	63,70000
Mínimo	0,524910	495,2826	245304,9	61553,0	5,192545	33,84645	9,600000
Desvio-padrão	0,030496	84,88295	109831,1	1709425,0	0,502329	12,18884	8,900597
Observações	432	432	432	432	432	432	432

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.
Elaboração dos autores.

A tabela 2 mostra a correlação entre todas as variáveis.

TABELA 2
Matriz de correlação – painel de dados (1999-2014)

	Gini	Renda	(Renda) ²	Educação	Ginformalidad	IPCA	Npobres	TXmortinf
Gini	1,000000	0,046832	0,062799	-0,427030	0,291501	0,296473	0,186345	0,299728
Renda	0,046832	1,000000	0,997107	0,781718	-0,111842	0,110131	-0,115903	-0,145914
(Renda) ²	0,062799	0,997107	1,000000	0,764950	-0,109758	0,112198	-0,114222	-0,148452
Educação	-0,427030	0,781718	0,764950	1,000000	-0,266906	-0,156357	-0,208536	-0,326900
Ginformalidad	0,291501	-0,111842	-0,109758	-0,266906	1,000000	0,187122	0,137960	0,693350
IPCA	0,296473	0,110131	0,112198	-0,156357	0,187122	1,000000	0,121040	0,223787
Npobres	0,186345	-0,115903	-0,114222	-0,208536	0,137960	0,121040	1,000000	0,189461
TXmortinf	0,299728	-0,145914	-0,148452	-0,326900	0,693350	0,223787	0,189461	1,000000

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.
Elaboração dos autores.

A literatura considera que, quando há forte correlação entre algumas variáveis explicativas, pode-se incorrer em problemas de endogeneidade, que podem ser resolvidos como o uso de variáveis instrumentais. De fato, observa-se, como esperado, uma forte correlação de 0,997 entre *Renda* e $(Renda)^2$. Entretanto, para testar a proposição de Kuznets, é inevitável a utilização simultânea de *Renda* e $(Renda)^2$. Nota-se também uma correlação alta entre *Renda* e *Educação* de 0,78, o que também é esperado. Dessa forma, estima-se um painel com base em estimativas via método de estimação de mínimos quadrados generalizados factíveis (FGLS, do inglês *feasible generalized least squares*) considerando-se que o termo do erro não é independente e identicamente distribuído. Esse método corrige possíveis problemas de autocorrelação, correlação entre painéis e heterocedasticidade. Além disso, utiliza-se painel dinâmico com variáveis instrumentais em primeira diferença para mitigar possíveis problemas de endogeneidade (Wooldridge, 2002).

Ademais, vale destacar que, segundo Baltagi (2013), ao combinar séries temporais com dados transversais, os dados em painel fornecem mais dados informativos, mais variabilidade e menos colinearidade entre variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência. Eles também fornecem controle da heterogeneidade individual, ao contrário da estrutura de dados de séries temporais, que sofre de multicolinearidade.

O teste de Breusch e Pagan é utilizado no modelo de painel para testar a presença de heteroscedasticidade. Uma vez que a hipótese nula de variância constante não é aceita, utiliza-se o erro-padrão robusto para corrigir os problemas de heteroscedasticidade em dados de painel. Pode-se verificar que nas estimativas das tabelas 8 e 9, de painel com feitos fixos, utiliza-se o erro robusto como procedimento para mitigar tais problemas.

Utiliza-se também estimativa pelo método painel FGLS com *dummies* para regiões e por ano para o período 1999-2014, para fins de correção para possíveis problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação, conforme as tabelas A.2 e A.3 (apêndice A). A tabela A.1 do apêndice A mostra testes de raiz unitária para dados em painel de Levin-Lin-Chu. Os resultados indicam que as séries são estacionárias.

4 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A primeira parte da análise dos resultados consiste na aplicação do teste de causalidade de Granger. A análise desse teste inicia-se pela estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR), envolvendo as séries em questão. Como o teste de causalidade é um teste de precedência temporal, o número de defasagens a ser incluído assume um grau de relativa importância. Normalmente, esse número é obtido observando os critérios de informação de estimador de máxima verossimilhança (LR), o critério de informação de Akaike (AIC), o critério de informação de

Schwarz (SC), o critério de informação de Hannan-Quinn (HQ) e o erro final de predição (FPE), que são naturalmente exibidos ao se realizar a estimação do VAR. Como não existe um consenso na literatura identificando qual desses estimadores é o mais adequado, a prática adotada é usar o número de defasagens (*lags*) apontado pelo maior número de critérios.

A causalidade de Granger da variável x para a variável y é avaliada testando a hipótese nula de que todos os coeficientes da variável x , em todas as defasagens, são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero, na equação em que y é a variável independente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x causa a variável y , no sentido de Granger.

As tabelas 3 e 4 constam, respectivamente, dos resultados do modelo VAR e do teste de causalidade para os valores em nível.

TABELA 3
Resultados do modelo VAR

Lag	LogL	LR ¹	FPE	AIC	SC	HQ ²
0	-1154,349	—	153,1140	10,70694	10,73819	10,71956
1	-835,8860	628,0803	8,326887	7,795240	7,888998	7,833119
2	-792,4070	84,94505	5,777416	7,429694	7,585957	7,492825
3	-777,6184	28,61864	5,228326	7,329800	7,548568	7,418183
4	-775,7979	3,489193	5,335184	7,349981	7,631254	7,463616
5	-741,4296	65,23624	4,027777	7,068792	7,412571*	7,207680*
6	-735,7137	10,74383	3,964744	7,052904	7,459188	7,217044
7	-734,9134	1,489347	4,084606	7,082532	7,551320	7,271923
8	-722,8947	22,14554*	3,793097*	7,008284*	7,539578	7,222928

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ LR = cada teste ao nível de 5%.

² HQ = observações inclusas 216.

Obs.: * Indica a ordem das defasagens pelo critério de seleção.

TABELA 4
Resultados do primeiro teste de causalidade com valores em nível

Hipótese nula (H0)	Observações	Estatística F	Probabilidade
Renda does not Granger Cause Gini	216	3,24510	0,0017
Gini does not Granger Cause Renda	—	1,13419	0,3418

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

A tabela 3 mostra que com 216 observações percebe-se a indicação de 8 *lags* como o número ótimo de defasagens apontados pelos critérios LR, FPE e AIC, para as variáveis de interesse *Gini* e *Renda*, compreendendo o período 1999-2014. Isto significa que o teste de causalidade de Granger foi estimado com 8 *lags*. Na tabela 4, a primeira hipótese, *H0: Renda does not Granger Cause Gini*, é rejeitada,

uma vez que a probabilidade é inferior a 0,05. Dessa forma, não se aceita a hipótese nula de que a *Renda* não precede temporalmente a variável *Gini*. Por consequência, *Renda* causa ou precede temporalmente *Gini*. Em outras palavras, há uma relação de causalidade partindo da variável *Renda* para a variável *Gini*. A segunda hipótese, *H0: Gini does not Granger Cause Renda*, não é rejeitada, ela apresenta uma probabilidade de 0,3418. Assim, não se rejeita a hipótese nula de que *Gini* não precede temporalmente a variável *Renda*, ou seja, *Gini* não causa ou não precede temporalmente *Renda*. Em outras palavras, não há uma relação de causalidade partindo da variável *Gini* para a variável *Renda*. Logo, conclui-se que há uma causalidade que parte da renda para a desigualdade, no sentido de Granger. Esse resultado está de acordo com a curva de Kuznets, no sentido de que mostra o efeito do crescimento sobre a desigualdade, embora o autor não tenha realizado um teste de causalidade entre as duas variáveis. Essa é uma das contribuições deste trabalho.

As tabelas 5 e 6 expõem os resultados do modelo VAR e do segundo teste de causalidade, agora com os valores em diferença.

TABELA 5
Resultados do VAR com valores em diferença

Lag	LogL	LR ¹	FPE	AIC	SC	HQ ²
0	-754,6139	—	10,28558	8,006496	8,040801	8,020394
1	-708,0357	91,67782	6,554712	7,555933	7,658846	7,597625
2	-695,7473	23,92651	6,004422	7,468226	7,639747	7,537713
3	-695,3850	0,697792	6,240332	7,506720	7,746849	7,604002
4	-667,4819	53,14876	4,846064	7,253777	7,562515*	7,378854
5	-663,8517	6,837922	4,865643	7,257690	7,635036	7,410562
6	-661,0690	5,182578	4,929572	7,270571	7,716526	7,451238
7	-642,7946	33,64814*	4,239452*	7,119519*	7,634082	7,327981*
8	-639,0826	6,756079	4,253697	7,122568	7,705739	7,358824

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ LR = cada teste ao nível de 5%.

² HQ = observações incluídas 189.

Obs.: * Indica a ordem das defasagens pelo critério de seleção.

TABELA 6
Resultados do segundo teste de causalidade com valores em diferença

Hipótese nula (H0)	Observações	Estatística F	Probabilidade
D(Renda) does not Granger Cause D(Gini)	189	3,66131	0,0010
D(Gini) does not Granger Cause D(Renda)	—	1,26332	0,2703

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

A tabela 5 mostra um número ótimo de sete defasagens, indicados pelos critérios LR, FPE, AIC e HQ, para os valores em diferença, com 189 observações. Na tabela 6, com relação ao teste de Granger, verifica-se que a primeira hipótese, *H0: D(Renda) does not Granger Cause D(Gini)*, é rejeitada e a segunda hipótese, *H0: D(Gini) does not Granger Cause D(Renda)*, não é rejeitada. Assim, como resultado final, pode-se concluir que há uma causalidade que vai da renda para a desigualdade, confirmando o resultado anterior.

No contexto supracitado, pode-se argumentar que é imprescindível que se conheça os mecanismos que estão imbricados no crescimento, na desigualdade e como estes se inter-relacionam. Conforme destaca Diniz (2005), há informações, características e tendências na renda ou no crescimento econômico que ajudam na predição da desigualdade, tornando ainda mais claro o fato de que qualquer política pública que vise alterar o ciclo do crescimento ou a sua intensidade trará repercussão sobre o comportamento da desigualdade. Há evidências de que a eficiência econômica e a equidade estabelecem vínculos de múltiplas formas, constituindo uma rede complexa de relações entre essas variáveis.

Kumar (2005) é enfático em dizer que a realidade brasileira guarda sintonia com os processos de desenvolvimento, ou de “causação circular cumulativa”, conforme defendido por Myrdal (1957). Para Kumar (2005), quando os governos dão ênfase às políticas de crescimento sem considerar o combate à desigualdade como objetivo central, o efeito mais imediato não é o de superação das desigualdades, mas, sim, do seu aprofundamento. A maioria das atividades de natureza econômica que guardam relação com o crescimento, como artes, educação, saúde, geração de emprego, agências bancárias, floresce onde já se evidencia algum grau de desenvolvimento, pois nessas áreas já existem as pré-condições necessárias de apoio à dinâmica desses empreendimentos. Nesse sentido, a ação do Estado no estabelecimento de políticas públicas que neutralizem os efeitos não desejados da causação cumulativa pode interromper essa trajetória de desigualdade. Os resultados da tabela 7, obtidos a partir do modelo econométrico anteriormente apresentado, permitem aprofundar essa discussão.

Nessa estimativa, busca-se identificar o modelo mais consistente e os resultados mais robustos. Para isso, as variáveis foram paulatinamente incorporadas na regressão até alcançar o modelo final, tomando a desigualdade como variável dependente e as demais variáveis de controle, como independentes. Todos os resultados foram significantes ao nível de 1%, 5% e 10% e todos os coeficientes apresentam os sinais esperados.

TABELA 7
Estimativas de painel com efeitos fixos (1999-2014)¹

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Constante	0,96981 (0,07191*)	0,83365 (0,06306*)	0,50188 (0,05047*)	0,61038 (0,05209*)	0,62626 (0,05252*)
Renda	-0,00117 (0,00022*)	-0,00096 (0,00019*)	-0,00076 (0,00014*)	-0,00034 (0,00015**)	-0,00042 (0,00016***)
(Renda) ²	8,74E-07 (1,71E-07*)	7,68E-07 (1,48E-07*)	6,65E-07 (1,10E-07*)	4,16E-07 (1,14E-07**)	4,69E-07 (1,17E-07*)
D(IPCA)	0,00391 (0,00075*)	0,00291 (0,00065*)	0,00151 (0,00049**)	0,00222 (0,00048*)	0,00234 (0,00049*)
Npobres		2,45E-08 (2,13E-09*)	8,38E-09 (1,83E-09*)	5,68E-09 (1,82E-09**)	5,07E-09 (1,84E-09***)
Ginformalidad			0,00454 (0,00025*)	0,00306 (0,00036*)	0,00290 (0,00036*)
Educação				-0,02887 (0,00507*)	-0,02652 (0,00519*)
TXmorinf					0,000414 (0,00021***)
R2	0,10686	0,33936	0,637335	0,666386	0,66978
R2 – ajustado	0,03780	0,286367	0,607194	0,637688	0,640414
Estatística F	1,547274	6,403918	21,14511	23,22070	22,80348
Probabilidade da estatística F	< 0,00001	< 0,00001	< 0,00001	< 0,00001	< 0,00001

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variável dependente: Gini.

Obs.: Valores do desvio-padrão entre parênteses. (*) p_valor < 0,01; (**) 0,001 < p_valor < 0,05; (***) 0,05 < p_valor < 0,10.

Como esperado, os resultados empíricos da tabela 7 mostram uma relação diretamente proporcional entre a desigualdade e as seguintes variáveis: número de pobres, taxa de mortalidade infantil, taxa de inflação e grau de informalidade. Por sua vez, também como esperado, a desigualdade apresenta uma relação inversamente proporcional à educação. Por fim, destaca-se uma relação não linear entre desigualdade e renda em forma de U, denotando uma relação oposta àquela evidenciada pela curva de Kuznets.

A tabela 8 mostra estimativa de dados em painel com efeitos fixos ajustados com erro-padrão robusto que corrige possíveis problemas de heteroscedasticidade. Pode-se observar que os resultados são similares ao modelo 5 da tabela 7.

TABELA 8
Estimativa de painel com efeitos fixos ajustado com erro-padrão robusto (1999-2014)¹

Variáveis	Coefficiente estimado	Erro-padrão robusto (fe vce robust)	Estatística <i>t</i>	Valor da probabilidade
Renda	-0,00043	0,00009	-4,78	<0,00001
(Renda) ²	4,69e-07	5,76e-08	8,15	<0,00001
D(IPCA)	0,00234	0,0003	6,62	<0,00001
Npobres	5,07e-09	1,31e-09	3,87	0,001
Ginformalidad	0,00290	0,00059	4,88	<0,00001
Educação	-0,02653	0,00573	-4,63	<0,00001
TXmortinf	0,00041	0,00018	2,22	0,035
Constante	0,62626	0,04169	15,02	<0,00001
R2 within = 0,6698 R2 Overall = 0,2774 N Obs. = 405 F (7, 26) = 466,50 Prob > F = <0,00001				

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variável dependente: Gini.

Obs.: Valores das variáveis em *log*.

A tabela 9 apresenta estimativa de dados em painel ajustados com erro-padrão robusto com efeitos fixos para as UFs e *dummies* para o período 1999-2014. Pode-se observar que os resultados são similares aos da tabela 8, de forma que a inclusão de *dummies* temporais não altera a significância dos coeficientes estimados, nem os respectivos sinais, exceto para a variável educação.

TABELA 9
Estimativa de painel com efeitos fixos ajustado com erro-padrão robusto, e com *dummies* de tempo (1999-2014)¹

Variáveis	Coefficiente estimado	Erro-padrão robusto (fe vce robust)	Estatística <i>t</i>	Valor da probabilidade
Renda	-0,80755	0,34790	-2,32	0,028
(Renda) ²	0,07474	0,02749	2,72	0,012
IPCA	0,02090	0,00888	2,35	0,027
Npobres	0,10652	0,01313	8,11	<0,00001
Ginformalidad	0,23666	0,07315	3,23	0,003
Educação	0,04531	0,05870	0,77	0,447
TXmortinf	0,05436	0,02025	2,68	0,012
Constante	-1,25597	1,12829	-1,11	0,276
R2 within = 0,7313 R2 Overall = 0,1728 N Obs. = 432 F (21, 26) = 105,98 Prob > F = <0,00001				

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variável dependente: Gini.

Obs.: Valores das variáveis em *log*.

A seguir, com base na tabela 10, nota-se a estimativa de dados em painel que utiliza o método FGLS, considerando-se que o termo do erro não é independente e identicamente distribuído. Esse método corrige possíveis problemas de autocorrelação, correlação entre painéis e heterocedasticidade, conforme Davidson e MacKinnon (1993). Pode-se observar que os resultados são similares aos resultados anteriores. No apêndice A, utiliza-se esse mesmo método para mostrar que os resultados empíricos são similares ao utilizar *dummies* de tempo e por região, conforme as tabelas A.2 e A.3, respectivamente.

TABELA 10
Estimativa de painel via método FGLS (1999-2014)¹

Variáveis	Coefficiente estimado	Erro-padrão	Estatística t	Valor da probabilidade
Renda	-0,90762	0,19711	-4,60	<0,00001
(Renda) ²	0,08002	0,01467	5,45	<0,00001
IPCA	0,02491	0,00886	2,81	0,00500
Npobres	0,01600	0,00298	5,36	<0,00001
Ginformalidad	0,20768	0,02964	7,01	<0,00001
Educação	-0,05068	0,03344	-1,52	0,13000
TXmortinf	0,10530	0,01474	7,14	<0,00001
Constante	0,55131	0,69389	0,79	0,42700

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variável dependente: Gini.

Obs.: Valores das variáveis em *log*. O painel FGLS corrige possíveis problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação.

Na tabela 11, por meio de um painel dinâmico com o uso de instrumentos, busca-se testar a robustez dos resultados obtidos nas tabelas de 7 a 10, principalmente no que se refere ao comportamento das variáveis *Renda* e *(Renda)²*, o que permitirá inferir alguma conclusão mais consistente a respeito da hipótese do U invertido de Kuznets; foco principal deste estudo.

Nota-se que todas as estatísticas são significantes ao nível de 1% e que a relação entre a desigualdade e as demais variáveis mantém a mesma lógica dos resultados anteriores. Quando se observam as variáveis *Renda* e *(Renda)²*, percebe-se que, para todos os modelos testados, a primeira variável apresenta um coeficiente com sinal negativo e a variável *(Renda)²* mostra um sinal positivo. Esse comportamento é verificado para as estimativas das tabelas de 7 a 11, sinalizando uma relação não linear entre as variáveis. Isso leva à compreensão de que, inicialmente, a desigualdade cai quando a renda dos indivíduos aumenta e, em um momento posterior, quando esse aumento ultrapassa o ponto de mínimo da curva em forma de U, a desigualdade também cresce, evidenciando um comportamento oposto àquele demonstrado pela hipótese de Kuznets.

Pode-se observar que a hipótese nula da estatística J , na qual os instrumentos utilizados são bons, não é rejeitada. Nesse contexto, os resultados empíricos sugerem que o modelo de crescimento que vigora na economia brasileira induz ao aumento da desigualdade a partir do ponto de mínimo da curva em forma de U da renda domiciliar. Por sua vez, os resultados também indicam que melhoras nos indicadores socioeconômicos podem mitigar o grau de desigualdade de renda no Brasil.

TABELA 11
Estimativa de painel dinâmico com o uso de instrumentos (1999-2014)¹

Variáveis	Coefficiente estimado	Erro-padrão	Estatística t	Valor da probabilidade
Gini(-1)	0,142107	0,028263	5,028042	<0,00001
Renda	-0,000458	3,55E-05	-12,90351	<0,00001
(Renda) ²	5,11E-07	2,62E-08	19,51777	<0,00001
IPCA	-0,005066	0,000185	-27,45626	<0,00001
Npobres	1,22E-08	1,98E-09	6,185163	<0,00001
Ginformalidad	0,004359	0,000297	14,66341	<0,00001
Educação (-1)	-0,010575	0,000902	-11,72689	<0,00001
TXmortinf	0,001714	0,000425	4,027757	0,0001

Cross-section E.F. (1ª diferença); Estatística $J = 26,88$; Probabilidade estatística $J = 0,11$

Instrumentos: Gini (-2 a -5); TXmortinf (-1 a -5); Ginformalidad (-1 a -5); Educação (-1 a -5); @trend; ipca (-1 a -5); Npobres (-1 a -5); renda (-2 a -3); renda*educação; popocupada; popocupada (-1 a -5); popdesoc (-1 a -5)

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variável dependente: Gini.

Pode-se destacar também que a queda da desigualdade pode ter sido resultante de uma multiplicidade de fatores. A implementação do Plano Real a partir de 1993/1994 criou as condições para a estabilidade do nível geral de preços de forma que o Brasil passou a conviver com taxas de inflação de um dígito. Nesse contexto, pode-se notar que maiores taxas de inflação afetam, de forma perversa, principalmente a população com menores faixas de renda por meio do imposto inflacionário. Com base nos resultados empíricos, evidencia-se que menores taxas de inflação contribuem para redução da desigualdade de renda.

Com a implementação do tripé macroeconômico a partir de 1999, com base no sistema de metas de inflação, responsabilidade fiscal e câmbio *flexível*, os fundamentos macroeconômicos melhoraram. Com o *boom* das *commodities*, principalmente a partir de 2004, o Brasil colheu os benefícios do crescimento econômico mundial e dos bons fundamentos da economia. Aliadas aos aspectos macroeconômicos, as políticas de rendas implementadas desde o Plano Real foram relevantes para reduzir as desigualdades. Ressalta-se que tais políticas foram fortemente expandidas a partir dos anos 2000, por meio de programas sociais, como

o PBF, o maior acesso ao crédito para os cidadãos de baixa renda, entre outros programas. No contexto supracitado, os indicadores sociais melhoraram e o grau de desigualdade reduziu-se. Dessa forma, com uma economia pujante e a expansão dos programas sociais, pode-se intuir que houve uma redução da economia informal, da pobreza e da taxa de mortalidade. As reduções desses três fatores em média também contribuíram para a redução da desigualdade no período analisado (1999-2014). As *dummies* por UFs, ano (de 1999 a 2014) e região podem ter captado parte das considerações aqui já citadas no que diz respeito aos aspectos macroeconômicos e aos programas e políticas sociais e de renda.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho investiga a relação entre crescimento econômico e desigualdade de renda, testando a validade da hipótese de Kuznets para as 27 UFs do Brasil, a partir de um painel de dados com frequência anual, compreendendo o período 1999-2014.

Os procedimentos metodológicos são aplicados em duas etapas. Na primeira etapa, aplica-se o teste de causalidade de Granger para as variáveis de interesse: o índice de Gini, medindo a desigualdade, e a renda domiciliar *per capita* média, mensurando o crescimento econômico. Na segunda, fazem-se estimativas de painel com efeitos fixos e aleatórios (FGLS), além de painel dinâmico com o uso de instrumentos estabelecendo o indicador de desigualdade de renda como variável dependente em função da renda *per capita*, educação, inflação do IPCA, pobreza, informalidade e mortalidade infantil.

Para os dois testes de causalidade realizados, com os valores em nível e com os valores em diferença, os resultados foram iguais. Eles apontam uma causalidade que vai do crescimento econômico para a desigualdade. Esses resultados confirmam a relação de interdependência entre essas duas variáveis, sinalizando uma tendência de influência que parte do crescimento para a desigualdade. Na investigação de Kuznets, a desigualdade assume uma trajetória de queda somente quando o crescimento atinge certo patamar de maturidade, sendo puxado pelos setores mais dinâmicos e industrializados da economia, com ênfase no aumento da produtividade. Dessa forma, a curva de Kuznets possui a forma de um U invertido. Os nossos resultados empíricos mostram também uma relação não linear entre crescimento de renda e desigualdade, mas na forma de um U.

Nesse contexto, os resultados empíricos indicam que, para o conjunto dos estados brasileiros e no período considerado, a hipótese da curva do U invertido de Kuznets não é validada para o caso do Brasil. Com base na hipótese de Kuznets, a desigualdade aumenta nos momentos iniciais do crescimento até o ponto em que a economia atinge certo patamar de maturidade e, depois, decresce com a potencialidade desse crescimento. Os resultados aqui expostos mostram um movimento

contrário. Isto é, a desigualdade cai um pouco com os primeiros movimentos do crescimento e, depois, volta a crescer, como consequência desse crescimento.

Assim, retomando as duas questões centrais expostas no início desta pesquisa, pode-se concluir que: *i*) a relação que prevalece entre crescimento econômico e desigualdade de renda é uma relação unicausal que parte do crescimento para a desigualdade; e *ii*) a hipótese da curva do U invertido de Kuznets não é válida para explicar o comportamento da desigualdade brasileira para o período considerado (1999-2014).

Pode-se ressaltar que a economia brasileira possui sérias restrições, sejam conjunturais, sejam estruturais, para obter uma taxa de crescimento econômico sustentável no longo prazo. Para enfatizar as características peculiares da economia brasileira, podem-se destacar algumas considerações sobre essa questão. Para Oreiro e Marconi (2014), a participação de produtos manufaturados na pauta exportadora vem apresentando uma forte tendência de queda desde 2005, tendo sido superada pela participação dos produtos primários a partir de 2009. Esse mesmo viés é verificado quando se analisa a composição da pauta exportadora dos produtos por intensidade tecnológica. Os produtos de alta e média tecnologia começam a perder importância a partir de meados dos anos 2000, denotando uma tendência de que o Brasil volte a ser uma economia primário-exportadora.

Para Kruglianskas e Pereira (2005), a realidade da economia brasileira é resultado de um modelo de crescimento que não criou condições e estímulos favoráveis à produção de ciência e tecnologia (C&T), as quais são necessárias à dinamização da indústria e à competitividade. A produção de ciência, apesar de ser reconhecida, não consegue interagir em um nível adequado com os setores produtivos, fazendo com que os produtos nacionais continuem mostrando pouco valor agregado e baixa tecnologia.

Além desses fatores, alertam Pinheiro *et al.* (2007), o Brasil precisa criar instrumentos e desenvolver estratégias referentes à qualidade do ajuste fiscal, ao controle dos gastos públicos e das taxas de inflação, à qualidade da burocracia estatal, com combate à ineficiência e à corrupção no setor público, além de conceder significativos investimentos em capital humano. Sem essas providências, o país continuará no topo do *ranking* da pobreza e da desigualdade, puxado por um padrão de crescimento que não consegue tirá-lo da condição de país emergente.

É possível que os modelos de crescimento que têm sido adotados no Brasil apresentem restrições socioeconômicas, institucionais e históricas de forma que não se ajustam às experiências de países desenvolvidos, pois a economia brasileira no período considerado mostra uma relação entre desigualdade e renda oposta ao dos países desenvolvidos, ao apresentar uma curva na forma de U. Nesse contexto, a trajetória da relação entre crescimento e desigualdade no Brasil ainda não é capaz

de impor à desigualdade uma trajetória de queda sustentável ou consistente. Pelas evidências aqui expostas, ainda não há sinais de que, no curto prazo, essa realidade seja modificada.

Possivelmente, a partir de 2014, pode-se observar uma estagnação ou um aumento da taxa de desigualdade de renda em função da forte crise econômica e da fraca e lenta recuperação da economia brasileira. Admitindo-se que o país se situa na vizinhança do ponto de mínimo da curva em forma de U ou à esquerda desse ponto, as taxas negativas de crescimento econômico podem levar ao aumento da desigualdade de renda.

Considerando-se que o Brasil ainda não criou as condições para um processo de crescimento sustentável de longo prazo, é como se a economia brasileira operasse com taxas de crescimento que se movimentam de forma pendular, tal que abrangesse valores bem mais à esquerda do ponto de mínimo até um pouco mais à sua direita. Esse argumento faz sentido, pois, ao longo do período analisado (1999-2014), houve crescimento econômico com redução da desigualdade. Nesse contexto, pode-se fazer uma análise pelo contraditório: admitindo-se que o país, no período analisado, estivesse à direita do ponto do mínimo. Nesse caso, ocorreria aumento de crescimento com incremento da desigualdade. Os gráficos 1 e 2 mostram, ao comparar por região o ano de 1999 com o de 2014, que houve redução da desigualdade, assim como aumento da renda domiciliar em todas as regiões.

REFERÊNCIAS

- AHLUWALIA, M. Income distribution and development: some stylized facts. **American Economic Review**, v. 66, p. 128-153, 1976.
- BAGOLIN, I.; GABE, J.; RIBEIRO, I. Crescimento e desigualdade no Rio Grande do Sul: uma revisão da curva de Kuznets para os municípios gaúchos (1970-1991). In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 2., 2004, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: PUCRS; FEE, 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/2DH8k5d>>. Acesso em: 30 nov. 2016.
- BALTAGI, B. **Econometric Analysis of Panel Data**. 5 ed. New Jersey: Wiley, 2013.
- BARRO, R. Inequality and growth in a panel of countries. **Journal of Economic Growth**, v. 5, p. 5-32, 2000.
- BARROS, L. C.; GOMES, F. A. R. Desigualdade e desenvolvimento: a hipótese de Kuznets é válida para os municípios brasileiros? **Revista Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 26, n. 50, p. 57-81, set. 2008.
- BÊRNI, D.; MARQUETTI, A.; KLOECKMER, R. **A desigualdade econômica do Rio Grande do Sul: primeiras investigações sobre a curva de Kuznets**. In:

ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 1., 2002, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre, 2002.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. **Estimation and inference in econometrics**. New York: Oxford University Press, 1993.

DINIZ, M. B. **Contribuições ao estudo da desigualdade de renda entre os estados brasileiros**. 2005. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2005.

FIGUEIREDO, E.; SILVA JUNIOR, J.; JACINTO, P. A hipótese de Kuznets para os municípios brasileiros: testes para as formas funcionais e estimações não paramétricas. **Revista Economia**, Brasília, v. 12, n. 1, p. 149-165, abr. 2011.

GLAESER, E. **Inequality**. NBER Working Paper Series, Oct. 2005. (Working Paper, n. 11511). Disponível em: <<https://bit.ly/3hntvb1>>. Acesso em: 15 maio 2016.

GRANGER, C. W. J.; HUANG, L. **Evaluation of panel data models**: some suggestions from time series. San Diego: U.C. San Diego, 1997. Mimeograf.

GRÜNDLER, K.; SCHEUERMEYER, P. **Income inequality, economic growth and the effect of redistribution**. University of Würzburg, out. 2014.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWWEY, W.; ROSEN, H. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, v. 56, p. 1371-1395, 1988.

HSING, Y.; SMITH, D. Kuznets' inverted-U hypothesis revisited. **Applied economic letters**, v. 8, p. 2-111, nov. 1994.

HUANG, H. *et al.* A quantile inference of the Kuznets hypothesis. **Economic Modelling**, n. 24, v. 3, p. 24-559, 2007.

HURLIN, C. Un test simple de l'Hypothèse de non causalité dans un modèle de panel hétérogène. **Revue Economique**, v. 56, n. 3, p. 799-809, 2005.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Dimensão, evolução e projeção da pobreza por região e por estado no Brasil**. Brasília: Ipea, jul. 2010.

JACINTO, P.; TEJADA, C. Desigualdade de renda e crescimento econômico nos municípios da região nordeste do Brasil: o que os dados têm a dizer? *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa. **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/3fNavSY>>.

JANNUZZI, P. M. Pobreza, desigualdade e mudança social: trajetória no Brasil crescente de 1992 a 2014. **Revista de Estudos e Pesquisas sobre as Américas**, v. 10, n. 3, 2016.

KRUGLIANSKAS, I.; PEREIRA, M. J. Um enfoque sobre a Lei de Inovação Tecnológica do Brasil. **Revista de Administração Pública**, v. 39, n. 5, p. 1011-1029, 2005.

KUMAR, A. **Access to financial services in Brazil**. Washington: The World Bank, 2005. 619 p.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **American Economic Association**, v. 45, n. 1, p. 1-28, mar. 1955.

_____. **Crescimento econômico moderado**. São Paulo: Abril Cultural, 1983.

LINHARES, F. *et al.* A hipótese de Kuznets e mudanças na relação entre desigualdade e crescimento de renda no Brasil. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 42, n. 3, p. 403-430, dez. 2012.

LUNDBERG, M.; SQUIRE, L. Novas evidências sobre desigualdade, pobreza e crescimento. In: TEOFILO, E. (Org.) **Distribuição de riqueza e crescimento econômico**. Brasília: MDA, 2000. 200 p.

MENDES, M. **Por que o Brasil cresce pouco?** Desigualdade, democracia e baixo crescimento no país do futuro. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.

MYRDAL, G. **Economic theory and under developed regions**. London: Duckworth Press, 1957.

MUSHINSKI, D. Using non-parametrics to inform parametric tests of Kuznet's. **Applied Economic Letters**, v. 8, n. 1, p. 77-79, set. 2001.

OREIRO, J. L.; MARCONI, N. Teses equivocadas sobre desindustrialização e perda de competitividade da indústria brasileira. **Revista Necat**, n. 5, jan./jun. 2014.

OSTRY, J.; BERG, C.; TSANGARIDES, C. G. **Redistribution, inequality, and growth**. IMF Staff discussion note, Feb. 2014.

PIKETTY, T. **A economia da desigualdade**. Rio de Janeiro: Intrínseca, 2015.

PINHEIRO, M. C. *et al.* **Por que o Brasil não precisa de política industrial**. Rio de Janeiro: FGV, 2007. (Texto para Discussão, n. 644).

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Síntese do Relatório do Desenvolvimento Humano**. PNUD, 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/2ZNxJ5L>>.

_____. **Relatório do Desenvolvimento Humano 2015: o trabalho como motor do desenvolvimento humano**. PNUD, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/2E7egVv>>.

SALVATO, M. *et al.* **Crescimento e desigualdade**: evidências da curva de Kuznets para os municípios de Minas Gerais. Belo Horizonte: Ibmec, 2006. (Working Paper, n. 33). Disponível em: <<https://bit.ly/2FDkcq2>>.

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

SANTOS, L.; MIRANDA, R.; MOREIRA, T. A pobreza no Brasil e as estratégias de superação. **Revista de economia e agronegócio**, Viçosa, v. 10, n. 3, p. 359-395, dez. 2012.

SIMS, C. A. Money, income and causality. **American Economic Review**, n. 62, p. 540-552, 1980.

THORNTON, J. The Kuznets inverted-U hypothesis: panel data evidence from 96. Countries. **Applied Economics Letters**, v. 8, p. 15-16, 2001.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of Cross Section and Panel Data**. Massachusetts: MIT Press, 2002.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ARBACHE, J. S. **Pobreza e mercados no Brasil**: uma análise de iniciativas de políticas públicas. Brasília: Cepal; DFID, 2003.

GAFAR, J. Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. **Journal of Latin America Studies**, v. 30, n. 591-617, 1998.

RAVAILLON, M. **Growth, inequality and poverty**: looking beyond averages. Washington: World Bank, 2001. (Working Paper, n. 2558).

APÊNDICE A

TABELA A.1
Testes de raiz unitária Levin-Lin-Chu

Variáveis	Estatística: <i>t</i> não ajustado e (<i>t</i> ajustado)	P-valor
Log (Gini) ¹	-17,60 (-5,37)	< 0,00001
Log (Renda)	-10,29 (-3,16)	0,0008
Log (Renda) ²	-10,15 (-2,75)	0,0030
Log (Δ IPCA) ²	-18,79 (-11,90)	< 0,00001
Log (N_de_pobres) ¹	-18,51 (-12,52)	< 0,00001
Log (G_informalidad) ¹	-20,28 (-11,82)	< 0,00001
Log (Educação)	-8,58 (-2,38)	0,0087
Log (TX_mortinfantil)	-53,54 (-55,85)	< 0,00001

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Com tendência.

² A diferença do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi somada a um dado valor positivo (5) para tornar Δ IPCA >0. Ho: Painel contém raiz unitária. Regressões ADF.

Obs.: 1. Dados em painel.

2. ADF = Augmented Dickey-Fuller test statistic (estatística de teste Dickey-Fuller aumentada).

TABELA A.2
Estimativa pelo método painel FGLS com efeitos fixos (1999-2014)¹

Variáveis	Coefficiente estimado	Erro-padrão	Estatística <i>t</i>	Valor da probabilidade
Constante	1,03948	0,67095	1,55	0,12100
Renda	-0,87634	0,16920	-5,18	<0,00001
(Renda) ²	0,08272	0,01258	6,61	<0,00001
IPCA	-0,65323	0,16027	-4,08	<0,00001
Npobres	0,01677	0,00254	6,58	<0,00001
Ginformalidad	0,26628	0,02592	10,27	<0,00001
Educação	-0,02335	0,03035	-0,77	0,44200
TXmorinf	0,12564	0,01419	8,42	<0,00001

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variável dependente: Gini.

Obs.: Variáveis em *log*. O painel de estimação de mínimos quadrados generalizados factíveis (FGLS) corrige possíveis problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação. As *dummies* de tempo de 1999 a 2012 foram todas estatisticamente significantes.

TABELA A.3

Estimativa pelo método painel FGLS com efeitos fixos para regiões (1999-2014)¹

Variáveis	Coefficiente estimado	Erro-padrão	Estatística t	Valor da probabilidade
Renda	-0,000059	0,0000334	-1,74	0,083
(Renda) ²	4,76e-08	1,24e-08	3,85	<0,0001
IPCA	0,0023455	0,0007211	3,25	0,001
Npobres	1,58e-09	1,06e-09	1,49	0,135
Ginformalidad	0,001211	0,0002921	4,15	<0,0001
Educação	-0,003783	0,003421	-1,11	0,269
TXmortinf	0,001169	0,0002944	3,97	<0,0001
Sul	-0,013971	0,007784	-1,79	0,073
Sudeste	-0,012649	0,006926	-1,83	0,068
Centro-Oeste	-0,013754	0,0063844	-2,15	0,031
Norte	-0,008945	0,0049294	-1,81	0,070
Constante	0,4637515	0,0392662	11,81	<0,0001

Fonte: Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 3 out. 2017.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variável dependente: Gini.

Obs.: Variáveis em *log*. O painel FGLS corrige possíveis problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação.

Data de submissão: 19/12/2017

Primeira decisão editorial em: 19/7/2018

Última versão recebida em: 23/10/2018

Aprovação final em: 7/11/2018

COMPARAÇÃO DE EFICIÊNCIA ENTRE AS INSTITUIÇÕES DE ENSINO SUPERIOR PÚBLICAS E PRIVADAS NO DESEMPENHO ACADÊMICO DOS ALUNOS CONCLUINTE EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS¹

Felipe César Marques²

Guilherme Rubim Davoglio³

Marcia Regina Gabardo da Camara⁴

Sidnei Pereira do Nascimento⁵

Carlos Roberto Ferreira⁶

O objetivo do trabalho é avaliar o desempenho das instituições de ensino superior (IES) públicas e privadas em relação a sua capacidade de agregar conhecimento acadêmico aos alunos concluintes em ciências econômicas, com base nas notas do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade) em 2012 e 2015. O estudo contribui com a literatura, ao utilizar uma nova abordagem, que decompõe a análise envoltória de dados em dois componentes: um relativo ao desempenho do aluno, e outro relacionado à eficiência das IES. Aplica-se também a técnica de mínimos quadrados ordinários para o controle dos fatores socioeconômicos dos alunos. Para a obtenção de fronteiras de eficiência robustas, foi utilizado o método *jackstrap* de identificação de *outliers*. Os resultados indicam não haver diferenças significativas de eficiência entre as categorias administrativas, tanto entre os alunos, quanto entre as instituições. Verifica-se também a menor eficiência média de alunos, quando comparada com a eficiência média das IES.

Palavras-chave: análise envoltória de dados; desempenho acadêmico; educação pública e privada.

EFFICIENCY COMPARISON BETWEEN PUBLIC AND PRIVATE HIGHER EDUCATION INSTITUTIONS IN THE ACADEMIC PERFORMANCE OF ECONOMICS SENIOR STUDENTS

The aim of the paper is to evaluate the performance of public and private higher education institutions (HEI) regarding its capacity to aggregate academic knowledge to economics senior students, based in the Enade scores during 2012 and 2015. The study contributes with the literature by using a new approach, which decomposes the Data Envelopment Analysis in two components: one concerned to pupil's performance and another one related to HEIs efficiency. It is also applied Ordinary Least Squares to control socioeconomic factors from the students. In order to obtain a robust efficiency frontier, it was used the Jackstrap method for outlier detection. The results show that there are no significant differences in efficiency between the administrative categories, from both students and institution point of view. It was also verified the smaller average efficiency of the students when compared with HEI's efficiency.

Keywords: data envelopment analysis; academic performance; public and private education.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54art07>

2. Professor do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Londrina (UEL). *E-mail:* <felipe311.marques@gmail.com>.

3. Professor da Fatec Jaboticabal Nilo De Stéfani. *E-mail:* <guilherme_davoglio@hotmail.com>.

4. Professora do Departamento de Economia da UEL. *E-mail:* <mgabardo@uel.br>.

5. Professor do Departamento de Economia da UEL. *E-mail:* <sidnei@uel.br>.

6. Professor do Departamento de Economia da UEL. *E-mail:* <robert@uel.br>.

COMPARACIÓN DE EFICIENCIA ENTRE LAS INSTITUCIONES DE EDUCACIÓN SUPERIOR PÚBLICAS Y PRIVADAS EN EL DESEMPEÑO ACADÉMICO DE LOS ALUMNOS EN CIENCIAS ECONÓMICAS

El objetivo de la investigación es evaluar el desempeño de las instituciones de educación superior (IES) públicas y privadas en relación con su capacidad de agregar conocimiento académico para los estudiantes graduados en economía, basado en las notas del Enade 2012 y 2015. El estudio contribuye con la literatura por utilizar un nuevo abordaje que desagrega la Análisis Envolvente de Datos en dos componentes: uno para el desempeño del estudiante, y otro relacionado con la eficiencia de las IES. También se aplica la técnica de los Mínimos Cuadrados para el control de los factores socioeconómico de los estudiantes. Para obtener fronteras robustas de eficiencia se usa el método Jackstrap para identificación de *outliers*. Los resultados muestran que no hay diferencias significativas de eficiencia entre las categorías administrativas, tanto entre estudiantes como entre instituciones. Verifícase también la eficiencia promedio más pequeña de los estudiantes, si comparada con las IES.

Palabras clave: análisis envolvente de datos; desempeño académico; educación pública y privada.

COMPARAISON D'EFFICIENCE ENTRE LES ÉTABLISSEMENTS D'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR PUBLICS ET PRIVÉS DANS LA PERFORMANCE ACADEMIQUE DES ELEVES EN SCIENCES ECONOMIQUES

L'objectif de cet étude est d'évaluer la performance des établissements d'enseignement supérieur (EES) publics et privés sur sa capacité d'agréger des connaissances académiques aux étudiants qui terminent les cours en sciences économiques, basé sur les notes d'Enade 2012 et 2015. La recherche contribue avec la littérature en utilisant une nouvelle approche que décompose l'Analyse par Enveloppement des Données en deux éléments : l'un relatif à la performance de l'étudiant, et l'autre lié à l'efficacité des EES. Il est utilisé aussi la méthode des Moindres Carrés Ordinaire pour le contrôle des facteurs socio-économique des élèves. Pour obtenir la frontière efficiente robuste, on utilise aussi la méthode Jackstrap d'identification des *outliers*. Les résultats indiquent qu'il n'y a pas de différences significatives d'efficacité pour les catégories administratives, soit entre les élèves, soit entre les établissements. On vérifie aussi l'efficacité moyenne la plus petite des étudiants quand comparé avec celle des EES.

Mots-clés: analyse par enveloppement des données; performance académique; éducation public et privée.

JEL: C14; I21.

1 INTRODUÇÃO

No decurso do século XX, houve duas grandes fases de expansão no ensino superior no Brasil. A primeira delas, entre 1964 e 1980, durante o regime militar, período no qual o número de matrículas aumentou em quase dez vezes; a segunda fase de expansão correspondeu ao período pós-1995, e teve como principal característica o forte crescimento das instituições privadas, em detrimento das instituições públicas, em consonância com as políticas de liberalismo econômico e austeridade fiscal do período. O setor passou ainda por um processo de desregulamentação e flexibilização dos requisitos para a criação de cursos e instituições (Michelotto, Coelho e Zainko, 2006; Corbucci, 2004).

Mais recentemente, de acordo com Pfeifer e Giaretta (2009), a tendência foi de continuidade no processo de expansão da educação superior, mantendo-se as mesmas bases de tratamento com relação ao ensino privado, juntamente com a ampliação da rede pública, principalmente via investimento em instituições de ensino superior (IES) federais e estaduais. Costa *et al.* (2010) elencam, entre as principais políticas públicas do governo federal para a expansão do ensino superior no período recente: o Programa de Apoio ao Plano de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni), o Programa Universidade para Todos (Prouni) e o Fundo de Financiamento Estudantil (Fies). Em 2015, segundo dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), 73% das matrículas no ensino superior foram realizadas em instituições privadas (Inep, 2016).

Diante do panorama atual de expansão do ensino superior, especialmente na esfera privada, o objetivo do trabalho é avaliar o desempenho das IES públicas e privadas em relação a sua capacidade de agregar conhecimento acadêmico aos alunos, com enfoque no curso de ciências econômicas, e tomando-se como base as duas últimas provas do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade). A proposta deste trabalho já foi abordada previamente em alguns estudos, e, em geral, os resultados têm indicado a maior eficiência de IES privadas (Façanha e Marinho, 2001; França, 2004; Coelho Júnior, 2011; Wagner, 2011). No entanto, estes trabalhos ignoram tanto o papel atribuído aos alunos no processo educacional, considerando que toda ineficiência encontrada é consequência da atuação das IES, quanto a diversidade de cursos (e consequentemente de eficiência) que existe em uma instituição, criando-se, dessa forma, uma lacuna a ser preenchida.

O presente trabalho, portanto, contribui com a literatura atual ao empregar uma nova abordagem, proposta por Thanassoulis e Portela (2002), decompondo a eficiência em fatores relacionados ao desempenho do aluno e à eficiência da IES, com enfoque em um único curso. O trabalho também leva em conta a sensibilidade da análise de eficiência diante da presença de *outliers*, por meio da técnica Jackstrap, conforme Sousa e Stosic (2003).

Algumas características dos cursos de ciências econômicas justificam sua adoção como objeto de estudo. Primeiramente, devido a sua heterogeneidade. São analisados 54 IES públicas e 48 IES privadas em 2012; e 60 IES públicas e 39 IES privadas em 2015. Ademais, existem instituições grandes e pequenas em relação ao número de alunos (são avaliados IES com 25 a 342 alunos concluintes). E, apesar de heterogêneo, trata-se de um curso com um número relativamente baixo de alunos (aproximadamente 7 mil alunos são utilizados na análise em ambos os anos), possibilitando a aplicação de ferramentas computacionalmente intensivas, como o Jackstrap, com facilidade. Os anos de 2012 e 2015 foram enfocados por serem os mais recentes com disponibilidade de dados para o curso de economia.

Além desta introdução, o estudo contém mais quatro seções. Na segunda seção, descreve-se a forma de mensurar a eficiência por meio da análise envoltória de dados, bem como suas aplicações no ensino superior, além de se apresentar a técnica de desagregação da eficiência técnica entre alunos e instituições e o método Jackstrap de detecção de *outliers*. A seção seguinte descreve a metodologia do trabalho e a forma de obtenção e tratamento dos dados. A quarta seção mostra os resultados do trabalho e a discussão com outros trabalhos da área. A última seção apresenta as considerações finais do estudo, incluindo potenciais oportunidades para futuros trabalhos a respeito do tema.

2 A MENSURAÇÃO DA EFICIÊNCIA TÉCNICA POR MEIO DA ANÁLISE ENVOLTÓRIA DE DADOS

Intuitivamente, a técnica da análise envoltória de dados (*data envelopment analysis* – DEA) parte do pressuposto da existência de um número finito (Q) de unidades tomadoras de decisão (*decision making units* – DMUs), que realizam atividades similares, utilizando diferentes combinações dos N insumos disponíveis, e convertendo-os em M diferentes produtos. Estas unidades são então comparadas entre si e avaliadas de acordo com sua eficiência relativa. O modelo, inicialmente proposto por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), apresenta orientação a insumos e pressupõe retornos constantes à escala, e é dado pelo seguinte problema de maximização:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{u,v\}}: \quad & \theta = u'q_i/v'x_i \\ \text{Sujeito a:} \quad & u'q_j/v'x_j \leq 1 \quad j = 1, 2, \dots, I, \\ & u, v \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

No modelo, q_i representa o vetor de produtos e x_i , o vetor de insumos da i -ésima DMU; u e v são, respectivamente, os vetores de ponderação dos produtos e dos insumos. O problema envolve então encontrar valores para u e v , de forma a se maximizar a medida de eficiência da i -ésima DMU, representada por θ . O processo é então realizado para cada um das I DMUs analisadas. Este problema matemático não linear pode ser reescrito em uma forma linearizada equivalente, acrescentando-se a restrição $v'x_i = 1$. O novo problema, conhecido como forma multiplicativa, passa a ser:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{u,v\}}: \quad & \theta = u'q_i \\ \text{Sujeito a:} \quad & v'x_i = 1 \\ & u'q_j - v'x_j \leq 0 \quad j = 1, 2, \dots, I, \\ & u, v \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Segundo o teorema da dualidade, é possível derivar, a partir da equação (2), sua forma envelopada, cuja principal vantagem é o desenvolvimento de um problema com menor número de restrições. Essa forma é também conhecida por modelo DEA-CCR, calculado da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \text{Min}_{\{\theta, \lambda\}}: & \quad \theta \\ \text{Sujeito a:} & \quad -q_i + Q\lambda \geq 0, \\ & \quad \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \tag{3}$$

Na equação (3), Q representa a matriz $N \times I$ formada pelos vetores de insumo de todas as DMUs avaliadas, e X é a matriz $M \times I$ dos vetores de produtos das DMUs. Por fim, λ é o novo vetor de pesos a ser calculado. Posteriormente, Banker, Charnes e Cooper (1984) expandiram o modelo DEA-CCR, incluindo-se a possibilidade do cálculo de retornos variáveis de escala, ao se incluir uma restrição de convexidade: $\Pi'\lambda = 1$, no qual Π é um vetor composto por valores unitários. Este modelo, denominado DEA-BCC, é dado por:

$$\begin{aligned} \text{Min}_{\{\theta, \lambda\}}: & \quad \theta \\ \text{Sujeito a:} & \quad -q_i + Q\lambda \geq 0, \\ & \quad \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \quad \Pi'\lambda = 1, \\ & \quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \tag{4}$$

Finalmente, o problema pode ser facilmente estendido à orientação a produtos, realizando-se o problema de maximização, definido como:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{\phi, \lambda\}}: & \quad \phi \\ \text{Sujeito a:} & \quad -\phi q_i + Q\lambda \geq 0, \\ & \quad x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \quad \Pi'\lambda = 1, \\ & \quad \lambda \geq 0 \end{aligned} \tag{5}$$

A técnica do DEA é considerada uma metodologia atrativa na avaliação do ensino superior (Johnes, 2006a), devido a uma série de fatores, tais como a capacidade de utilização de múltiplos insumos e produtos, sem a necessidade de atribuição de pesos ou de uma forma funcional específica (Souza e Stosic, 2015; Thanassoulis e Portela, 2002).

Entre os trabalhos que avaliam o ensino superior seguindo a abordagem DEA, pode-se citar Abbott e Doucouliagos (2002), que levam em consideração a pressão financeira sofrida pelos Estados, e mostram que, independentemente do *mix* de *input* e *output*, as universidades australianas, como um todo, registraram altos níveis de eficiência. Johnes (2006b) também atesta o nível alto de eficiência das universidades britânicas. Estudos semelhantes também foram elaborados para diferentes países, como Estados Unidos, em Ahn e Seiford (1993), que discutem a forma de medir a eficiência das universidades, verificando a robustez dos resultados a partir da utilização de diferentes especificações do modelo e alteração das variáveis utilizadas, Finlândia (El-Mahgary e Lahdelma, 1995), Portugal (Afonso e Santos, 2004), Canadá (Mcmillan e Datta, 1998) e Alemanha (Warning, 2004).

Por sua vez, Façanha e Marinho (1999) publicam o estudo sobre o ensino superior no Brasil, avaliando modelos de financiamento e incentivo à eficiência. Os autores analisam então o modelo alocativo utilizado pelo Ministério da Educação (MEC) para a distribuição de recursos públicos entre as instituições federais de ensino superior. Também utilizam a metodologia da análise envoltória de dados, levando à recomendação do reexame do modelo de alocação vigente e à implementação de mecanismos mais consistentes, com objetivos de avaliação permanente e de incentivo à gestão eficiente de recursos. Uma grande quantidade de trabalhos também foca as universidades públicas brasileiras, como Marinho, Resende e Façanha (1997), Belloni (2000), Costa *et al.* (2012) e Nuintin *et al.* (2014). O estudo de Alencastro e Fochezatto (2006), com enfoque na eficiência técnica na gestão de recursos das IES privadas, é exceção.

Com relação à análise de eficiência no ensino superior, a partir da comparação das instituições públicas e privadas, podem-se citar os primeiros trabalhos na área de Rhodes e Southwick (1986), que encontram maior eficiência das IES privadas dos Estados Unidos, e Ahn, Charnes e Cooper (1988), que apontam para a maior eficiência das instituições públicas daquele país. Mais recentemente, Çokgezen (2009) não encontra diferenças significativas entre as universidades públicas e privadas na Turquia para o curso de economia, quando considerada a qualidade dos *outputs*.

Osório, Mendes e Rabelo (1998) explicam que a ineficiência do setor público está ligada a alguns fatores. Um deles é o fato de que as organizações públicas são pouco vulneráveis às forças de mercado, não sendo este um incentivador de práticas produtivas que levem à eficiência. O mercado fornece informações ao setor produtivo, o que motiva o esforço em busca da eficiência. Essa motivação é a permanência da organização no mercado. A mesma lógica pode ser aplicada ao caso das instituições de ensino, segundo Mancebón e Muñiz (2008).

Desde o primeiro trabalho para o Brasil, de Façanha e Marinho (2001), estudos comparando a eficiência de IES públicas e privadas brasileiras apontam também para maior eficiência das instituições privadas.

2.1 A decomposição da eficiência no ensino

A aplicação da análise envoltória de dados para medida da eficiência na área educacional é amplamente difundida. Porém, a maior parte dos trabalhos na área possui foco de avaliação apenas no nível escolar, supondo assim que toda possível causa de ineficiência é decorrente da instituição de ensino, ignorando-se a parcela de responsabilidade devida aos estudantes no processo. A avaliação única da eficiência com base nas IES não consegue captar possíveis variações existentes dentro de uma mesma instituição, visto que diferentes níveis de eficiência se escondem atrás da eficiência média (Goldstein, 1997).

Nesse sentido, Thanassoulis e Portela (2002) utilizaram um novo critério de avaliação, a partir da metodologia DEA, que permite mensurar a participação de ambos os agentes no processo, ao decompor o nível de eficiência em dois componentes – um componente relativo à eficiência da instituição de ensino, e outro componente correspondente à eficiência e à motivação do estudante. A técnica utilizada foi também apresentada em Portela e Thanassoulis (2001), sendo a decomposição realizada entre diferentes tipos de instituições de ensino (como as IES públicas e privadas). A ilustração desta metodologia pode ser visualizada na figura 1, adaptada de Sampaio e Guimarães (2009).

Suponha-se que A, B e C sejam diferentes IES; adicionalmente, A é uma IES pública, e B e C privadas. Dessa forma, as linhas contínuas representam as respectivas fronteiras de eficiência local (EF^L) para cada uma das IES. Para dado aluno Z, estudante da instituição C, sua eficiência em relação à IES em que estuda (EF_1) capta apenas o efeito de seu esforço e motivação, e será igual a 1, caso o estudante situe-se na fronteira de sua IES. Esta medida é dada então pela razão:

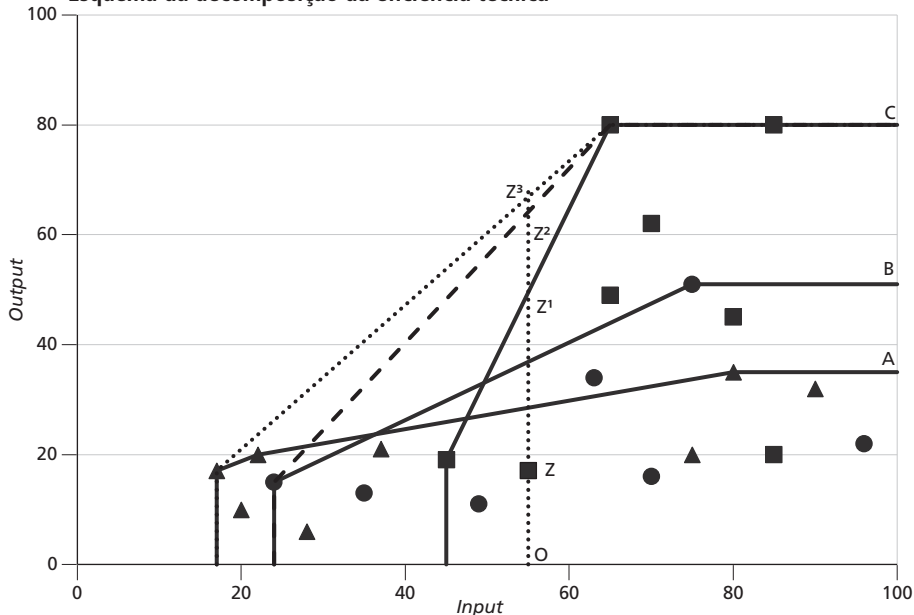
$$EF_1 = OZ/OZ^1 \quad (6)$$

A linha tracejada, por sua vez, descreve a fronteira de eficiência das IES de mesmo tipo (EF^T). No exemplo ilustrado, é a fronteira máxima possível para os estudantes das instituições privadas. Neste caso, situar-se na fronteira depende não apenas do desempenho do aluno, mas também da eficiência da IES quando comparada com as demais IES privadas. Para o aluno Z, seu coeficiente de eficiência em relação à EF^T (EF_2) será:

$$EF_2 = OZ/OZ^2 \quad (7)$$

GRÁFICO 1

Esquema da decomposição da eficiência técnica



Fonte: Adaptado de Sampaio e Guimarães (2009).

Por fim, a linha pontilhada mostra a fronteira de eficiência global (EF^G) formada por estudantes provenientes de todas as IES. Portanto, para um aluno situar-se nesta fronteira, é necessário que seu desempenho, o desempenho de sua instituição e ainda o tipo de IES em que estuda sejam eficientes. A eficiência global do aluno Z (EF_3) é então dada por:

$$EF_3 = OZ/OZ^3 \quad (8)$$

Alterando-se o foco de análise para as IES, observa-se que o segmento Z^1Z^2 representa a distância entre as fronteiras EF^L e EF^T da instituição C, para o estudante Z. Seguindo a mesma linha de raciocínio, o segmento Z^1Z^3 retrata a distância existente entre as fronteiras EF^L e EF^G . Desse modo, pode-se isolar a eficiência devida apenas às IES em relação às IES de mesmo tipo (EF_4) e também em relação a todas as instituições (EF_5), da seguinte forma:

$$EF_4 = OZ^1/OZ^2 = EF_2/EF_1 \quad (9)$$

$$EF_5 = OZ^1/OZ^3 = EF_3/EF_1 \quad (10)$$

É possível também encontrar a eficiência relativa ao tipo de instituição avaliada, com respeito aos demais tipos (EF_6):

$$EF_6 = OZ^2/OZ^3 = EF_3/EF_2 \quad (11)$$

2.2 O método Jackstrap

Embora os modelos DEA venham sendo empregados com sucesso no estudo da administração pública e de organizações sem fins lucrativos, por tratar-se de um modelo de fronteira determinística, a técnica é muito suscetível à presença de *outliers* e erros de medida (Peña, 2008).

Visando contornar esta fragilidade, Stosic e Sousa (2003) propõem um método de detecção de *outliers* computacionalmente intensivo, mas independente da inspeção manual dos dados, denominada de Jackstrap. A técnica incorpora elementos dos métodos de Bootstrap e Jackknife, recorrendo ao cálculo do efeito da remoção de uma DMU sobre os *scores* de eficiência no restante da amostra (alavancagem). Formalmente, a alavancagem é definida como o desvio-padrão dos índices de eficiência antes e após a remoção de uma observação.

A aplicação do Jackstrap segue o seguinte algoritmo:

- 1) Seleciona-se aleatoriamente um subconjunto de L DMUs. Os autores sugerem que L contenha entre 10% e 20% do número total de K DMUs. Calcula-se o índice de eficiência de cada DMU, considerando toda a subamostra e, posteriormente, retirando uma DMU de cada vez, recalculam-se os *scores* das $L-1$ observações. Define-se então a alavancagem $\tilde{\ell}_j$ de cada DMU selecionada:

$$\tilde{\ell}_j = \sqrt{\frac{\sum_{l=1, l \neq j}^L (\theta_{lj}^* - \theta_l)^2}{L-1}} \quad (12)$$

Em que θ_{lj}^* corresponde ao *score* da DMU l quando retirada a j -ésima DMU e θ_l é o *score* da DMU l , considerando-se toda a subamostra L .

- 2) Repete-se o passo 1 acima B vezes, acumulando os valores das alavancagens obtidas nas diferentes subamostras aleatórias ($\tilde{\ell}_{jb}$). B deve ser suficientemente grande para que cada DMU seja selecionada n_j vezes (onde $n_j \approx BL/K$).
- 3) Calcula-se a alavancagem média para cada DMU:

$$\tilde{\ell}_k = \frac{\sum_{b=1}^{n_j} \tilde{\ell}_{jb}}{n_j} \quad (13)$$

4) Obtém-se a alavancagem média global:

$$\tilde{\ell} = \frac{\sum_{k=1}^K \tilde{\ell}_k}{K} \quad (14)$$

Entre as propostas apresentadas pelos autores para a detecção e tratamento dos *outliers* com base nas alavancagens calculadas, aquela que apresentou o melhor resultado na recuperação da distribuição dos índices de eficiência originais, após a inclusão de *outliers* em seus experimentos, foi a função *heaviside*, que define a seguinte regra de corte, levando em consideração o tamanho da amostra:

$$P(\tilde{\ell}_k) = \begin{cases} 1, \tilde{\ell}_k \leq \tilde{\ell} \log K \\ 0, \tilde{\ell}_k > \tilde{\ell} \log K \end{cases} \quad (15)$$

Sampaio de Sousa e Stosic (2005) consideram que a função *heaviside* providencia uma aproximação razoável do número de *outliers*.

3 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

A base de dados utilizada em todo o trabalho consiste nos microdados do Enade de 2012 e 2015, referentes aos alunos concluintes em ciências econômicas, e podem ser encontrados na plataforma de microdados disponibilizada pelo Inep.

O desenvolvimento do trabalho é feito em duas etapas. Na primeira delas estima-se, por meio de mínimos quadrados ordinários (MQO), uma função relacionando à nota de formação específica obtida pelos alunos concluintes em ciências econômicas no Enade e suas respectivas características pessoais, demográficas e socioeconômicas. Rigorosamente, esta estimação deveria ser realizada utilizando-se dados transformados, para se garantir a obtenção de resultados dentro do intervalo observado das notas, limitado entre 0 e 100. Porém, visto que o resultado obtido por meio das variáveis transformadas não difere muito daquele obtido por MQO, a utilização deste torna-se mais atrativa, devido à sua interpretação mais intuitiva (Guimarães e Sampaio, 2007).

O modelo de regressão linear fica definido da seguinte forma, com a descrição das variáveis apresentada no quadro 1:

$$\begin{aligned} \text{Notaesp} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Notager} + \beta_2 \text{No} + \beta_3 \text{Ne} + \beta_4 \text{CO} + \beta_5 \text{Sul} + \beta_6 \text{Idade} \\ & + \beta_7 \text{Mulher} + \beta_8 \text{Moradia}_1 + \beta_9 \text{Moradia}_2 + \beta_{10} \text{Negro} \\ & + \beta_{11} \text{Pardo} + \beta_{12} \text{Renda}_1 + \beta_{13} \text{Renda}_2 + \beta_{14} \text{Renda}_3 \\ & + \beta_{15} \text{Renda}_4 + \beta_{16} \text{Renda}_5 + \beta_{17} \text{Renda}_6 + \beta_{18} \text{Trab}_1 \\ & + \beta_{19} \text{Trab}_2 + \beta_{20} \text{Paissup} + \beta_{21} \text{Paismed} + \beta_{22} \text{Paisfund} \\ & + \beta_{23} \text{Medpriv} + \beta_{24} \text{Estudo} + \varepsilon \end{aligned} \quad (16)$$

Miranda *et al.* (2015) constataram, a partir de um levantamento de 52 artigos nacionais e internacionais sobre o desempenho acadêmico na área de negócios, que o conhecimento anteriormente acumulado do estudante foi a variável que apareceu com maior frequência entre os resultados significantes. Devido à ausência de dados relativos ao desempenho prévio dos alunos, a nota de formação geral foi utilizada como variável explicativa no modelo, levando-se em consideração que, por se tratar de questões de cunho geral, a nota de formação geral está pouco associada ao conhecimento acumulado no ensino superior, segundo Moriconi e Nascimento (2014).

QUADRO 1

Descrição das variáveis do modelo de regressão linear

Variável	Descrição
Notaesp	Nota bruta do componente específico.
Notager	Nota de formação geral.
No	1 para IES situadas na região Norte; 0 caso contrário.
Ne	1 para IES situadas na região Nordeste; 0 caso contrário.
CO	1 para IES situadas na região Centro-Oeste; 0 caso contrário.
Sul	1 para IES situadas na região Sul; 0 caso contrário.
Idade	Idade do aluno.
Mulher	1 para alunos do sexo feminino; 0 caso contrário.
Moradia ₁	1 para alunos que moram com pais ou parentes; 0 caso contrário.
Moradia ₂	1 para alunos que moram com cônjuge e/ou filho(s); 0 caso contrário.
Negro	1 para alunos declarados negros; 0 caso contrário.
Pardo	1 para alunos declarados pardos; 0 caso contrário.
Renda ₁	1 para alunos com renda familiar entre 1,5 e 3 salários mínimos (SMs); 0 caso contrário.
Renda ₂	1 para alunos com renda familiar entre 3 e 4,5 SMs; 0 caso contrário.
Renda ₃	1 para alunos com renda familiar entre 4,5 e 6 SMs; 0 caso contrário.
Renda ₄	1 para alunos com renda familiar entre 6 e 10 SMs; 0 caso contrário.
Renda ₅	1 para alunos com renda familiar entre 10 e 30 SMs; 0 caso contrário.
Renda ₆	1 para alunos com renda familiar superior a 30 SMs; 0 caso contrário.
Trab ₁	1 para alunos com jornada de trabalho de até 39 horas semanais, excluindo estágio; 0 caso contrário.
Trab ₂	1 para alunos com jornada de trabalho igual ou superior a 40 horas semanais; 0 caso contrário.
Paissup	1 para alunos cuja maior escolaridade dos pais é ensino superior ou pós-graduação; 0 caso contrário.
Paismed	1 para alunos cuja maior escolaridade dos pais é ensino médio; 0 caso contrário.
Paisfund	1 para alunos cuja maior escolaridade dos pais é do 6º ao 9º ano do ensino fundamental; 0 caso contrário.
Medpriv	1 para alunos que estudaram a maior parte, ou todo, ensino médio em escolas privadas; 0 caso contrário.
Estudo	1 para alunos que afirmaram estudar mais de sete horas semanais; 0 caso contrário.

Elaboração dos autores.

Na segunda etapa do trabalho, aplica-se a técnica de decomposição da eficiência técnica de Thanassoulis e Portela (2002), exposta na seção anterior, à base de dados. Como produto, emprega-se a nota bruta do componente específico (variável dependente da regressão estimada), considerada como *proxy* para o nível de conhecimento acadêmico adquirido pelos alunos ao final da graduação.

Entretanto, como apontam Sampaio e Guimarães (2009), este produto é um reflexo não apenas da qualidade e eficiência da IES, mas também envolve fatores pessoais e sociais, cognitivos e demográficos dos alunos. Portanto, para o controle destas variáveis, utilizam-se como insumo na análise os valores esperados da regressão estimada. Dessa forma, a eficiência de cada estudante – e IES – será dada com base na comparação entre a nota potencial do aluno de acordo com seu *background* socioeconômico (nota esperada), e a nota de fato obtida por este aluno. O modelo utilizado no trabalho é equivalente ao DEA-BCC apresentado na equação (5), que supõe retornos variáveis de escala e orientação a produto.

Após o cálculo da regressão e antes de se proceder à análise envoltória de dados, emprega-se a técnica de Jackstrap para identificação de *outliers*, descrito na seção anterior, a partir do DEA com retornos variáveis de escala e orientação ao produto, considerando-se o índice de eficiência 3 definido anteriormente (EF3). Como ponto de corte, considera-se a função *heaviside*.

Ao longo do trabalho, serão considerados apenas alunos com resultados válidos na prova e que responderam a todas as questões necessárias do questionário socioeconômico. Foram desconsiderados também alunos com nota zero na parte de formação geral ou de componente específico da prova, desconsiderando-se, assim, alunos que estavam presentes na prova, mas não se motivaram a responder a ela. Devido à sua baixa representatividade na amostra, optou-se por não considerar alunos indígenas. Além disso, buscando obter fronteiras de eficiência locais mais robustas, foram considerados apenas alunos cujas IES possuíam ao menos 25 alunos concluintes realizando o Enade.

Ao final do processo de seleção e tratamento de dados, restaram, em 2012, 6.915 alunos e 102 instituições, distribuídos entre 54 IES públicas (com 3.972 alunos) e 48 IES privadas (totalizando 2.943 alunos). Dessa forma, realizam-se 105 procedimentos DEA distintos (um para cada fronteira local, mais duas fronteiras para as categorias administrativas e uma fronteira global). Por seu turno, para 2015, houve um total de 6.880 alunos e 99 instituições, sendo 60 delas públicas (somando 4.519 alunos) e 39 privadas (2.361 alunos); para esse ano, são realizados, portanto, 102 DEA.

4 RESULTADOS

4.1 Análise descritiva dos dados

O perfil completo dos alunos concluintes em ciências econômicas em 2012 e 2015 empregados no trabalho é apresentado na tabela 1. O perfil predominante de alunos, em ambos os anos, é de estudantes residentes no Sudeste, especialmente entre as IES privadas, sendo a predominância de alunos na região de quase 70%. Aproximadamente 60% dos alunos também são homens, nos quatro diferentes coortes. A quantidade de alunos de raça branca ou amarela também é superior a 60% em todas as amostras. Igualmente, a quantidade de alunos que residem com os pais varia no intervalo de aproximadamente 60% a 70% do total de estudantes. Com relação à renda, as faixas de rendimento familiar que concentram o maior número de estudantes estão entre 6 e 30 SMs, embora, entre os alunos de instituições privadas, a quantidade de alunos com renda superior a 30 SMs seja acima de 10% em ambos os anos.

TABELA 1
Alunos concluintes em ciências econômicas no Brasil (2012 e 2015)

Variáveis	2012				2015			
	Público (3.972)		Privado (2.943)		Público (4.519)		Privado (2.361)	
Variáveis contínuas	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Nota do componente específico	28,73	12,51	27,84	12,00	36,88	14,84	37,46	15,29
Variáveis independentes								
Nota de formação geral	45,58	16,33	44,77	16,80	59,52	16,50	58,12	16,20
Idade	26	5,09	25	5,35	26	5,24	25	5,14
Variáveis dummy	Soma	%	Soma	%	Soma	%	Soma	%
Região								
Norte	72	1,81	34	1,16	438	9,69	30	1,27
Nordeste	1.283	32,30	173	5,88	1.081	23,92	163	6,90
Centro-Oeste	292	7,35	119	4,04	372	8,23	79	3,35
Sul	1.011	25,45	590	20,05	953	21,09	467	19,78
Sudeste	1.314	33,08	2.027	68,88	1.675	37,07	1.622	68,70
Sexo								
Mulheres	1.673	42,12	1.189	40,40	1.948	43,11	899	38,08
Homens	2.299	57,88	1.754	59,60	2.571	56,89	1.462	61,92

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	2012				2015			
	Público (3.972)		Privado (2.943)		Público (4.519)		Privado (2.361)	
Cor								
Negro	216	5,44	121	4,11	318	7,04	111	4,70
Pardo	1.152	29,00	455	15,46	1.329	29,41	433	18,34
Branco ou amarelo	2.604	65,56	2.367	80,43	2.872	63,55	1.817	76,96
Moradia								
País/parentes	2.530	63,70	2.140	72,71	2.700	59,75	1.686	71,41
Cônjuge e/ou filho(s)	639	16,09	424	14,41	789	17,46	323	13,68
Sozinho/outros	803	20,22	379	12,88	1.030	22,79	352	14,91
Renda familiar								
Até 1,5 SM	394	9,92	119	4,04	390	8,63	81	3,43
1,5 SM a 3 SMs	693	17,45	314	10,67	810	17,92	260	11,01
3 SMs a 4,5 SMs	663	16,69	436	14,81	793	17,55	315	13,34
4,5 SMs a 6 SMs	545	13,72	381	12,95	597	13,21	285	12,07
6 SMs a 10 SMs	768	19,34	661	22,46	839	18,57	471	19,95
10 SMs a 30 SMs	755	19,01	697	23,68	882	19,52	604	25,58
Acima de 30 SMs	154	3,88	335	11,38	208	4,60	345	14,61
Trabalho								
Não trabalha	1.449	36,48	757	25,72	1.741	38,53	635	26,90
Trabalho até 39 horas semanais	1.015	25,55	666	22,63	1.094	24,21	579	24,52
Trabalho acima de 40 horas semanais	1.508	37,97	1.520	51,65	1.684	37,26	1.147	48,58
Educação dos pais								
Até o 5º ano	478	12,03	343	11,65	555	12,28	188	7,96
Até o 9º ano	372	9,37	267	9,07	407	9,01	223	9,45
Ensino médio	1.285	32,35	886	30,11	1.545	34,19	709	30,03
Superior/pós-graduação	1.837	46,25	1.447	49,17	2.012	44,52	1.241	52,56
Educação/estudos								
Ensino médio público	1.829	46,05	1.439	48,90	2.314	51,21	1.051	44,52
Ensino médio privado	2.143	53,95	1.504	51,10	2.205	48,79	1.310	55,48
Estuda até 7 horas semanais	3.224	81,17	2.515	85,46	3.549	78,54	1.842	78,02
Estuda mais de 7 horas	748	18,83	428	14,54	970	21,46	519	21,98

Elaboração dos autores.

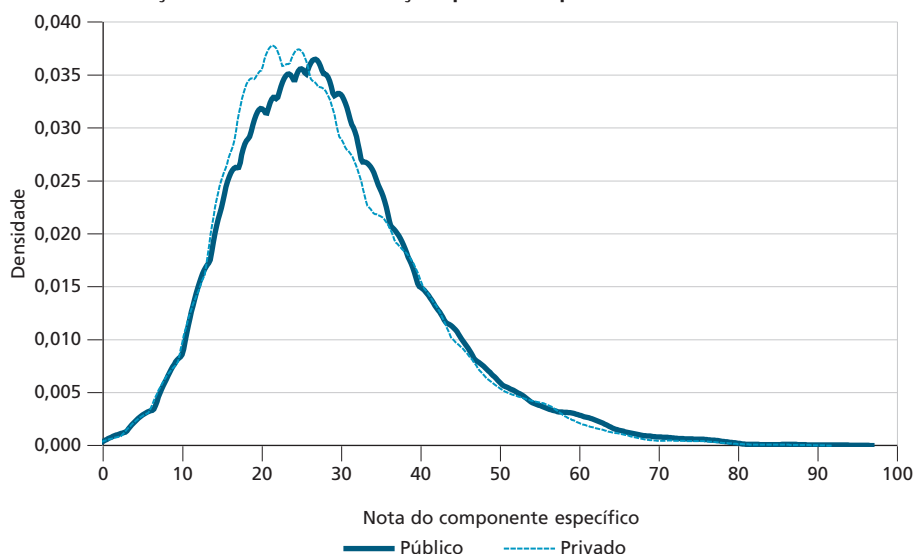
Enquanto entre as IES públicas o número de alunos que não trabalham é semelhante ao número de alunos que trabalham em jornadas de 40 horas semanais ou mais, no caso das IES privadas, o número de alunos empregados em jornadas de trabalho integral representa a maior parte da amostra.

Considerando-se a educação dos pais, o perfil predominante é de alunos que têm ao menos um dos pais com ensino superior ou pós-graduação; por sua vez, em relação ao estudo dos próprios alunos, há um equilíbrio entre alunos que realizaram a maior parte do ensino médio em colégios públicos ou privados, enquanto aproximadamente 80% de todos os alunos afirmaram estudar menos de sete horas semanais.

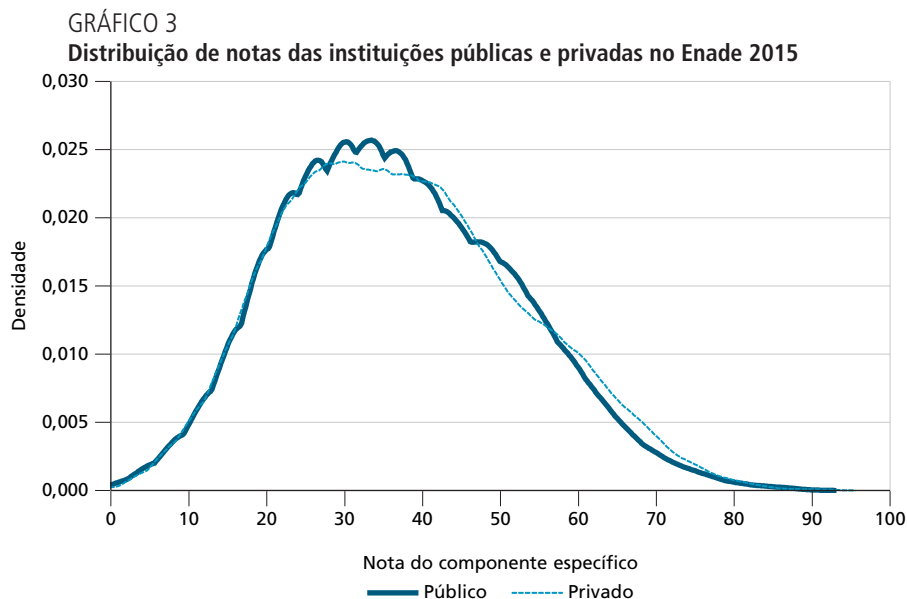
Avaliando-se o desempenho dos estudantes no Enade, com base na nota do componente específico, observa-se um resultado semelhante entre alunos de instituições públicas e privadas, sendo a nota média ligeiramente superior entre alunos de IES públicas, em 2012, e entre alunos de IES privadas em 2015. O maior detalhamento da nota é apresentado nos gráficos 2 e 3, que contêm a distribuição de notas das instituições públicas e privadas para 2012 e 2015, respectivamente. Além disso, para ambas as categorias administrativas, a nota média foi substancialmente superior em 2015.

GRÁFICO 2

Distribuição de notas das instituições públicas e privadas no Enade 2012



Elaboração dos autores.



Elaboração dos autores.

4.2 Modelo de regressão linear

Os resultados do modelo de regressão linear para ambos os anos são apresentados na tabela 2, juntamente com o erro-padrão robusto dos parâmetros. Destaca-se que os resultados mantêm a consistência entre os anos analisados, levando-se em consideração que nenhuma das variáveis apresentou alteração significativa de sinal entre 2012 e 2015.

TABELA 2
Regressão linear: alunos concluintes em economia (2012 e 2015)

Variável	2012		2015	
	Coefficiente	Erro-padrão robusto	Coefficiente	Erro-padrão robusto
Nota de formação geral	0,24799*	0,00822	0,30799*	0,00966
Norte	-1,89176**	0,92524	-5,44701*	0,59770
Nordeste	-1,82671*	0,35532	-4,02404*	0,45019
Centro-Oeste	-1,07346***	0,64903	-1,23593***	0,67722
Sul	-0,80537**	0,34269	-0,71157***	0,43023
Idade	-0,07306**	0,02864	-0,20492*	0,03398
Mulher	-3,33187*	0,26635	-4,60010*	0,31775
País/parentes	-1,96280*	0,40127	-0,87047**	0,40895
Cônjuge e/ou filho(s)	-1,86815*	0,48958	-0,39265	0,55496
Negro	-0,91304	0,56724	-1,39513**	0,63198

(Continua)

(Continuação)

Variável	2012		2015	
	Coefficiente	Erro-padrão robusto	Coefficiente	Erro-padrão robusto
Pardo	0,16286	0,33818	-0,48883	0,37459
1,5 SM a 3 SMs	0,18837	0,58608	1,71889**	0,67059
3 SMs a 4,5 SMs	1,32457**	0,58892	2,57263*	0,68864
4,5 SMs a 6 SMs	1,53882**	0,61586	3,32027*	0,74539
6 SMs a 10 SMs	2,20008*	0,60084	4,85819*	0,72697
10 SMs a 30 SMs	3,36707*	0,64000	6,67945*	0,77209
Acima de 30 SMs	4,56905*	0,84662	7,60820*	0,95171
Trabalho até 39 horas	-1,93372*	0,38022	-1,75304*	0,41852
Trabalho acima de 40 horas	-3,10397*	0,33373	-3,69445*	0,38177
Pais com ensino superior	0,98816**	0,47144	1,30336**	0,57994
Pais com ensino médio	0,10329	0,42507	1,08398**	0,52424
Pais até o 9º ano	-0,10939	0,50757	0,68232	0,63144
Ensino médio privado	0,75770**	0,32012	0,04329	0,38355
Estuda mais de 7 horas	3,44180*	0,39495	3,29034*	0,38432
Constante	21,08814*	1,09751	24,31634*	1,36529
Observações	6.915		6.880	
F	64,19		117,72	
R ²	0,2141		0,2780	

Elaboração dos autores.

Obs.: * $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,1$.

Ratificando as observações de Miranda *et al.* (2015) acerca da importância do conhecimento prévio do aluno como importante previsor do desempenho do aluno no ensino superior, a nota de formação geral apresenta, em ambos os anos, resultado positivo e significativo ao nível de confiança de 99%. Cada ponto extra na nota de formação geral do aluno representa, em média, um incremento de 0,25 a 0,3 na nota do componente específico.

A região geográfica do aluno também assume importância, levando-se em consideração que, em comparação com alunos do Sudeste, estudantes de todas as demais regiões apresentam desempenho inferior, ao nível de significância mínimo de 10%, em ambos os anos, mantendo-se constantes os demais fatores da análise. Os alunos da região Norte são os que apresentam o desempenho mais baixo, seguidos dos alunos do Nordeste, Centro-Oeste e Sul. Idade e gênero também são dois fatores significativos, sendo que alunos mais velhos e do sexo feminino apresentam desempenho médio inferior.

Em relação à moradia do estudante, o desempenho daqueles que moram com os pais ou parentes também é inferior, comparado aos alunos que moram sozinhos, ou têm outros tipos de moradia. A *performance* de alunos que moram com cônjuge

e/ou filhos só apresenta significância estatística em 2012. Por seu turno, a cor é um fator determinante da nota dos discentes apenas em 2015, no qual alunos negros possuem desempenho, em média, inferior em relação a alunos brancos ou amarelos, considerando-se os demais fatores constantes. Alunos pardos, por sua vez, não possuem diferenças significativas de resultado.

Avaliando-se a renda familiar dos estudantes, e comparando-a com alunos com renda de no máximo 1,5 SM, observa-se que, com exceção da faixa de renda de 1,5 a 3 SMs em 2012, todas as demais faixas possuem efeito positivo na determinação da nota dos alunos, ao nível de significância mínimo de 5%. Ademais, o efeito incremental das faixas de renda é monotonicamente superior ao efeito da faixa anterior. Por sua vez, tanto em 2012 quanto em 2015, o fato de o aluno trabalhar é prejudicial para seu desempenho, especialmente entre alunos que trabalham em período integral.

Não foram encontradas diferenças significativas em alunos cuja educação máxima dos pais situa-se entre o 6º e o 9º do ensino fundamental, em comparação com o desempenho de estudantes cujos pais estudaram até, no máximo, o 5º ano de ensino fundamental. A diferença é, no entanto, significativa no caso de ao menos um dos pais ingressarem no ensino médio, para a amostra de 2015. No que concerne à influência da educação dos pais, é positiva e significante em ambos os anos, quando considerado o efeito do ensino superior ou pós-graduação.

Por fim, analisando-se a educação dos próprios alunos, o ensino médio realizado em sua maior parte em instituições privadas apresenta um efeito significativo apenas em 2012; e o costume de estudar sete horas ou mais por semana é um fator positivo e significativo para o desempenho estudantil em 2012 e 2015.

4.3 Detecção de outliers

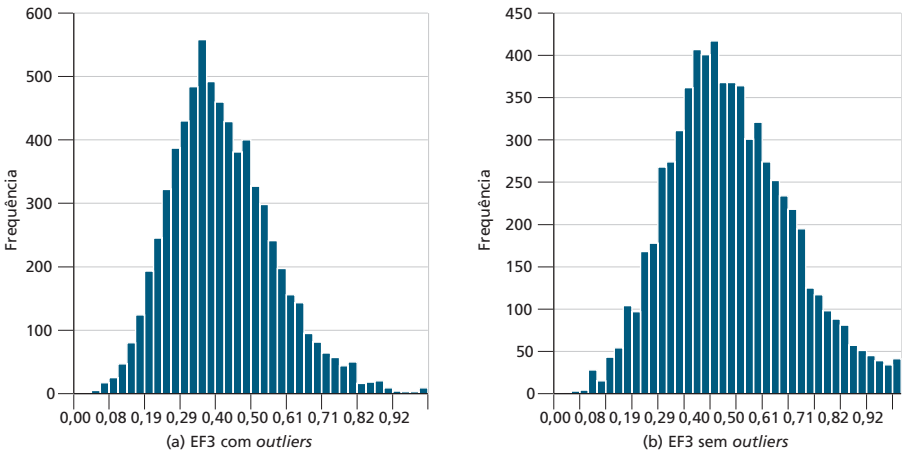
Após a estimação do modelo de regressão linear e a obtenção das notas esperadas dos alunos, procede-se à detecção de *outliers*, com base na técnica de Jackstrap. Em ambos os anos, foram utilizadas subamostras de setecentos alunos, e 2 mil replicações, com base no nível de eficiência 3, que considera a fronteira de eficiência global dos alunos, levando em conta retornos variáveis de escala e orientação ao produto.

Para 2012, com os parâmetros definidos acima e 6.915 alunos, cada amostra foi selecionada, em média, 202,35 vezes. A alavancagem média foi calculada em $7,39 \times 10^{-5}$. Seguindo-se a regra definida pela função *heaviside*, o ponto de corte foi definido em $\tilde{\ell}_k = 0,00028$. Assim, foram detectados e retirados do restante da análise 109 DMUs. A influência destas observações na determinação da fronteira de eficiência pode ser observada no gráfico 4, que apresenta o histograma da eficiência 3 antes e após a remoção destas DMUs, verificando-se o aumento generalizado da eficiência.

GRÁFICO 4

Histograma de eficiência antes e após remoção de outliers (2012)

4A – EF3 com outliers 4B – EF3 sem outliers



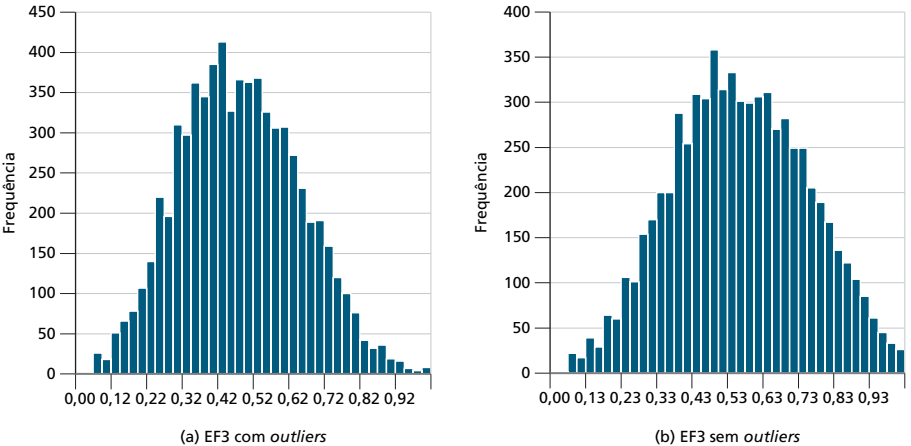
Elaboração dos autores.

Na análise de 2015, que contava inicialmente com 6.880 alunos, cada amostra foi selecionada, em média, 203,39 vezes, com alavancagem média calculada em $7,7 \times 10^{-5}$. A função *heaviside* define o ponto de corte em $\tilde{\varphi}_k = 0,00029$. Dessa forma, para 2015, 107 observações foram consideradas *outliers* e removidas do restante do estudo. A influência destas observações também é apresentada no gráfico 5, que demonstra um incremento sensível na eficiência média da amostra após a remoção das DMUs de maior alavancagem.

GRÁFICO 5

Histograma de eficiência antes e após remoção de outliers (2015)

5A – EF3 com outliers 5B – EF3 sem outliers



Elaboração dos autores.

Após a remoção das DMUs de maior influência, as instituições Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul e Universidade de Salvador passaram a contar com 24 alunos em 2012, enquanto a Escola de Economia de São Paulo possuía 23 alunos em 2015. Considerando-se esta quantidade de alunos apenas marginalmente inferior ao limite mínimo definido de 25 alunos, optou-se por manter as instituições na análise.

4.4 Análise envoltória de dados

Dando sequência ao estudo, foram calculados os índices de eficiências referentes às fronteiras locais (EF1), por categoria administrativa (EF2), e a fronteira global (EF3) dos alunos concluintes em ciências econômicas para os anos de 2012 e 2015 que se mantiveram na amostra após a exclusão dos *outliers*. Tal como no Jacktrap, nesta etapa também se considera o DEA com retornos variáveis de escala e orientação ao produto. Com base nestes índices, pôde-se também calcular os índices de eficiência relativos às IES, por meio da decomposição da eficiência. A representação das fronteiras de eficiência construídas a partir das notas esperadas e observadas dos alunos, para ambos os anos, é apresentada nos apêndices A e B.

A tabela 3 mostra a *ranking* das vinte IES mais eficientes, ordenadas segundo a média geométrica do índice de eficiência 5 das instituições. O uso da média geométrica é justificado por possibilitar a desagregação também da média dos índices de eficiência, não apenas os índices individuais. Dessa forma, a média do índice de eficiência 3 das IES ($\overline{EF3}$) pode ser calculado como o produto da eficiência média dos alunos pela eficiência média das IES ($\overline{EF3} = \overline{EF1} \times \overline{EF5}$). No restante do trabalho, qualquer menção a valores médios refere-se à média geométrica.

TABELA 3
Ranking de eficiência das IES em economia (2012 e 2015)

2012					2015				
IES	Categoria	EF1	EF3	EF5	IES	Categoria	EF1	EF3	EF5
UFRGS	Pública	0,532	0,523	0,983	Ibmec/RJ	Privada	0,584	0,573	0,982
UnB	Pública	0,728	0,697	0,958	UFRGS	Pública	0,637	0,623	0,978
UFF	Pública	0,494	0,472	0,956	UFRJ	Pública	0,626	0,607	0,969
UFMG	Pública	0,629	0,601	0,956	UFPA	Pública	0,525	0,501	0,956
UFC	Pública	0,484	0,461	0,951	UnB	Pública	0,687	0,656	0,956
Udesc	Pública	0,574	0,543	0,946	Ibmec/MG	Privada	0,691	0,661	0,956
EESP	Privada	0,717	0,674	0,940	Unicamp	Pública	0,625	0,597	0,955
PUC-SP	Privada	0,455	0,427	0,937	UFPR	Pública	0,600	0,571	0,951
Mackenzie	Privada	0,501	0,468	0,934	PUC-Rio	Privada	0,550	0,522	0,950
UFPI	Pública	0,449	0,418	0,932	FGV EBEF	Privada	0,870	0,821	0,944

(Continua)

(Continuação)

2012					2015				
IES	Categoria	EF1	EF3	EF5	IES	Categoria	EF1	EF3	EF5
FGV EBEF	Privada	0,557	0,516	0,925	Insper	Privada	0,670	0,632	0,943
Insper	Privada	0,529	0,489	0,925	UFPE	Pública	0,562	0,530	0,942
UFPE	Pública	0,544	0,502	0,923	Fecap	Privada	0,727	0,682	0,938
UFPR	Pública	0,517	0,476	0,920	UFSC	Pública	0,523	0,484	0,925
UFV	Pública	0,546	0,501	0,918	UFRRJ	Pública	0,517	0,477	0,922
Uesb	Pública	0,453	0,414	0,913	UFRR	Pública	0,505	0,461	0,914
UFBA	Pública	0,523	0,477	0,913	UFABC	Pública	0,705	0,644	0,914
Ibmec/RJ	Privada	0,568	0,513	0,904	Ufam	Pública	0,524	0,475	0,906
UFPB	Pública	0,575	0,519	0,902	UFU	Pública	0,603	0,545	0,904
Unicamp	Pública	0,647	0,581	0,898	Unifesp	Pública	0,657	0,593	0,903

Elaboração dos autores.

Obs.: UFRGS – Universidade Federal do Rio Grande do Sul; UnB – Universidade de Brasília; UFF – Universidade Federal Fluminense; UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais; UFC – Universidade Federal do Ceará; Udesc – Universidade do Estado de Santa Catarina; EESP – Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas; PUC-SP – Pontifícia universidade Católica de São Paulo; UFPI – Universidade Federal do Piauí; FGV EBEF – Escola Brasileira de Economia e Finanças; UFPE – Universidade Federal de Pernambuco; UFPR – Universidade Federal do Paraná; UFV – Universidade Federal de Viçosa; Uesb – Universidade Estadual do Sudoeste da Bahia; UFBA – Universidade Federal da Bahia; UFPB – Universidade Federal da Paraíba; Unicamp – Universidade Estadual de Campinas; UFRJ – Universidade Federal do Rio de Janeiro; UFPA – Universidade Federal do Pará; PUC-Rio – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro; Fecap – Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado; UFSC – Universidade Federal de Santa Catarina; UFRRJ – Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro; UFRR – Universidade Federal de Roraima; UFABC – Universidade Federal do ABC; Ufam – Universidade Federal do Amazonas; UFU – Universidade Federal de Uberlândia; Unifesp – Universidade Federal de São Paulo.

Tanto em 2012 quanto em 2015, o *ranking* é composto de catorze IES públicas e seis IES privadas. Ademais, oito instituições estão presentes em ambos os anos: Ibmecc-RJ, UFRGS, UnB, UFPR, FGV EBEF, Insper, UFPE e Unicamp. Apesar do predomínio das IES públicas no *ranking*, ao se estenderem os resultados para o conjunto de todas as IES, as diferenças de resultado são pequenas. A eficiência média das instituições públicas é de 0,811, enquanto a média das instituições privadas é de 0,790, para 2012. O valor calculado do teste *t* para a igualdade de médias é de 1,14, rejeitando-se a hipótese alternativa de que a eficiência média das IES seja diferente. A diferença das médias é ligeiramente superior em 2015. A eficiência média das IES públicas é de 0,841, ao passo que, para as IES privadas, este índice é igual a 0,809. No entanto, o teste *t* ainda rejeita a hipótese de que a eficiência média seja diferente entre as categorias administrativas ($t = 1,552$).

Avaliando-se a eficiência média dos alunos (EF1), a relação se inverte. Em 2012 e 2015, o desempenho dos alunos das instituições privadas é vagamente superior ao de alunos das IES públicas. Em 2012, enquanto a eficiência dos estudantes das IES públicas é de 0,552, os estudantes das IES privadas alcançam a eficiência média de 0,556. Em 2015, estes valores são iguais a 0,594 e 0,612 para alunos das IES públicas e privadas, respectivamente. Novamente, o teste *t* não sugere a existência de diferença média dos grupos ($t = 0,938$ para 2012; e $t = 1,403$ para 2015).

Considerando-se o índice de eficiência 3, os resultados são bastante semelhantes entre as duas categorias administrativas, tanto em 2012 quanto em 2015. Em ambos os casos, o teste t também rejeita a hipótese de que as médias sejam diferentes. Desagregando-se estes resultados, observa-se que o índice de eficiência é resultante, principalmente, da ineficiência dos alunos, considerando-se que, em 2012, a eficiência média de 0,447 é decomposta em 0,557 da parte dos alunos e em 0,801 das instituições. Em 2015, a eficiência média de 0,498 é explicada pela eficiência de 0,601 dos alunos juntamente com a média de 0,828 das IES.

Os resultados completos para todos os índices calculados para IES públicas e privadas e o valor calculado dos testes t são apresentados na tabela 4. Além dos resultados já discutidos, a análise da eficiência de alunos e IES em relação à sua fronteira de categoria administrativa também indica não haver diferenças significativas entre o ensino público e o privado, independentemente do ano considerado.

TABELA 4
Eficiência média de alunos de ciências econômicas em IES públicas e privadas (2012 e 2015)

Índice	2012				2015			
	Público	Privado	Total	Teste t	Público	Privado	Total	Teste t
EF1	0,552	0,564	0,557	0,938	0,594	0,612	0,601	1,403
EF2	0,449	0,451	0,450	0,133	0,501	0,501	0,501	0,099
EF3	0,448	0,446	0,447	0,148	0,499	0,495	0,498	0,096
EF4	0,814	0,799	0,807	0,807	0,844	0,818	0,834	1,278
EF5	0,811	0,790	0,801	1,140	0,841	0,809	0,828	1,552
EF6	0,997	0,989	0,993	10,385*	0,996	0,989	0,993	5,0925*

Elaboração dos autores.

Obs.: * $p < 0,01$.

Entre os índices calculados, o único que apresenta diferenças significativas de média é o índice de eficiência 6, que considera as distâncias entre as fronteiras de determinada categoria administrativa e a fronteira global. E, embora em ambos os anos o EF6 das IES públicas seja significativamente superior às instituições privadas, esta diferença mantém-se muito pequena, na ordem de apenas 0,007.

Os resultados obtidos neste estudo não podem ser diretamente comparados com trabalhos que abordam o mesmo tema. Primeiramente, devido à desagregação entre o desempenho de alunos e instituições que aqui foi realizado, enquanto os demais trabalhos encontrados tratam da questão somente sob o ponto de vista das universidades, o que pode levar a conclusões errôneas, como apontado anteriormente. Em alguns casos, como em Coelho Júnior (2011), os dados são ainda mais agregados, segundo a Unidade da Federação (UF), de forma que as conclusões obtidas devem ser generalizadas para toda a UF.

Em segundo lugar, a escolha dos *inputs* e *outputs* não permite que se faça a comparação devida. Desde o trabalho pioneiro de Façanha e Marinho (2001) ao mais recente de Wagner (2011), a eficiência técnica das DMUs é avaliada segundo a quantidade de alunos que as IES eram capazes de matricular ou formar. Como exemplo, França (2004) utiliza dois modelos DEA diferentes. No primeiro deles, consideram-se três insumos – número de funções docentes, número de servidores e números de cursos ofertados; e dois produtos – total de alunos concluintes no ano e número de inscrições no vestibular. No segundo modelo, a quantidade de cursos ofertados passa de *input* a *output*, embora os resultados gerais destes modelos não sejam muito diferentes. Nesse sentido, este trabalho inova na tentativa de avaliar e quantificar a qualidade do ensino superior, com foco na comparação do resultado acadêmico entre as IES de diferentes categorias administrativas.

E, finalmente, deve-se considerar o enfoque exclusivo no curso de ciências econômicas realizado neste trabalho, enquanto os demais trabalhos avaliam a situação global das universidades, desconsiderando a heterogeneidade existente dentro das instituições, entre seus diferentes cursos.

Tendo em conta essas considerações, ainda é preciso destacar que os resultados deste estudo divergem dos demais encontrados nesta área, que apontam para a maior eficiência entre as IES particulares (Façanha e Marinho, 2001; França, 2004; Coelho Júnior, 2011; Wagner, 2011). Nesse sentido, este trabalho se assemelha ao de Machado (2008), que não encontra evidências que indiquem a maior eficiência entre os tipos de instituições avaliadas (universidades federais e pontifícias universidades católicas).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O trabalho teve como objetivo comparar o desempenho das instituições de ensino superior brasileiras públicas e privadas que ministram o curso de economia, e, para tanto, foram realizados dois procedimentos. Na primeira parte, aplicou-se o modelo de regressão linear, tendo como base o questionário socioeconômico dos alunos graduandos no Enade de 2012 e 2015, visando ao controle destes fatores no desempenho dos alunos. A análise das regressões estimadas mostra a relevância do conhecimento prévio do aluno em seu desempenho no ensino superior. Outros fatores que apresentaram relevância positiva na determinação da nota dos estudantes, em ao menos um dos períodos, foram a renda familiar, o nível educacional médio e superior dos pais, o ensino médio em escolas privadas e o hábito semanal de estudos. Por seu turno, as variáveis que apresentaram influência negativa foram: as regiões geográficas (comparadas com a região Sudeste), a idade (faixas etárias mais elevadas), o sexo feminino, a cor (estudantes negros) e o trabalho (duração semanal da jornada de trabalho).

Em sequência, a aplicação da análise envoltória de dados, aplicando-se a metodologia proposta por Thanassoulis e Portela (2002), permitiu desagregar a eficiência global em dois fatores: um atribuído ao desempenho e motivação do aluno, e outro atribuído à instituição de ensino. Os resultados, em geral, não indicam a existência de diferenças significativas entre o desempenho público e o privado, seja do ponto de vista dos alunos (EF1), seja do ponto de vista das IES (EF5), em ambos os anos. Entre os índices avaliados, o único que apresentou média estatisticamente significativa entre as categorias administrativas foi o índice de eficiência 6, que avalia a distância entre as fronteiras de categoria administrativa e a fronteira global das instituições. Ainda assim, esta diferença é de pequena magnitude, a favor das instituições públicas. Considerando-se o índice de eficiência 3, construído com base no desempenho simultâneo de alunos e instituições, o resultado verificado é de que a maior parte da ineficiência calculada decorre do desempenho dos alunos.

Quando esses resultados são comparados com outros trabalhos na área, as conclusões são divergentes; a maior parte deles confirma os resultados iniciais apontados por Façanha e Marinho (2001), atestando a maior eficiência das IES privadas. Apesar disso, as metodologias aplicadas por estes autores não podem ser comparadas diretamente e, portanto, é necessário realizar as comparações com cautela. É preciso destacar, também, que todos os resultados apresentados referem-se, com rigor, apenas aos alunos concluintes em ciências econômicas e suas respectivas instituições de ensino, nos anos de 2012 e 2015, não sendo possível generalizar as conclusões para todo o universo do sistema educacional superior brasileiro.

Contextualizando os resultados do trabalho com a expansão recente do ensino superior citado na introdução, este estudo mostra que, ao menos no que se refere à eficiência de ensino no curso de ciências econômicas, a forma pela qual essa expansão ocorre é indiferente, ou seja, independe de o investimento ter origem privada ou pública. Ressalte-se, todavia, que é necessário encontrar novas maneiras de aumentar a eficiência dos alunos, atualmente baixa, quando comparada à eficiência das IES.

Finalmente, cabe destacar as possibilidades de ampliação deste trabalho. Primeiramente, como enfatizado, o escopo deste estudo restringe-se ao curso de economia. Dessa forma, abre-se aqui a necessidade da ampliação do escopo do estudo para maior abrangência de cursos, alunos e IES envolvidas, com maior abrangência temporal. Em segundo lugar, o estudo considerou a eficiência das instituições de ensino, a partir do desempenho acadêmico de seus estudantes. Assim, não foram abordados outros aspectos institucionais que podem identificar os fatores que levam à eficiência dos cursos, como a formação dos professores e a estrutura física disponível. Trabalhos futuros podem contribuir com a literatura, ao incorporarem estes fatores externos aos alunos, realizando um *mix* de insumos relativos a alunos e instituições, por meio de técnicas complementares à decomposição da análise envoltória de dados.

REFERÊNCIAS

- ABBOTT, M.; DOUCOULIAGOS, C. The efficiency of Australian universities: a data envelopment analysis. **Economics of Education Review**, v. 22, n. 1, p. 89-97, 2002.
- AFONSO, A.; SANTOS, M. **Public tertiary education expenditure in Portugal: a non-parametric efficiency analysis**. Lisboa: ISEG-UTL Economics, 2004. (Working Paper, n. 5).
- AHN, T.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some statistical and DEA evaluations of relative efficiencies of public and private institutions of higher learning. **Socio-Economic Planning Sciences**, v. 22, n. 6, p. 259-269, 1988.
- AHN, T.; SEIFORD, L. M. Sensitivity of DEA to models and variable sets in a hypothesis test setting: the efficiency of university operations. In: IJIRI, Y. (Ed.). **Creative and innovative approaches to the science of management**. Westport: Quorum Books, 1993. 502p.
- ALENCASTRO, L. D.; FOCHEZATTO, A. Eficiência técnica na gestão de recursos em instituições privadas de ensino superior. **Análise – Revista de Administração da PUCRS**, v. 17, n. 2, 2006.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. **Management Science**, v. 30, n. 9, p. 1078-1092, 1984.
- BELLONI, J. A. **Uma metodologia de avaliação da eficiência produtiva de universidades federais brasileiras**. 2000. Tese (Doutorado) – Departamento de Engenharia de Produção e Sistemas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2000.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. **European Journal of Operational Research**, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- COELHO JÚNIOR, A. F. **Avaliação das eficiências técnicas das Instituições de Ensino Superior (públicas e privadas) por meio da data envelopment analysis (DEA) no período de 2004-2007**. 2011. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2011.
- ÇOKGEZEN, M. Technical efficiencies of faculties of economics in Turkey. **Education Economics**, v. 17, n. 1, p. 81-94, 2009.
- CORBUCCI, P. R. Financiamento e democratização do acesso à educação superior no Brasil: da deserção do Estado ao projeto de reforma. **Educação e Sociedade**, v. 25, n. 88, p. 677-701, 2004.

COSTA, E. M. *et al.* Eficiência e desempenho no ensino superior: uma análise da fronteira de produção educacional das IFES brasileiras. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v.16, n. 3, set./dez. 2012.

EL-MAHGARY, S.; LAHDELMA, R. Data envelopment analysis: visualizing the results. **European Journal of Operational Research**, v. 83, n. 3, p. 700-710, 1995.

FAÇANHA, L. O.; MARINHO, A. Instituições federais de ensino superior: modelos de financiamento e o incentivo à eficiência. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 3, p. 357-386, 1999.

_____. **Instituições de ensino superior governamentais e particulares: avaliação comparativa de eficiência**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001. (Texto para discussão, n. 813).

FRANÇA, J. M. F. Gestão produtiva em universidades públicas e privadas brasileiras: um estudo comparativo sobre eficiência técnica. *In*: COLÓQUIO INTERNACIONAL SOBRE GESTÃO UNIVERSITÁRIA NA AMÉRICA DO SUL, 4., 2004, Florianópolis, Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). **Anais...** Santa Catarina: UFSC, 2004.

GOLDSTEIN, H. Methods in school effectiveness research. **School effectiveness and school improvement**, v. 8, n. 4, p. 369-395, 1997.

GUIMARÃES, J. F.; SAMPAIO, B. The influence of family background and individual characteristics on entrance tests scores of Brazilian university students. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30., 2007, Recife, Pernambuco, **Anais...** Recife: Anpec, 2007.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDO E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Sinopses estatísticas da educação superior 2015**. Brasília: Inep, 2016. Disponível em <<https://bit.ly/3fFsnPM>>.

JOHNES, J. Data envelopment analysis and its application to the measurement of efficiency in higher education. **Economics of Education Review**, v. 25, n. 3, p. 273-288, 2006a.

_____. Measuring teaching efficiency in higher education: an application of data envelopment analysis to economics graduates from UK Universities 1993. **European Journal of Operational Research**, v. 174, n. 1, p. 443-456, 2006b.

MANCEBÓN, M. J.; MUÑIZ, M. A. Private versus public high schools in Spain: disentangling managerial and programme efficiencies. **Journal of the Operational Research Society**, v. 59, n. 7, p. 892-901, 2008.

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

MCMILLAN, M. L.; DATTA, D. The relative efficiencies of Canadian universities: a DEA perspective. **Canadian Public Policy**, v. 24, n. 4, p. 485-511, 1998.

MICHELOTTO, R. M.; COELHO, R. H; ZAINKO, M. A. S. A política de expansão da educação superior e a proposta de reforma universitária do governo. **Educar**, Curitiba, v. 28, p. 179-98, 2006.

MIRANDA, G. J. *et al.* Determinantes do desempenho acadêmico na área de negócios. **Revista Meta: Avaliação**, v. 7, n. 20, p. 175-209, 2015.

MORICONI, G. M.; NASCIMENTO, P. A. M. M. Fatores associados ao desempenho dos concluintes de engenharia no Enade 2011. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 25, n. 57, p. 248-278, 2014.

NUINTIN, A. A. *et al.* Eficiência da aplicação de recursos públicos nas universidades federais. 2014. Doutorado (Tese) – Universidade Federal de Lavras, Minas Gerais. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS-ABC, 21., Natal, Rio Grande do Norte, 2014. **Anais...** Natal: ABC, 2014.

OSÓRIO, A.; MENDES, V.; REBELO, J. A eficiência econômica nas empresas públicas e privadas: uma análise comparada. In: CONGRESSO DOS ECONOMISTAS DA LÍNGUA PORTUGUESA, 3., Macau, Rio Grande do Norte, 1998. **Anais...** Macau: Congresso dos Economistas da Língua Portuguesa, 1998.

PEÑA, C. R. Um modelo de avaliação da eficiência da administração pública através do método análise envoltória de dados (DEA). **RAC – Revista de Administração Contemporânea**, v. 12, n. 1, p. 83-106, 2008.

PORTELA M. C.; THANASSOULIS, E. Decomposing school and school-type efficiency. **European Journal of Operational Research**, v. 132, n. 2, p. 357-373, 2001.

PFEIFER, M.; GIARETA, P. F. Expansão da educação superior no Brasil: panorama e perspectiva para a formação de professores. In: CONGRESSO NACIONAL DE EDUCAÇÃO (EDUCERE), 9.; ENCONTRO SUL BRASILEIRO DE PSICOPEDAGOGIA (ESCP), 3., 2009, Curitiba, Paraná. **Anais...** Curitiba: EDUCERE; ESCP, 2009.

RHODES, E. L.; SOUTHWICK, L. **Determinants of efficiency in public and private universities**. Columbia: University of South Carolina, 1986.

SAMPAIO, B.; GUIMARÃES, J. Diferenças de eficiência entre ensino público e privado no Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 13, n. 1, p. 45-68, 2009.

SOUSA, M. C. S.; STOSIC, B. D. Technical efficiency of the Brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outliers. **Journal of Productivity Analysis**, v. 24, n. 2, p. 157-181, 2005.

_____. Detecção de outliers em modelos não paramétricos: o método Jackstrap ampliado. *In*: BOUERI, R.; ROCHA, F.; RODOPOULOS, F. M. A (Orgs.). **Avaliação da qualidade do gasto público e mensuração da eficiência**. Brasília: Secretaria do Tesouro Nacional, 2015.

STOSIC, B.; SOUSA M. C. S. Jackstrapping DEA scores for robust efficiency measurement. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA (SBE), 25., Bahia, Porto Seguro, 2003. **Anais...** Porto Seguro: SBE, 2003.

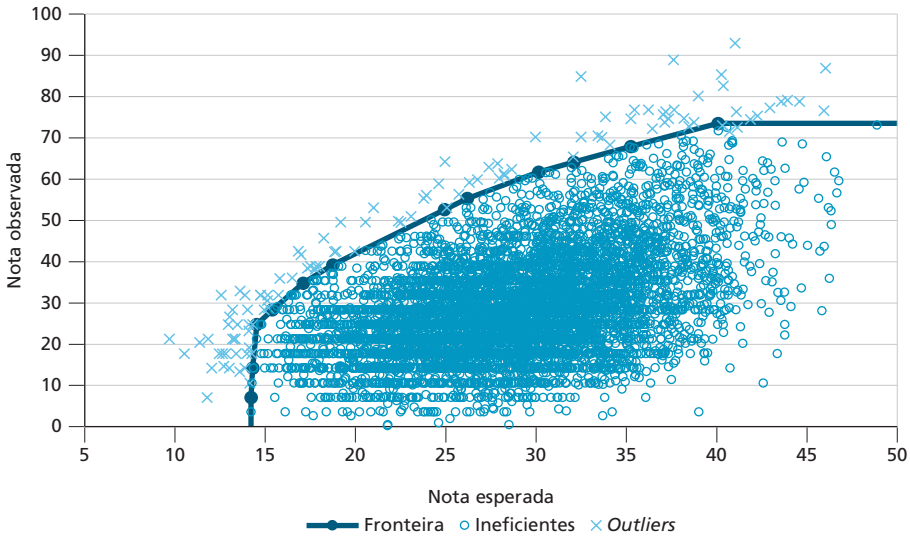
THANASSOULIS, E; PORTELA, M. C. School outcomes: sharing the responsibility between pupil and school. **Education Economics**, v. 10, n. 2, p. 183-207, 2002.

WAGNER, P. A. R. **Análise de eficiência das instituições de ensino superior pública e privada**. Dissertação (Mestrado) – Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2011.

WARNING, S. Performance differences in German higher education: empirical analysis of strategic groups. **Review of Industrial Organization**, v. 24, n. 4, p. 393-408, 2004.

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1
Fronteira de eficiência dos alunos concluintes em economia (2012)

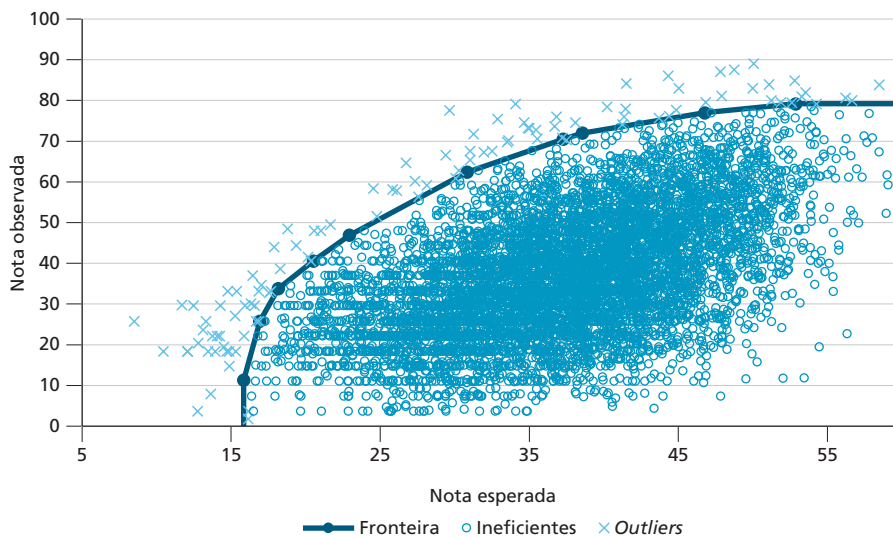


Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

GRÁFICO B.1

Fronteira de eficiência dos alunos concluintes em economia (2015)



Elaboração dos autores.

Data de submissão: 21/3/2017

Primeira decisão editorial em: 5/3/2018

Última versão recebida em: 15/8/2018

Aprovação final em: 27/8/2018

INSUMOS ASSOCIADOS À FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE SAÚDE PARA IDOSOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE COM BASE NA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE 2013¹

Cristiane da Silva²

Marco Túlio Aniceto França³

Nayara Abreu Julião⁴

O processo de envelhecimento populacional, somado ao perfil de morbidade da população idosa, representa atualmente um problema para a saúde pública. Nesse sentido, estudos sobre a função de produção de saúde dos idosos, que buscam identificar os insumos associados à produção de boa saúde para essa população, tornam-se relevantes para o delineamento de políticas públicas com foco na saúde preventiva. Com base na Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013, estimou-se, por meio de um modelo *logit*, a associação entre os comportamentos de saúde adotados pelos indivíduos brasileiros com 60 anos ou mais e a autopercepção do estado de saúde. Os resultados apontam que atingir níveis mais altos de escolaridade, ser branco, alcançar nível socioeconômico mais elevado, praticar atividades físicas regularmente, ter plano de saúde e não ter sido diagnosticado com alguma doença crônica são fatores positivamente associados à percepção de boa saúde por parte dos idosos.

Palavras-chave: função de produção de saúde; idosos; autopercepção da saúde.

INPUTS ASSOCIATED WITH THE HEALTH PRODUCTION FUNCTION FOR THE ELDERLY IN BRAZIL: AN ANALYSIS BASED ON THE NATIONAL HEALTH SURVEY 2013

The population ageing process, added to the morbidity profile of the elderly population, represents a current problem for public health. In this sense, studies on the health production function of the elderly, which seek to identify the inputs associated with the production of good health by this population, become relevant for the creation of public policies focusing on preventive healthcare. Based on the National Health Survey 2013, it was estimated, through a Logit model, the association between health behaviors adopted by Brazilian individuals aged 60 and over, and the self-perceived health status. The results show that higher levels of education, being Caucasian, having a higher socioeconomic status, practicing physical activities regularly, having a health insurance and not having been diagnosed with any chronic diseases are factors positively associated with the perception of good health by the elderly.

Keywords: health production function; elderly; self-perception health.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54art08>

2. Professora de matemática e professora tutora de estatística na Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). E-mail: <cristianesi@outlook.com>.

3. Professor adjunto no Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento na Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). E-mail: <marco.franca@pucrs.br>.

4. Doutoranda em economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG). E-mail: <nayaraajuliao@gmail.com>.

INSUMOS ASOCIADOS A LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN DE SALUD PARA LAS PERSONAS MAYORES EN BRASIL: UN ANÁLISIS BASADO EN LA ENCUESTA NACIONAL DE SALUD 2013

El proceso de envejecimiento de la población, sumado al perfil de morbilidad de la población de edad avanzada, representa un problema actual para la salud pública. En este sentido, los estudios sobre la función de producción de salud de las personas mayores, que buscan identificar los insumos asociados a la producción de buena salud de esta población, se vuelven relevantes para la creación de políticas públicas centradas en la salud preventiva. Basado en la Encuesta Nacional de Salud 2013, se estimó, a través de un modelo Logit, la asociación entre los comportamientos de salud adoptados por individuos brasileños de 60 años o más, y el estado de salud autopercebido. Los resultados muestran que niveles más altos de educación, ser caucásico, tener un nivel socioeconómico más alto, practicar actividades físicas regularmente, tener un seguro de salud y no haber sido diagnosticado con ninguna enfermedad crónica son factores positivamente asociados con la percepción de buena salud de las personas mayores.

Palabras clave: función de producción de salud; ancianos; salud autopercebida.

INTRANTS ASSOCIES A LA FONCTION DE PRODUCTION DE SANTE POUR LES PERSONNES AGEES AU BRESIL: UNE ANALYSE BASEE SUR L'ENQUETE NATIONALE SUR LA SANTE 2013

Le vieillissement de la population, additionné au profil de morbidité de la population âgée, représente un problème actuel pour la santé publique. En ce sens, les études sur la fonction de production de santé des personnes âgées, qui cherchent à identifier les intrants associés à la production de bonne santé par cette population, deviennent pertinentes pour la création de politiques publiques axées sur la médecine préventive. Sur la base de l'Enquête Nationale sur la Santé (2013), il a été établi, à l'aide d'un modèle LOGIT, l'association entre les habitudes de santé adoptés par les Brésiliens âgés de 60 ans et plus, et l'état de santé auto-évalué. Les résultats montrent que des niveaux d'éducation plus élevés, être caucasien, avoir un statut socio-économique plus élevé, pratiquer régulièrement des activités physiques, avoir une assurance maladie et l'absence de diagnostic de maladie chronique sont des facteurs positivement associés à la perception d'une bonne santé par les personnes âgées.

Mot-clés: fonction de la production de la santé; personnes âgées; santé auto-perçue.

JEL: C01; I12; I15.

1 INTRODUÇÃO

A população brasileira está em processo de envelhecimento, e um dos principais desafios para o país neste momento é assegurar à população idosa um envelhecimento saudável e com qualidade de vida. O número de idosos no Brasil cresceu vertiginosamente nos últimos anos, e a previsão é que essa tendência continue expressiva até 2060, de acordo com as estimativas de projeção da população, realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Com base no Censo Demográfico 2010 e utilizando informações recentes dos registros de nascimentos e óbitos, a estimativa apontada pelo órgão é que o número de brasileiros acima de 65 anos alcance um total de 58,4 milhões de pessoas em 2060 (IBGE, 2018). Segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)

Continua para 2017, o número de idosos superou a marca dos 30,2 milhões, representando um crescimento de 18% nesse grupo etário em comparação a 2012, com 25,4 milhões de pessoas (*op. cit.*).

As mudanças nas características da população fizeram que o antigo cenário de mortalidade, que era próprio de uma população mais jovem, fosse substituído por um quadro de enfermidades complexas e duradouras, que são características de países longevos. O atual cenário reflete uma necessidade de reorganização do sistema vigente na saúde pública para o atendimento das novas demandas sociais. No que tange à formulação de políticas públicas, é importante que os tomadores de decisão conheçam, para além do perfil de morbidade-mortalidade da população, em que medida os diferentes subgrupos populacionais apresentam diferenciais nos resultados de saúde, no acesso aos serviços de saúde e na utilização destes. Os idosos, hoje, representam uma parcela significativa dos usuários dos serviços de saúde pública, acarretando custos expressivos para o sistema, devido principalmente às altas taxas de internação hospitalar que ocorrem nessa faixa etária.⁵

De acordo com Nunes (2004), há três principais particularidades que podem intensificar os custos com saúde quando se trata da população idosa: *i*) os idosos são mais propensos a ter algum tipo de doença crônico-degenerativa; *ii*) normalmente, tendem a fazer maior uso dos serviços de saúde; e *iii*) os custos com internação em idades mais avançadas são geralmente mais elevados quando comparados aos dos mais jovens. Levando em consideração essas hipóteses, o autor traçou o perfil de morbidade hospitalar para a população idosa do Brasil, tendo por objetivo analisar as principais causas de internação no Sistema Único de Saúde (SUS) e os custos associados aos tratamentos médico-hospitalares. Verificou-se que as duas principais doenças que levam os idosos à internação são a insuficiência cardíaca e coronariana e as doenças pulmonares. Entretanto, não foi possível comprovar a hipótese de que os custos com a internação são mais elevados para a população idosa. Ao que tudo indica, a elevação dos custos para essa faixa etária está associada à maior taxa de utilização, e não ao maior custo do serviço em si. Dessa forma, o autor sugere políticas públicas de saúde que visem à atenção primária, como programas de saúde domiciliar e programas de prevenção e controle, que, além de reduzirem os custos para o SUS, também geram mais qualidade de vida para os idosos.

As evidências reforçam a necessidade de estudos sobre a saúde da população idosa, no sentido de reduzir as despesas com as taxas de internação, que, em geral, apresentam um elevado custo associado. Reis, Noronha e Wajnman (2016) analisaram o efeito das mudanças da estrutura etária nos gastos com internação do SUS no Brasil considerando doenças infecciosas e parasitárias, neoplasias e doenças circulatórias, por meio de dados do Sistema de Informações Hospitalares (SIH)

5. Informações obtidas na base de dados do SUS, Datasus. Disponível em: <<https://bit.ly/34b4Jb1>>. Acesso em: 24 jul. 2018.

do SUS. Como resultados, encontraram que o envelhecimento populacional foi determinante nos gastos das internações hospitalares do SUS entre 2000 e 2010, especialmente para doenças circulatórias e neoplasias. Sendo assim, o aumento da proporção de idosos poderia aumentar expressivamente os custos para as doenças circulatórias e neoplasias, em especial. Por essa razão, os autores também reforçam a importância de políticas de saúde pública que sejam preventivas e o uso de tecnologias e procedimentos que tenham como objetivo reduzir os custos dos tratamentos e frear os gastos com internação (*op. cit.*).

Neves e Cavenaghi (2016), a partir de dados das PNADs 2003 e 2008 e da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013, estudaram os fatores que influenciam a aquisição de plano de saúde privado entre idosos com 60 anos ou mais na região Sudeste. As autoras tinham como propósito verificar qual era o principal motivo que levava os idosos a adquirirem planos de saúde: seria a presença de morbididades ou fatores puramente econômicos? Os resultados encontrados apontaram que apenas doenças como a hipertensão e a depressão apresentavam associação com a posse de planos de saúde, embora com baixo poder de explicação, enquanto as outras doenças crônicas se mostravam insignificantes. As variáveis socioeconômicas, por sua vez, mostraram-se significantes e com forte poder explicativo: variáveis como o rendimento e o nível de escolaridade afetam progressivamente a probabilidade de os idosos contratarem planos de saúde.

Vieira Júnior e Martins (2015) também descrevem a relação dos planos de saúde com os idosos no Brasil. Segundo os autores, a elevada participação das seguradoras de saúde no Brasil transformou a assistência à saúde em um bem de consumo, mas para que as empresas privadas de saúde tenham lucratividade no negócio, estas ficam atentas à seleção de risco, buscando excluir os consumidores mais arriscados, como doentes crônicos e idosos. Os autores verificaram a relação idosos-operadoras de saúde por meio de reclamações dos beneficiários dirigidas à Agência Nacional de Saúde (ANS). De acordo com os relatos, há dificuldades para o ingresso dos idosos nos planos de saúde, seja por estratégias de comercialização, seja por constrangimentos, seja por dificuldades impostas, como exigir laudos médicos ou entrevistas qualificadas. Além disso, utilizam mecanismos de regulação, como exigência de autorização prévia ou análises de solicitações médicas, que acabam dificultando a inserção dos idosos. O reajuste da mensalidade é extremamente alto conforme avança a faixa etária, o que acaba resultando na migração do idoso para o SUS. Ainda que os idosos não constituam o principal grupo de beneficiários de planos de saúde, são eles que endereçam mais reclamações à ANS.

Silva, Santos e Balbinotto Neto (2016) estimaram a função de produção de saúde para identificar as variáveis que afetam a saúde dos adultos no Rio Grande do Sul. Os indicadores que se mostraram robustos para a explicação da produção de saúde para essa população foram: a idade; o sexo; a escolaridade; a renda; as consultas médicas;

o hábito de fumar; e a prática de exercício físico. Um nível de escolaridade maior está associado a uma melhoria no estado de saúde dos indivíduos. Os autores verificaram, ainda, que, quanto maior a idade, menor a proporção de indivíduos que se autodeclararam com saúde boa ou muito boa. Além disso, alcançar maiores níveis de renda, residir na área urbana, ser do sexo masculino, possuir internet, não fumar e praticar exercício físico estão associados a uma melhor autopercepção do estado de saúde.

Barros, Mendonça e Santos (1999) destacam que a produtividade e a empregabilidade declinam com a idade dos indivíduos; dessa forma, os idosos (indivíduos com 60 anos ou mais) constituem um grupo potencialmente vulnerável no que diz respeito à pobreza. Os autores investigaram a estrutura da pobreza entre os idosos brasileiros, buscando compreender a incidência e a natureza da pobreza e as consequências em termos de bem-estar para os próprios indivíduos e para os membros da sociedade como um todo. A hipótese levantada era que os idosos representavam uma maior volatilidade na renda domiciliar, tratando-se de um grupo com gastos substanciais, sobretudo com cuidados de saúde, e, em sua maioria, dependente da renda proveniente de aposentadoria ou de outros membros dos domicílios, o que contribui positivamente para a elevação do grau de pobreza domiciliar. No entanto, a presença do idoso pode igualmente reduzir o grau de pobreza entre os não idosos no âmbito da mesma família, a partir da contribuição da sua renda oriunda da aposentadoria. De acordo com os autores, o efeito líquido irá depender, entre outros fatores, da contribuição entre a renda dos idosos e a dos demais moradores do domicílio e do tamanho da família.

As evidências apontadas elucidam diversos fatores que impactam a produção de saúde dos indivíduos idosos, abrangendo tanto fatores socioeconômicos como o estilo de vida e os hábitos de saúde. Nesse sentido, o objetivo deste estudo é estimar a função de produção de saúde para os indivíduos brasileiros com 60 anos ou mais, utilizando os dados da PNS 2013. O estudo busca contribuir com a identificação dos fatores associados à produção de saúde por parte dos idosos, auxiliando, desse modo, no delineamento de políticas públicas de saúde focalizadas. Para tanto, busca-se responder à seguinte questão: quais insumos (variáveis) estão relacionados à produção de saúde para os idosos no Brasil?

A depreciação natural do estado de saúde, que ocorre com o aumento da idade e o rápido processo de envelhecimento da população, faz que políticas específicas para essa faixa etária se tornem de grande relevância, sobretudo devido aos custos e às complexidades relacionadas. Assim, os resultados podem indicar a sugestão de políticas que sejam custo-efetivas, em conformidade com os objetivos de reorganização do sistema de saúde, com foco nos cuidados preventivos. A variável dependente é a autopercepção do estado de saúde por parte do idoso. Por meio da estimação do modelo *logit*, encontrou-se que ser branco, apresentar maiores níveis escolares, possuir *status* socioeconômico mais elevado, ter plano de saúde, praticar

atividades físicas regularmente e, paradoxalmente, ingerir bebidas alcoólicas são características associadas à autodeclaração de boa saúde por parte dos indivíduos. Por outro lado, ser casado, ter maior número de moradores no domicílio, ter consultado o médico, ter sido internado e ter alguma deficiência física ou doença crônica são fatores que reduzem a probabilidade de autodeclarar boa saúde.

O estudo está organizado em cinco seções, incluindo-se esta introdução. Na seção 2, apresenta-se o referencial teórico utilizado para o exercício empírico deste estudo. Em seguida, expõem-se os dados e o método utilizado para responder à questão de pesquisa apresentada. Na seção 4, são reportadas as estatísticas descritivas e os resultados encontrados. E, por último, são apresentadas as considerações finais deste estudo.

2 O MODELO DE PRODUÇÃO DE SAÚDE DE GROSSMAN

O modelo de produção de saúde proposto por Grossman (1972) é adotado como referencial teórico para o exercício empírico desenvolvido neste estudo, uma vez que o modelo admite em suas predições os hábitos de saúde e a utilização de serviços de saúde como insumos para a produção de boa saúde. Empregando a abordagem da função de produção doméstica – entendida como uma generalização da teoria do consumidor, em que os bens são produzidos pelos próprios consumidores, utilizando tempo e bens comprados no mercado como insumo de produção –, o autor parte da ideia de que cada indivíduo recebe um estoque inicial de saúde, que irá se depreciar com a idade; entretanto, a velocidade dessa taxa – que varia para cada indivíduo – pode ser reduzida por meio de investimentos em saúde. Por consequência, o óbito ocorre quando o estoque de capital atinge um nível mínimo (Cawley e Ruhm, 2011). O modelo pode ser formalizado da seguinte forma:

$$U = U(\phi_t, H_t, Z_t) \quad t = 0, 1, 2, \dots, n. \quad (1)$$

Em que U expressa a função de utilidade intertemporal do consumidor; H_t é o estoque de saúde no período t ; ϕ corresponde ao fluxo de serviços de saúde; $h_t = \phi H_t$ é o consumo total de *serviços de saúde*; e Z_t é o consumo de outros bens. O estoque de saúde no período inicial (H_0) é dado, ao passo que o estoque de saúde para os períodos seguintes irá depender dos investimentos em saúde e dos comportamentos adotados pelos indivíduos ao longo dos anos. Dessa forma, o tempo de vida, n , é considerado uma variável endógena, ocorrendo o óbito no momento em que $H_t \leq H_{min}$ (Grossman, 1972).

Considerando dois períodos, temos que o investimento líquido no estoque de saúde por parte dos indivíduos será igual ao investimento bruto (I_t) menos a depreciação (σ_t):

$$H_{t+1} - H_t = I_t - \sigma_t. \quad (2)$$

Em que $0 < \sigma_t < 1$. A taxa de depreciação é endógena no modelo; porém, considera-se que esta se deteriora com o avanço da idade. Para repor o estoque de saúde, os indivíduos realizam investimentos em saúde (I_t), como visitas ao médico e adoção de hábitos de saúde,⁶ e em outros bens domésticos (Z_t). Esses investimentos são contabilizados na função de utilidade, de acordo com as funções (3) e (4):

$$I_t = I_t(M_t, TH_t; E) \quad (3)$$

$$Z_t = Z_t(X_t, T_t, E). \quad (4)$$

Em que M_t e X_t representam vetores de insumos adquiridos no mercado pelos indivíduos; TH_t e T_t representam o tempo despendido na produção; e E é o estoque de capital humano que contribuiu para a produção de saúde – por exemplo, o nível de escolaridade. É importante ressaltar que, embora a saúde também seja um componente importante do capital humano, ela se apresenta como uma variável exógena ou predeterminada no modelo. Assim, dados o estoque de saúde e a taxa de depreciação, a quantidade ótima de investimentos irá determinar a quantidade ótima de capital saúde (Grossman, 1972).

Duas considerações importantes sobre o modelo merecem ser destacadas. A primeira se refere à demanda por cuidados de saúde como uma demanda derivada. Em outras palavras, os indivíduos procuram por serviços de saúde não pelo serviço em si, mas como uma finalidade única para obter um insumo necessário para a produção de “boa saúde”. Outro fato importante que é destacado pelo autor é que o nível de escolaridade está positivamente relacionado com os investimentos em saúde. A hipótese é que quanto maior o nível de escolaridade, mais bem informado o indivíduo, sendo, portanto, mais eficiente na produção de boa saúde (Cawley e Ruhm, 2011; Grossman, 2000).

3 ESTRATÉGIA METODOLÓGICA

Nesta seção, apresenta-se, inicialmente, a base de dados empregada no exercício empírico, a PNS, contendo a descrição das variáveis utilizadas, as quais foram selecionadas de acordo com a literatura. Posteriormente, é explicitada a metodologia aplicada para responder à questão de pesquisa: quais insumos estão associados à produção de saúde para os idosos no Brasil? Para tal, optou-se por um modelo de resposta binária, o modelo *logit*.

6. É importante ressaltar que o modelo admite como insumos para a produção de saúde tanto os comportamentos saudáveis (dietas e atividades físicas, entre outros exemplos) como comportamentos não saudáveis (tabagismo, bebidas alcoólicas etc.), em que estes últimos entram na função de produção como investimentos negativos em saúde.

3.1 Base de dados

As pesquisas sobre hábitos de saúde adotados pelos indivíduos vêm sendo cada vez mais implementadas pelos países como forma de monitoramento e apoio às políticas públicas de promoção à saúde. A PNS, realizada em 2013 pelo IBGE em parceria com a Secretaria de Vigilância em Saúde do Ministério da Saúde (SVS/MS) e a Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz), tem por objetivo ampliar o conhecimento sobre o estado de saúde e os estilos de vida adotados pela população brasileira, bem como identificar a atenção à saúde por parte dos indivíduos no que diz respeito ao acesso aos serviços de saúde e ao uso destes; aos cuidados preventivos; e à adesão ao tratamento e ao financiamento da assistência de saúde (Szwarcwald *et al.*, 2014).

A PNS integra o Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares (SIPD) do IBGE, e, como tal, seu desenho amostral foi constituído em três estágios, tendo abrangência nacional. No primeiro estágio, realizou-se a estratificação das unidades primárias de amostragem (UPAs). No segundo estágio, fez-se a seleção dos domicílios, com base no Cadastro Nacional de Endereços para Fins Estatísticos (CNEFE). Por fim, no último estágio, em cada domicílio, foi selecionado um morador com 18 anos ou mais, por amostragem aleatória simples (ASS), o qual foi designado para responder ao questionário individual. O total de domicílios ocupados com morador selecionado para a entrevista foi de 60.202.

O questionário da PNS contempla quatro conjuntos de dados, são eles: *i*) informações sobre o domicílio e visitas domiciliares dos agentes de endemias, fornecidas pelo responsável pelo domicílio ou por outra pessoa informada sobre essas questões no momento da entrevista; *ii*) características gerais dos moradores, tais como nível de escolaridade, trabalho, deficiência, cobertura de características de crianças menores de dois anos de idade, sendo essas questões respondidas por todos os moradores do domicílio; *iii*) questões sobre outras características de trabalho e de apoio social, percepção do estado de saúde, acidentes e violências, comportamentos (consumo alimentar, prática de atividades físicas, abuso de bebidas alcoólicas e tabagismo), doenças crônicas, saúde da mulher, atendimento pré-natal, saúde bucal e atendimento médico, em que somente um morador selecionado em cada domicílio respondeu a essas questões; e *iv*) medidas antropométricas (peso, altura e circunferência da cintura) e aferição da pressão arterial, para o morador selecionado (IBGE, 2014; Souza Júnior *et al.*, 2015).

3.1.1 Descrição das variáveis utilizadas no exercício empírico

Para a finalidade deste estudo, utilizaram-se informações sobre a percepção individual do estado de saúde e variáveis que descrevem o estilo de vida da população idosa brasileira quanto a consumo de álcool, tabagismo e atividade física, incluindo a disponibilidade e o conhecimento de locais públicos para a

prática de atividades físicas. Além disso, também foram empregadas variáveis referentes à utilização dos serviços de saúde, ao acesso aos planos de saúde e à presença de deficiências e doenças crônicas, bem como variáveis socioeconômicas e demográficas. A amostra selecionada contemplou 11.177 idosos com 60 anos ou mais, residentes em áreas urbanas e rurais do Brasil. Mediante a utilização do desenho amostral complexo da pesquisa, esse estudo permite a generalização de inferências para brasileiros e brasileiras com 60 anos ou mais, em todo o território nacional, em 2013.

Um indicador de nível socioeconômico foi construído por meio de análise fatorial, com a extração do componente principal, considerando a posse de bens e as características dos domicílios: presença de água canalizada; número de dormitórios; se o domicílio possui cozinha; número de banheiros; se tem televisão; se tem geladeira; se tem DVD; se tem máquina de lavar roupa; se tem telefone fixo; se tem micro-ondas; se tem computador; se tem acesso à internet; se tem carro; e se tem empregada doméstica. Após o cômputo, o indicador foi normalizado, assumindo valores de 0 a 1, de forma que quanto mais próximo de 1, melhor o nível socioeconômico. Além de ser uma informação mais confiável que a renda, emprega-se a renda residual – isto é, aquilo que já foi adquirido com a renda corrente. O quadro 1 sumariza as variáveis empregadas no exercício empírico desse estudo.

QUADRO 1

Descrição das variáveis utilizadas no exercício empírico

Código PNS	Etiqueta	Descrição
Variável dependente		
N001	BOA_SAÚDE	1 = se autodeclarou seu estado de saúde como <i> muito bom </i> ou bom; 0 = se autodeclarou como <i> regular, ruim </i> ou <i> muito ruim </i> .
Hábitos de saúde e estilos de vida		
P027 e P032	ÁLCOOL	1 = consumo abusivo de álcool (cinco ou mais doses para homens e quatro ou mais doses para mulheres, em uma única ocasião, nos últimos trinta dias); 0 = caso contrário.
P035 e P036	ATIV_FÍSICA	1 = prática de atividade física recomendada; 0 = caso contrário. ¹
P046	LOCAL_PUBL_ATIV	1 = disponibilidade de locais públicos para atividades físicas perto do domicílio; 0 = caso contrário.
P047	PROG_ATIV	1 = tem conhecimento de programas públicos de estimulação a atividades físicas; 0 = caso contrário.
P050	FUMO	1 = fuma diariamente ou menos que diariamente; 0 = não fuma atualmente.
Acesso e utilização dos serviços de saúde		
I001	PLANO_SAÚDE	1 = possui plano de saúde; 0 = caso contrário.
J011	CONSULTOU_MÉDICO	1 = realizou a última consulta nos últimos doze meses; 0 = caso contrário.
J037	INTERNADO_HOSP	1 = esteve internado nos últimos doze meses; 0 = caso contrário.

(Continua)

(Continuação)

Código PNS	Etiqueta	Descrição
Deficiências e doenças crônicas		
G006	DEF_FÍSICA	1= se autodeclarou com deficiência física; 0 = caso contrário.
G001	DEF_INTELLECTUAL	1= se autodeclarou com deficiência intelectual; 0= caso contrário.
J007	DOEN_CRÔNICA	1= se já foi diagnosticado com doença crônica; 0 = caso contrário.
Características individuais		
C006	SEXO	1= se mulher; 0= se homem.
C009	COR/RAÇA	1= se autodeclarou branco; 0= demais cores.
C011	CASADO	1= se casado; 0 = caso contrário.
C001	TOTAL_MORAD	Total de moradores do domicílio.
VDD004	ESCOLARIDADE	1 = sem instrução ou fundamental incompleto; 2 = fundamental completo ou médio incompleto; 3 = médio completo ou superior incompleto; 4 = superior completo ou mais.
F001	APOSENT_PENSÃO	1 = se recebeu aposentaria ou pensão; 0 = caso contrário.

Elaboração dos autores.

Nota ¹ Essa variável foi construída de acordo com os níveis recomendados de atividades físicas para idosos, segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS): prática de pelo menos 150 minutos semanais de atividade física de intensidade leve ou moderada, ou pelo menos 75 minutos semanais de atividade física de intensidade vigorosa, independentemente do número de dias de prática de atividade física por semana.

Faz-se aqui uma ressalva quanto à escolha da variável dependente, a *autoavaliação do estado de saúde* por parte dos indivíduos. Existem diversas maneiras de medir o estado de saúde dos indivíduos, como a autoavaliação do estado de saúde, os diagnósticos de presença ou não de doenças crônicas, as limitações físicas, as medidas antropométricas, os sintomas autorreportados, entre outros (Behrman e Deolalikar, 1988). Por se tratar de uma variável latente, cada uma dessas medidas possui suas especificidades e dificuldades. Não obstante, a autoavaliação do estado de saúde é uma medida amplamente utilizada nos trabalhos empíricos como medida do estado de saúde individual. Essa métrica consiste da percepção que o indivíduo tem da própria saúde, sendo condicionada a um grande conjunto de informações disponíveis, como diagnósticos médicos, seu histórico de saúde, o histórico da saúde familiar e comportamentos e hábitos de saúde (Frankenberg, Ho e Thomas, 2015). Uma das vantagens do critério subjetivo de saúde ante os critérios objetivos⁷ é que este define o estado de saúde global dos indivíduos, enquanto as demais medidas abordam grupos específicos de morbidade (Andrade, 2002; Alves *et al.*, 2002).

7. As medidas objetivas de saúde compreendem os critérios médicos, como o diagnóstico de doença crônica dado por um médico ou profissional da saúde; ou critérios funcionais, quando o indivíduo é questionado sobre sua dificuldade para desempenhar as atividades diárias, número de dias acamados, dificuldade de locomoção, entre outros exemplos (Andrade, 2002).

3.2 Modelo *logit*

Neste estudo, a variável dependente “*Em geral, como o(a) Sr(a) avalia a sua saúde?*” é uma variável dicotômica que assume dois valores:

$$y_i = \begin{cases} 1, & \text{com probabilidade } p \\ 0, & \text{com probabilidade } 1 - p \end{cases}.$$

Em princípio, pode-se utilizar tanto o modelo *logit* como o modelo *probit* para esse tipo de variável. De forma simplificada, a diferença entre os modelos está na assunção que se faz da distribuição do erro. Ao reconhecer-se que os erros seguem uma distribuição logística, obtém-se o modelo logístico, ao passo que, ao assumir-se uma distribuição normal dos erros, obtém-se o modelo *probit*. Embora haja diferenças entre um e outro do ponto de vista teórico, na prática, a escolha é, geralmente, feita por conveniência, já que a consequência de um erro de especificação nesse caso é mínima (Greene, 2000; Cameron e Trivedi, 2005).

Neste estudo, optou-se pela utilização do modelo *logit*, devido à sua forma relativamente simples para as condições de primeira ordem e distribuição assintótica. Além disso, uma das vantagens da utilização do modelo *logit* é a interpretação dos coeficientes em termos da razão de chances (Cameron e Trivedi, 2005). As estimações serão realizadas por meio desse modelo, conforme a função de probabilidade logística acumulada:

$$P_i = F(y_i) = F(\alpha + \beta X_i) = \frac{1}{1 + e^{-y_i}} = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta X_i)}}. \quad (5)$$

Em que y_i é a variável dependente que corresponde à saúde autoavaliada. Atribui-se o valor 1 para o caso de o indivíduo ter declarado sua saúde como *muito boa* ou *boa* e 0 para as respostas *regular*, *ruim* ou *muito ruim*.

O vetor das variáveis independentes X inclui os hábitos de saúde e estilos de vida, acesso e utilização dos serviços de saúde, deficiências e doenças crônicas e características individuais. Dessa forma, o modelo a ser estimado pode ser descrito da seguinte forma:

$$Y^* = X\beta + \varepsilon. \quad (6)$$

Escrevendo-se a equação em termos de probabilidade acumulada, tem-se:

$$\Pr(Y = i|X) = F(\theta_{i+1} - X\beta) - F(\theta_i - X\beta). \quad (7)$$

As estimativas dos parâmetros são feitas a partir do *log* da função de verossimilhança, e, com os seus coeficientes, é possível calcular os efeitos marginais derivados.

$$\sum_{i=0} \sum_{y=0} \ln[F(\theta_{i+1} - X\beta) - F(\theta_i - X\beta)]. \quad (8)$$

Como exposto anteriormente, a interpretação do modelo *logit* pode ser feita em termos da razão de chance (*odds ratio*), como se segue: se o parâmetro de interesse for positivo, a probabilidade de o indivíduo declarar ter boa saúde aumenta com o valor assumido pela variável independente. Por outro lado, se negativo, a probabilidade reduz-se à medida que o valor de *X* (variável) aumenta (Wooldridge, 2010).

4 RESULTADOS

Nesta seção, reportam-se os resultados encontrados. Inicialmente, apresentam-se as estatísticas descritivas, com a finalidade de fornecer um panorama da população estudada. Em seguida, são reportados os resultados do modelo *logit*, em que se identificam os insumos associados à função de produção de saúde para os idosos brasileiros.

4.1 Análises descritivas

A tabela 1 apresenta o número de observações, a média, o desvio-padrão, os valores máximos e os valores mínimos para cada variável analisada. A amostra deste estudo foi composta por 11.117 indivíduos, a população de interesse corresponde àqueles com 60 anos ou mais em todo o território brasileiro. Destes, 6.302 são mulheres (56,4%) e 4.875 são homens (43,6%) com 60 anos ou mais. A idade média da amostra equivale a 70 anos de idade, e 55% dos indivíduos se autodeclararam brancos. Mais da metade (53,2%) afirmou como estado civil ser casado, e o número médio de moradores por domicílio é próximo a três. O nível de escolaridade é predominantemente sem instrução ou com ensino fundamental incompleto (70,7%), sendo que apenas 9,5% dos indivíduos declararam ter ensino superior ou mais. O indicador socioeconômico (Indicador de Desenvolvimento Socioeconômico dos Estados – IDSE) aponta que quanto mais próximo de 1, melhor é o nível socioeconômico. Em média, esse indicador assumiu o valor de 0,473. Como era de se esperar, 77% declararam ter recebido aposentadoria ou pensão do instituto de previdência federal (Instituto Nacional do Seguro Social – INSS) no mês corrente de julho de 2013.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Variável dependente					
BOA_SAÚDE	11.117	0,44	0,50	0	1
Hábitos de saúde e estilo de vida					
ÁLCOOL	11.117	0,04	0,20	0	1
FUMO	11.117	0,13	0,33	0	1
ATIV_FÍSICA	11.117	0,13	0,34	0	1

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
LOCAL_PUBL_ATIV	11.117	0,41	0,49	0	1
PROG_ATIV	11.117	0,20	0,40	0	1
Acesso aos serviços de saúde e utilização destes					
PLANO-SAÚDE	11.117	0,32	0,47	0	1
CONSULTOU_MÉDICO	11.117	0,85	0,36	0	1
INTERNADO_HOSP	11.117	0,11	0,31	0	1
Deficiências e doenças crônicas					
DEF_FÍSICA	11.117	0,03	0,18	0	1
DEF_INTELCTUAL	11.117	0,01	0,08	0	1
DOEN_CRÔNICA	11.117	0,40	0,49	0	1
Características individuais					
BRANCA	11.117	0,55	0,50	0	1
SEXO	11.117	0,56	0,50	0	1
IDADE	11.117	70	7,90	60	101
CASADO	11.117	0,53	0,50	0	1
TOTAL_MORAD	11.117	2,88	1,59	1	14
SUPERIOR_COMPLETO OU MAIS	11.117	0,10	0,29	0	1
MÉDIO_COMPL/SUP_INC	11.117	0,12	0,32	0	1
FUND_COMPLETO/MED_INC	11.117	0,08	0,27	0	1
SEM_INST/FUND_INC	11.117	0,71	0,46	0	1
APOSENT_PENSÃO	11.117	0,77	0,42	0	1
IDSE	11.117	0,47	0,41	0	1

Elaboração dos autores.

Para uma análise mais detalhada da variável BOA_SAÚDE como é exposto na tabela 2, percebe-se que, para as cinco categorias originais, são poucos os indivíduos que autodeclararam sua saúde como muito boa, ruim ou muito ruim, concentrando-se, nos dois grandes grupos, nas categorias boa e regular.

TABELA 2
Distribuição desagregada da variável BOA_SAÚDE

Em geral, como o(a) sr(a). avalia a sua saúde?				
Muito boa	Boa	Regular	Ruim	Muito ruim
675	4.289	4.863	1.032	317
(6,04%)	(38,37%)	(43,51%)	(9,24%)	(2,84%)

Elaboração dos autores.

No que diz respeito aos hábitos de saúde e aos estilos de vida, chama atenção para a variável de tabagismo, pois 12,6% dos indivíduos da amostra declararam fumar diariamente ou ocasionalmente. Para a população como um todo da PNS, considerando indivíduos com 18 anos ou mais, essa estatística foi de 15% (IBGE, 2014). O consumo de bebidas alcoólicas, classificado como de risco pela OMS, foi identificado em 4,2% dos idosos. Embora 40,9% dos indivíduos tenham declarado a existência de locais públicos – por exemplo: praças, parques, praia e rua fechada – para a prática de atividades físicas nas redondezas do domicílio, apenas 13,4% declararam fazer exercícios físicos regularmente, e 20,2% afirmaram ter conhecimento sobre algum programa público de estímulo à prática de atividades no município.

Analisando-se as questões referentes ao acesso a serviços de saúde e à utilização destes, tem-se que 32% dos indivíduos declararam ter plano de saúde, 84,5% consultaram os médicos nos últimos doze meses e 10,6% estiveram internados nos últimos doze meses. Quanto às deficiências e às doenças crônicas, identifica-se que menos de 1% declarou deficiência intelectual, 3,4% declararam alguma deficiência física e 40% afirmaram ter recebido diagnóstico de alguma doença crônica.

4.2 Resultados do modelo *logit*

Buscando compreender quais variáveis estão relacionadas à produção de saúde da população idosa, estimaram-se os modelos *logit*, apresentados na tabela 3, cujos resultados são interpretados em termos da razão de chances. Com o intuito de se alcançar o melhor ajuste possível, analisaram-se quatro modelos distintos para compreender: *i*) as características individuais; *ii*) os hábitos de saúde e os estilos de vida; *iii*) o acesso a serviços de saúde e a utilização destes; e *iv*) a presença de deficiências e doenças crônicas.

TABELA 3
Resultado do modelo *logit*

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Características individuais				
SEXO	0,773*** (0,054)	0,802** (0,058)	0,852* (0,064)	0,860 (0,067)
BRANCA	1,203** (0,085)	1,226** (0,087)	1,223** (0,090)	1,221* (0,095)
IDADE	0,994 (0,004)	0,997 (0,004)	0,998 (0,005)	0,999 (0,005)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Características individuais				
CASADO	0,839*	0,835*	0,819**	0,806**
	(0,059)	(0,060)	(0,061)	(0,061)
TOTAL_MORAD	0,937*	0,950	0,942*	0,935*
	(0,025)	(0,025)	(0,026)	(0,027)
ESCOLARIDADE	1,486***	1,440***	1,385***	1,389***
	(0,058)	(0,059)	(0,059)	(0,061)
APOSENT_PENSÃO	0,993	0,987	1,016	1,061
	(0,079)	(0,080)	(0,085)	(0,094)
IDSE	1,980***	1,873***	1,869***	2,035***
	(0,206)	(0,202)	(0,218)	(0,244)
Hábitos de saúde e estilos de vida				
ALCOOL	-	1,506*	1,472*	1,453*
	-	(0,262)	(0,269)	(0,277)
FUMO	-	1,131	1,062	1,038
	-	(0,116)	(0,110)	(0,115)
ATIV_FISICA	-	1,803***	1,845***	1,858***
	-	(0,181)	(0,194)	(0,202)
LOCAL_PUBL_ATIV	-	1,013	1,036	1,038
	-	(0,078)	(0,083)	(0,086)
PROG_ATIV	-	1,111	1,112	1,187
	-	(0,094)	(0,098)	(0,109)
Acesso a serviços de saúde e utilização destes				
PLANO_SAUDE	-	-	1,509***	1,573***
	-	-	(0,136)	(0,146)
CONSULTOU_MEDICO	-	-	0,362***	0,436***
	-	-	(0,037)	(0,046)
INTERNADO_HOSP	-	-	0,630***	0,722*
	-	-	(0,075)	(0,092)
Deficiências e doenças crônicas				
DEF_FISICA	-	-	-	0,480***
	-	-	-	(0,104)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Características individuais				
DEF_INTELCTUAL	-	-	-	0,913
	-	-	-	(0,526)
DOEN_CRÔNICA	-	-	-	0,394***
	-	-	-	(0,032)
Constante	0,669	0,449*	1,002	1,028
	(0,217)	(0,150)	(0,352)	(0,369)
Número de observações	11.125	11.125	11.125	11.125

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

2. Categoria omitida da variável de escolaridade: sem instrução/ensino fundamental incompleto.

Pode-se observar que, com exceção da variável de sexo, os coeficientes se mantiveram constantes e apresentaram pouca variabilidade, à medida que novos grupos de controle foram adicionados ao modelo, legitimando a robustez do modelo analisado. De forma geral, os resultados apresentaram o sinal esperado de acordo com a literatura. Quando adicionados todos os grupos de controle (modelo 4), nota-se que ser branco, ter maiores níveis de escolaridade, ingerir bebidas alcoólicas, possuir maior nível socioeconômico, praticar atividades físicas e ter plano de saúde são variáveis que estão associadas à maior probabilidade de autodeclarar boa saúde, por parte dos indivíduos. Todavia, ser casado, maior número de moradores no domicílio, ter consultado o médico, ter sido internado, ter alguma deficiência física ou doença crônica são fatores que reduzem a probabilidade de autodeclarar boa saúde. A seguir, explora-se de forma detalhada cada um desses efeitos.

No que diz respeito ao sexo dos indivíduos, as mulheres apresentaram menor probabilidade de reportar boa saúde quando comparadas aos homens. Em geral, os estudos argumentam que as mulheres possuem uma pior percepção do estado de saúde, embora apresentem taxa de sobrevivência mais elevada. Uma das explicações para a pior percepção de saúde pelas mulheres está relacionada à maior incidência de doenças crônicas no sexo feminino, levando-as frequentemente à incapacitação ou ao desenvolvimento de outras doenças psicossomáticas, como a depressão (Read e Gorman, 2011; Bora e Saikia, 2015). No entanto, essa diferença deixa de ser estatisticamente significativa quando controlado também pela presença de deficiências (física e mental) e doenças crônicas.

A variável referente à cor/raça vai ao encontro dos achados pela literatura brasileira (Dachs e Rocha dos Santos, 2006; Pavão, Werneck e Campos, 2013). Após controlado por todos os demais fatores, indivíduos que se autodeclararam

brancos têm até 22% mais chances de afirmarem ter saúde positiva em comparação aos demais. O total de moradores no domicílio pode ser entendido como uma *proxy* da renda e revela um efeito ambíguo sobre a saúde dos idosos. Por um lado, os idosos podem ser considerados um membro a mais nos domicílios, cujo padrão de despesas são substantivas, e podem, portanto, reduzir a renda domiciliar *per capita*. Por outro lado, na medida em que possuem sua própria renda, os idosos podem contribuir com uma renda adicional, reduzindo o grau de pobreza do domicílio. Logo, a disponibilidade líquida de recursos irá depender do total de moradores do domicílio e da renda média do idoso (Barros, Mendonça e Santos, 1999). Neste estudo, encontrou-se que quanto maior o número de moradores no domicílio, menor a probabilidade de reportar boa saúde. O fato de ser casado também reduz a probabilidade de reportar boa saúde.

As variáveis de escolaridade e indicador socioeconômico também apresentaram o sinal esperado. De acordo com os resultados, um *status* socioeconômico mais elevado dobra as chances de reportar boa saúde, enquanto maiores níveis de escolaridade podem elevar a probabilidade em até 39%. Almeida *et al.* (2017) analisaram o efeito das características socioeconômicas sobre o acesso a serviços de saúde e/ou a utilização destes entre os idosos no Brasil. Segundo os autores, os determinantes socioeconômicos podem influenciar o padrão de utilização dos serviços de saúde, na medida em que idosos localizados na distribuição superior podem ter mais facilidade de acesso aos cuidados e aos tratamentos de saúde, sobretudo quando se trata do serviço de saúde privado. Costa *et al.* (2003) também estudaram a influência da situação socioeconômica sobre a saúde dos idosos, utilizando dados da PNAD 1998. As autoras encontraram diferenças significativas de acordo com o nível socioeconômico; no geral, idosos pertencentes ao quintil inferior da renda domiciliar *per capita* apresentaram piores condições de saúde, pior função física e menor utilização dos serviços de saúde. A escolaridade, por sua vez, está frequentemente relacionada com o nível de renda, sendo uma das principais causas das desigualdades sociais em saúde. Maiores níveis de escolaridade são frequentemente associados ao maior nível de renda e à instrução mais elevada, estando esses indivíduos mais aptos para tomarem as melhores decisões com relação à saúde e ao estilo de vida (Pavão, Werneck e Campos, 2013; Almeida *et al.*, 2017).

Passando para a análise dos hábitos de saúde e dos estilos de vida, encontrou-se que tanto o hábito de ingerir bebidas alcoólicas como a prática recomendada de atividades físicas são fatores que aumentam a probabilidade de reportar boa saúde. Os indivíduos que reportaram o consumo de bebidas alcoólicas apresentaram, aproximadamente, 45% a mais de chances de reportar boa saúde quando comparados aos indivíduos que não bebiam. Conquanto a princípio possa parecer um comportamento estranho, esse é um resultado frequentemente reportado na literatura (Segovia, Bartlett e Edwards, 1989). Uma das possíveis explicações deriva da influência da publicidade

no ramo de bebidas alcóolicas sobre os indivíduos. Embora muito se discuta sobre os malefícios do consumo abusivo de álcool, as propagandas estão sempre ligadas a momentos de descontração, lazer e bem-estar. Dessa forma, os indivíduos tendem comumente a considerar esse comportamento como um padrão de socialização e bem-estar. Quanto à prática de atividades físicas, os indivíduos que declararam se exercitar frequentemente têm 85% a mais de chance de declarar boa saúde. Esse resultado é corroborado por Silva, Santos e Balbinotto Neto (2016), que também encontraram associações positivas entre a prática de atividades físicas e a percepção do estado de saúde, para a população do Rio Grande do Sul.

No que diz respeito ao acesso a serviços de saúde e à utilização destes, ter plano de saúde é um fator importante para a percepção positiva do estado de saúde. Indivíduos que reportaram possuir plano de saúde têm 57% a mais de chance de reportarem boa saúde. A adesão aos planos de saúde pode ser considerada uma *proxy* de renda e está relacionada à maior facilidade de acesso aos serviços de saúde. Almeida *et al.* (2017) reportam que os indivíduos que não possuíam planos de saúde apresentaram menor utilização de serviços como internação e consultas médicas quando comparados àqueles que eram detentores de um plano.

Todavia, os altos preços cobrados pelas seguradoras privadas de saúde, sobretudo para essa faixa etária, fazem que muitos idosos acabem recorrendo ao SUS em vez de optarem por um plano de saúde. Neves e Cavenaghi (2016) constataram que, atualmente, a parcela substantiva dos indivíduos que possuem planos de saúde corresponde aos adultos inseridos no mercado de trabalho formal. Para esse público, os custos dos planos de saúde costumam ser, parcialmente ou totalmente, compartilhados entre empregador e empregado. As autoras ressaltam a importância governamental de oferecer incentivos aos empregadores que ofertam planos de saúde para que o mantenham na condição de aposentadoria do empregado, como uma forma de poupar os recursos públicos destinados à saúde com a população idosa, que está crescendo rapidamente. Ter consultado o médico nos últimos doze meses ou ter estado internado no último ano reduz a probabilidade de reportar boa saúde.

Por fim, a presença de alguma deficiência física e doença crônica está associada à percepção negativa do estado de saúde. Atualmente, as doenças crônicas constituem o maior problema da saúde pública, e os idosos são, com frequência, os mais atingidos (IBGE, 2014). Envelhecer sem desenvolver ao menos uma doença crônica torna-se quase uma exceção. Malta *et al.* (2017) demonstraram que o fato de ter pelo menos uma doença crônica está associado ao maior uso dos serviços de saúde, bem como ao aumento de internações hospitalares e à não realização de atividades por motivos de saúde. Entre as principais doenças crônicas que acometem os idosos brasileiros, estão a hipertensão arterial, o colesterol, as doenças cardiovasculares e a depressão (IBGE, 2014).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi estimar a função de produção de saúde para os indivíduos idosos com 60 anos ou mais que residem no Brasil, utilizando a Pesquisa Nacional de Saúde 2013. Para tanto, estimou-se um modelo *logit*. Como variável dependente, foi levado em conta o estado de saúde autoavaliado pelos próprios indivíduos. Como variáveis independentes, foram consideradas: *i*) as características individuais; *ii*) os hábitos de saúde e os estilos de vida; *iii*) o acesso a serviços de saúde e a utilização destes; e *iv*) a presença de deficiências (física ou intelectual) e doenças crônicas. Essas variáveis foram previamente selecionadas de acordo com a literatura. Embora a saúde autoavaliada carregue em si um componente subjetivo, é um indicador relevante e amplamente utilizado na literatura. De acordo com Andrade (2002), uma das vantagens da utilização dessa variável como um indicador de saúde é que ela leva em consideração diversos fatores, sendo uma medida do estado de saúde global do indivíduo.

Considerando-se as características individuais, observou-se que os indivíduos que se autodeclararam brancos têm maior probabilidade de reportar melhor saúde. No que diz respeito ao sexo, embora as mulheres tenham apresentado desvantagens em relação aos homens quando levadas em consideração as características individuais, os hábitos de saúde e o acesso a serviços de saúde e a utilização destes, o coeficiente perdeu significância quando controlado pela presença de deficiências e doenças crônicas. Ser casado e o maior número de moradores no domicílio estão associados à menor chance de declarar boa saúde. Por outro lado, o alto nível socioeconômico e os maiores níveis de escolaridade estão positivamente relacionados à percepção de saúde dos idosos.

No que diz respeito aos hábitos de saúde e aos estilos de vida, o consumo de bebidas alcoólicas e a prática frequente de atividades físicas estão associadas à boa saúde. As variáveis sobre disponibilidade de local público para a prática de atividades e o conhecimento de programas públicos de estímulo à atividade física, entretanto, não se mostraram estatisticamente significantes. Políticas com o foco na convivência, por exemplo, e atividades em grupo que fomentem o convívio por meio de práticas específicas direcionadas a esse grupo de idade podem ser uma saída para o maior incentivo à população idosa e à ocupação dos locais públicos destinados à prática de atividades.

Em se tratando do acesso e utilização dos serviços de saúde, constatou-se que indivíduos que possuem planos de saúde têm maior chance de reportarem boa saúde. Ao passo que o contrário foi observado para aqueles que declararam ter consultado o médico nos últimos doze meses e estiveram internados no último ano. Por fim, a presença de qualquer tipo de deficiência física e a presença de alguma doença crônica também são fatores que influenciam negativamente a percepção do estado de saúde.

Ao estimar-se a função de produção de saúde, busca-se fornecer subsídios para um melhor entendimento dos fatores associados à saúde dos idosos no Brasil e, dessa forma, prover evidências robustas para a formulação de políticas públicas de saúde que visam à promoção da saúde dos idosos, atuando nas linhas de cuidados preventivos. Considerando-se a depreciação natural do estado de saúde que ocorre com o aumento da idade e o rápido processo de envelhecimento da população, políticas específicas para essa faixa etária são de grande relevância, sobretudo devido aos custos e às complexidades relacionadas às internações.

O estudo sugere políticas públicas que influenciem o comportamento dos indivíduos, seja por meio da adoção de hábitos saudáveis, como a prática de exercícios físicos, alimentação saudável e interação social, que podem ter sua eficácia, seja por intermédio do estímulo aos cuidados com a saúde – especialmente para o sexo masculino, que reporta ter boa saúde, mas, no entanto, acessa pouco os serviços de saúde, além de apresentar custos mais elevados de internações. Nesse sentido, é preciso incentivar o acesso dos homens aos postos de saúde, assim como a criação e a frequência de programas públicos para a prática de esportes e academias ao ar livre. Por fim, é preciso repensar a política em relação ao acesso aos planos de saúde, com o custo elevado para os idosos. Entretanto, acredita-se que o simples acesso aos planos de saúde – como exemplo da proposta do projeto Plano de Saúde Acessível, que visa criar novas modalidades, com o intuito de permitir a cobrança de prêmios de seguros menores (Ipea, 2017; Marinho, 2017) – não é uma solução alternativa, na medida em que a maior parte dos serviços demandados pelos idosos não seria coberta por esse tipo de serviço, aprofundando ainda mais as desigualdades e as inequidades em saúde (Ipea, 2017).

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, A. P. S. C. *et al.* Determinantes socioeconômicos do acesso a serviços de saúde em idosos: revisão sistemática. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 51, p. 1-15, maio 2017.
- ALVES, L. F. *et al.* Impactos do estado de saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil e em Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 10., 2002, Diamantina, Minas Gerais. **Anais...** Diamantina: Cedeplar, 2002.
- ANDRADE, M. V. **A saúde na PNAD**. Belo Horizonte: Cedeplar/UFMG, 2002.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R.; SANTOS, D. **Incidência e natureza da pobreza entre idosos no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 1999.
- BEHRMAN, J. R.; DEOLALIKAR, A. B. Health and nutrition. In: **Handbook of Development Economics**. Amsterdam: Elsevier, 1988. v. 1, p. 631-711.
- BORA, J. K.; SAIKIA, N. Gender differentials in self-rated health and self-reported disability among adults in India. **PloS One**, v. 10, n. 11, 2015.

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

CAWLEY, J.; RUHM, C. **The economics of risky health behaviors**. Cambridge, MA: NBER, 2011. (Working Paper, n. 17081).

COSTA, M. F. L. *et al.* Desigualdade social e saúde entre idosos brasileiros: um estudo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 19, n. 3, p. 745-7570, 2003.

DACHS, J. N. W.; ROCHA DOS SANTOS, A. P. Autoavaliação do estado de saúde no Brasil: análise dos dados da PNAD/2003. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 11, n. 4, p. 887-894, 2006.

FRANKENBERG, E.; HO, J. Y.; THOMAS, D. Biological health risks and economic development. Cambridge, MA: NBER, 2015. (Working Paper, n. 21277).

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. São Paulo: Macmillan, 2000.

GROSSMAN, M. **The demand for health**: a theoretical and empirical investigation. Cambridge, MA: NBER, 1972. (Working Paper, n. 17081).

_____. **The human capital model**. Cambridge, MA: NBER, 2000, p. 347-408. (Working Paper, n. 7078).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional de Saúde 2013**: percepção do estado de saúde, estilos de vida e doenças crônicas – Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.

_____. **Projeção da população 2018**. Rio de Janeiro: IBGE, 2018.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Políticas Sociais**: acompanhamento e análise, Brasília, n. 25, 2017.

MALTA, D. C. *et al.* Doenças crônicas não transmissíveis e a utilização de serviços de saúde: análise da Pesquisa Nacional de Saúde no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 51, 2017.

MARINHO, A. A crise no mercado de planos de saúde: devemos apostar nos planos de saúde ou no SUS? **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 49, p. 55-84, 2017.

NEVES, R. V.; CAVENAGHI, S. M. Fatores associados à posse de plano de saúde privado entre os idosos na região Sudeste. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 20., 2016, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Abep, 2016, p. 1-26.

NUNES, A. O envelhecimento populacional e as despesas do Sistema Único de Saúde. *In*: CAMARANO, A. A. (Org). **Os novos idosos brasileiros**: muito além dos 60? Rio de Janeiro: Ipea, , 2004. p. 427-450.

PAVÃO, A. L.; WERNECK, G. L.; CAMPOS M. R. Autoavaliação do estado de saúde e a associação com fatores sociodemográficos, hábitos de vida e morbidade na população: um inquérito nacional. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, n. 4, p. 723-34, 2013.

READ, J. G.; GORMAN, B. K. Gender and health revisited. *In*: PESCOSOLIDO, B. A. *et al.* (Eds.). **Handbook of the sociology of health, illness, and healing**. New York: Springer, , 2011. p. 411-429.

REIS, C. S.; NORONHA, K. V. M. S.; WAJNMAN, S. Envelhecimento populacional e gastos com internação do SUS: uma análise realizada para o Brasil entre 2000 e 2010. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 28., 2016, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Abep, 2016.

SEGOVIA, J.; BARTLETT, R. F.; EDWARDS, A. C. The association between self-assessed health status and individual health practices. **Canadian Journal of Public Health**, v. 80, n. 1, p. 32-37, 1989.

SILVA, C.; SANTOS, A. M. A.; BALBINOTTO NETO, G. Função de produção de saúde para o Rio Grande do Sul em 2008. **Jornal Brasileiro de Economia da Saúde**, v. 8, n. 2, p. 38-47, 2016.

SOUZA JÚNIOR, P. R. B. *et al.* Desenho da amostra da Pesquisa Nacional de Saúde 2013. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 24, n. 2, p. 207-216, 2015.

SZWARCWALD, C. L. *et al.* National Health Survey in Brazil: design and methodology of application. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 19, n. 2, p. 333-342, 2014.

VIEIRA JUNIOR, W. M.; MARTINS, M. Idosos e planos de saúde no Brasil: análise das reclamações recebidas pela Agência Nacional de Saúde Suplementar. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 20, n. 12, p. 3817-3826, 2015.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: MIT press, 2010.

Data de submissão: 14/1/2018

Primeira decisão editorial em: 23/7/2018

Última versão recebida em: 15/8/2018

Aprovação final em: 27/8/2018

DIREITO HUMANO À ÁGUA E ACESSIBILIDADE ECONÔMICA: USO DA TARIFA SOCIAL PELOS REGULADORES DO SANEAMENTO NO BRASIL¹

Renan Pereira Almeida²

Matheus Valle de Carvalho e Oliveira³

O reconhecimento pela Assembleia Geral das Nações Unidas (AGNU) dos direitos humanos à água e ao esgotamento sanitário (DHAÉ) é um marco na história da sistematização desses direitos. O regime de direitos humanos impõe obrigações aos Estados, os quais devem promover sua realização na medida de suas capacidades. Considerando-se a regulação como atividade do poder público, aquele regime vincula também os reguladores, os quais, de acordo com suas atribuições na legislação brasileira por meio da Lei nº 11.445/2007, têm atuação determinante na efetivação desse direito, notadamente com relação a aspectos financeiros. Para discutir êxitos e impasses da regulação, utiliza-se neste trabalho o DHAÉ como chave de análise da ação dos reguladores brasileiros quanto ao acesso a serviços pelas populações carentes. Atentando-se notadamente para a questão da acessibilidade econômica, este trabalho aponta para tensões e convergências entre as normas regulatórias e aqueles direitos.

Palavras-chave: regulação do saneamento; direito humano à água e ao esgoto; acessibilidade econômica; tarifa social.

HUMAN RIGHTS TO WATER SERVICES AND AFFORDABILITY: THE USE OF SOCIAL TARIFF BY WATER AND SANITATION REGULATORS IN BRAZIL

The acknowledgement by the United Nations of the Human Rights to Water and Sanitation, HRtWS, is an important mark in the history of those rights. The human rights regime imposes obligations to States, which must promote the achievement of these rights accordingly to their available resources. Considering that regulation is a State activity, those obligations apply also to regulatory actors. The Brazilian 2007 Water and Sanitation Act establishes to regulators a whole set of activities that are crucial to the realization of the HRtWS, especially regarding economic and financial aspects. This paper mobilizes the human rights framework in order to analyze water and sanitation regulation in Brazil focusing the issue of affordability. It points out elements of adherence and conflicts between regulatory ruling and the HRtWS.

Keywords: sanitation regulation; human rights to water and sanitation; affordability; social tariffs.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp54art09>

2. Doutor em economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Professor adjunto do Departamento de Ciências Econômicas e Programa em Planejamento, Desenvolvimento e Território (PGDPLAT) da Universidade Federal de São João del-Rei (UFSJ). E-mail: <renanp.almeida@gmail.com>.

3. Pós-doutorando em políticas públicas e direitos humanos em saneamento e saúde pela Fundação Oswaldo Cruz Instituto René Rachou. Doutor em geografia pela Universidade Paris 3 (diploma reconhecido pelo IGC/UFMG), mestre em sociologia pela mesma universidade (diploma reconhecido pela Fafich/UFMG). E-mail: <matheusvalle@hotmail.com>.

DIRECHO HUMANO AL AGUA Y ASEQUIBILIDAD ECONÓMICA: USO DE LA TARIFA SOCIAL POR REGULADORES DEL BRASIL

El reconocimiento por las Naciones Unidas de los Derechos Humanos al Agua y al Saneamiento, DHAS, es un marco en la historia de esos derechos. El régimen de los derechos humanos impone un conjunto de obligaciones a los Estados, los mismos que deben promocionar su realización a lo máximo de sus capacidades disponibles. Entendiendo que la regulación de los servicios es una tarea del Estado, aquel régimen se aplica también a los reguladores. En el caso de Brasil, la Ley 11.445 del 2007 sobre los servicios de agua y saneamiento crea los reguladores y les atribuye importantes tareas para la implementación de aquellos derechos, principalmente en temas económicos y financieros. En este trabajo, el cuadro general de los derechos humanos es utilizado para evaluar la acción de los reguladores respecto a la accesibilidad económica de las familias pobres, mostrando aspectos de tensión y de convergencia entre las normas de regulación y de derechos humanos.

Palabras claves: regulación del saneamiento; derechos humanos al agua y al saneamiento; asequibilidad; tarifa social.

DROIT HUMAIN A L'EAU ET L'ACCESSIBILITE ECONOMIQUE: L'USAGE DES TARIFFS SOCIALES PAR LES REGULATEURS BRESILIENS

La reconnaissance par l'Assemblée Générale des Nations Unies des droits de l'homme à l'eau et à l'assainissement, DHEA, est emblématique dans le processus de construction de ses droits. Le régime des droits de l'homme impose aux Etats l'obligation d'employer au maximum de leurs capacités dans la réalisation de ses droits. Si l'on considère la régulation comme une activité d'Etat, le régime et les obligations qui en découlent sont aussi applicables aux régulateurs. Au Brésil, la Loi 11.445/07 crée la figure des régulateurs des services d'eau et d'assainissement et leur accorde d'importantes compétences pour la réalisation des DHEA, notamment en matière économique et financière. Afin de discuter les progrès et les déficits de la régulation brésilienne, cet article mobilise les éléments des DHEA comme clé d'analyse de l'action des régulateurs par rapport à l'accessibilité économique des familles les plus démunies, mettant en évidence des éléments de convergence et de conflit.

Mots-clés: régulation d'assainissement; droits de l'homme à l'eau et à l'assainissement; abordabilité, tarif social.

JEL: I18; K2; L43.

1 INTRODUÇÃO

A Assembleia Geral das Nações Unidas (AGNU) aprovou a partir de 2010 algumas resoluções que reconhecem explicitamente o direito humano à água e ao esgotamento (DHAE). O fundamento dos direitos humanos seria a dignidade da pessoa humana, atributo de todos e de cada um, que antecederia às normas jurídicas de um país: a mera condição de ser humano bastaria para sua fruição (Comparato, 1997). Ao longo do tempo e em função do contexto sociocultural, a percepção sobre o conteúdo de tais direitos variou e evoluiu. Uma classificação já consagrada aponta para distintas gerações de direitos (Marshall, 1950). No início,

haveria direitos ditos de primeira geração, de liberdade, isto é, civis e políticos. Em seguida, há uma expansão dos direitos, incluindo aqueles de segunda geração, de igualdade, ou seja, econômicos, sociais e culturais. Uma terceira geração de direitos equivaleria àqueles chamados difusos, como são a proteção ao meio ambiente, do patrimônio histórico, etc.

O Comitê de Direitos Econômicos, Sociais e Culturais da Organização das Nações Unidas (ONU) aprovou a Observação Geral nº 15, de 2002. Isso se deu em função da sua competência de acompanhar a implementação dos direitos de igualdade, e, para tanto, avançar no detalhamento do sentido e do alcance destes. Nessa observação geral, a ONU aprofunda em alguns dos elementos do direito humano à água. Este seria determinante para a fruição de outros direitos, tais como saúde, habitação, alimentação. Os princípios aplicáveis aos DHAE são equivalentes aos de outros direitos humanos: não discriminação e indivisibilidade; acesso à informação e transparência; participação; prestação de contas (*accountability*); e sustentabilidade. Já os conteúdos específicos dos DHAE são: disponibilidade; acessibilidade física; qualidade e segurança; acessibilidade econômica; e aceitabilidade, dignidade e privacidade (Albuquerque, 2014):

- disponibilidade: refere-se ao abastecimento contínuo e em quantidade suficiente de água para a satisfação de necessidades básicas, que pode variar em função de clima, condições de saúde, tipo de trabalho, entre outras condicionantes;
- qualidade: embora não mencione expressamente a potabilidade, fala-se em salubridade e na ausência de micro-organismos ou substâncias químicas nocivas, além de dever a água servida apresentar cor, odor e sabor aceitáveis;
- acessibilidade: desdobra-se nos âmbitos físico e econômico, remetendo o último à capacidade de pagamento pelos serviços e aquele a instalações e serviços ao alcance físico de todos os setores da população; e
- não discriminação e transparência: ainda no aspecto da acessibilidade, indicam a atenção para as populações vulneráveis e marginalizadas e para a questão do acesso e uso de informações sobre questões relacionadas à água.

Dessa maneira, ter acesso contínuo à água em quantidade e qualidade adequadas, pagando por ela um preço compatível com a condição socioeconômica de cada um, recebendo informações úteis sobre o serviço, e ter acesso a instalações para coletar, transportar e tratar excretas humanas e águas residuais seriam as dimensões de um direito tido como requisito para o gozo de outros. A declaração desse direito, além de fortalecer a pauta das demandas da sociedade civil e abrir-lhe possibilidades de ação política (Sultana e Loftus, 2015), impõe obrigações aos Estados-membros de respeitar, proteger e cumprir (OHCR, 2017).

Notem-se dois fatores relevantes com relação ao direito humano à água e ao esgoto: *i*) como o direito de uma parte reflete-se na obrigação de outra, cabe aos poderes públicos realizá-lo – o Estado seria o polo passivo da relação, já que o direito emana da sociedade; e *ii*) entretanto, enquanto direitos de igualdade, realizam-se progressivamente, dado o grande desafio da inclusão social. Haveria indício de violação se se constatasse inércia ou inação do Estado na ampliação do acesso aos serviços. Não se pode exigir, contudo, que o Estado efetive instantaneamente esse direito, diante das óbvias dificuldades técnicas e financeiras. Trata-se, portanto, de que os Estados se abstenham de qualquer ação que implique retrocesso e que se empenhem em promover tais direitos.

Tendo em vista o papel da regulação no que diz respeito aos aspectos financeiros de qualquer setor regulado (considerando-se, no caso do saneamento, as atribuições previstas na Lei nº 11.445/2007, como a de estabelecer a política tarifária), parte-se da hipótese de que sua atuação será decisiva na efetivação desse direito. Mais amplamente, a regulação também significa estabelecimento de diretrizes legais pelo Estado. Em outras tradições jurídicas, notadamente nos países que descendem culturalmente do mundo anglo-saxão, qualquer tipo de intervenção do poder público em atividades classificadas próprias do setor privado é considerado regulação. Nesse caso, trata-se de exercício do poder discricionário que lhe permite estabelecer normas e condições especiais para a oferta de bens e serviços.

Devido à grande polissemia do termo, adota-se neste trabalho uma definição distinta de regulação. Após a intensificação dos processos de delegação de serviços públicos para a iniciativa privada a partir dos anos 1990, a regulação vai sendo introduzida com o objetivo de manter atividades de caráter público sob algum controle do Estado, não somente pelo estabelecimento de tarifas dos serviços, mas também para garantir a prestação adequada desses serviços, pela definição das condições técnicas da prestação dos serviços (Melo e Galvão Júnior, 2013). Regular equivaleria, assim, a definir regras específicas de caráter econômico e operacional para os prestadores de serviços de modo a induzir eficiência e perseguir metas de universalização.

Nesse sentido, integra o rol de competências do regulador dos serviços a função de estabelecer o regime de cobrança pelos serviços, valendo-se de tarifas diferenciadas por categoria de usuários (residencial, industrial, comercial, serviços, público ou outro); natureza jurídica (público, privado, sem fins lucrativos); e níveis de prestação dos serviços (água tratada ou bruta, coleta ou tratamento de esgoto, entre outros) (Peixoto, 2014). Tendo em vista os princípios que balizam a regulação econômica, isto é, o equilíbrio econômico-financeiro do prestador e a modicidade tarifária, a atuação do regulador relaciona-se diretamente com a capacidade de pagamento dos usuários. Para analisar a questão, após a lei do marco regulatório do setor no Brasil completar dez anos, utiliza-se neste trabalho o direito humano à água e ao esgoto como marco para a análise e avaliação da regulação sobre o acesso aos serviços pelas populações carentes.

Avalia-se de que maneira as instituições reguladoras brasileiras têm incorporado nas normativas por eles criadas a acessibilidade econômica como um dos conteúdos dos DHA-E. Ainda que a abordagem dos direitos humanos suponha a integralidade, o interesse deste trabalho é focar a discussão nas tarifas sociais, forma mais comum de tratamento regulatório para a questão da capacidade de pagamento. Se o acesso (medido pela capacidade de pagamento) dos usuários que têm direito à tarifa social estiver garantido, então, provavelmente, o acesso dos demais usuários também estará garantido. A partir de qualquer lógica progressista, a tarifa social se justifica por focalizar os usuários mais pobres em termos de renda.⁴ Tendo em vista as diferenças de critérios adotados pelos reguladores, entende-se como oportuna uma discussão de natureza exploratória sobre a tarifa social.

Diante desse panorama, este artigo é estruturado da seguinte forma. Além desta introdução, há quatro seções. A próxima seção traz discussões à luz da literatura sobre as políticas públicas relacionadas à universalização do saneamento básico, à regulação e à acessibilidade econômica. A seção 3 detalha os objetivos gerais e específicos e apresenta a metodologia utilizada para a análise comparativa das normas regulatórias das instituições selecionadas, além de justificar essa escolha. A seção 4 apresenta os resultados, focando nos critérios de elegibilidade, nas hipóteses para suspensão do benefício, nos níveis de desconto da tarifa social e na possibilidade de “corte” dos serviços. Por fim, tecem-se conclusões finais.

2 DISCUSSÕES À LUZ DA LITERATURA: FOCALIZAÇÃO, REGULAÇÃO E ACESSIBILIDADE ECONÔMICA

2.1 Focalizar para universalizar

Considerando o objetivo declarado das tarifas sociais, este estudo dialoga com os conceitos de universalização e focalização, bastante usados nas discussões contemporâneas sobre a ação do Estado junto à sociedade, na medida em que se busca entender o resultado das atividades regulatórias sobre populações carentes. Evita-se aqui a abordagem da água como mercadoria, que prioriza questões de aumento da eficiência, sob o argumento de que essa limitaria o gozo de direitos apenas àqueles com condições de pagar pelos serviços, excluindo os demais (Berg e Mugisha, 2010). A tarifa social seria, nesse sentido, instrumento para que famílias de baixa renda possam gozar de um direito humano.

4. Vale notar que a própria definição de pobreza tem evoluído na literatura recente sobre o tema. Nesse sentido, o conceito de pobreza multidimensional extrapola a questão da pobreza para além de medidas exclusivamente monetárias, abrangendo uma miríade de variáveis importantes para a vida humana. Como os aspectos multidimensionais da pobreza ainda passam ao largo das principais normativas brasileiras sobre o tema, este artigo trata apenas da dimensão de renda familiar ao usar os termos “pobres” ou “pobreza”.

Kerstenetzky (2006) parte de uma discussão de cunho teórico sobre justiça de mercado e justiça distributiva, cuja utilização distinguiria perspectivas distintas de ação pública. Em uma perspectiva mercadológica radical, por exemplo, as políticas sociais seriam necessariamente residuais, pois o mercado seria o promotor por excelência da mais eficiente alocação de recursos. Nessa ótica, o regulador teria a única função de corrigir falhas de mercado. Ao contrário, uma lógica estatista e centralizadora imporia ações universalizantes. Em sua opinião, importa, sobretudo, identificar os princípios de justiça social que a política pública pretende implementar. Assim, as noções de universalização ou focalização passariam a constituir-se apenas como olhares alternativos, às vezes complementares, para implementá-la.

Vilas-Bôas (2011) combina os conceitos, falando de universalismo focalizado e focalização universalizante na prática das políticas sociais brasileiras, demonstrando a possibilidade de que essas perspectivas se complementem em vez de necessariamente se oporem, no mesmo sentido de Kerstenetzky (2006). Entretanto, aponta fragilidades nessa combinação pelo baixo alcance das políticas de cunho universal, em termos de resultado e cobertura. Isso incidiria negativamente sobre as ações mais focalizadas, inegavelmente importantes no alívio imediato da pobreza, mas incapazes de seguir adiante na redução da desigualdade no longo prazo, por carecerem do aparato que as tornaria capazes de garantir direitos. Cabe aqui mencionar o modelo da Agência Municipal de Regulação dos Serviços Públicos Delegados de Cachoeiro de Itapemirim (Agersa), que inclui nos critérios da tarifa social a comprovação de que as crianças da família frequentam a escola. Este tipo de contrapartida também é observado no caso do Programa Bolsa Família (PBF), que tem exigências tanto escolares quanto de saúde da família.

Para além do debate conceitual, a utilização dessas noções no tema da pesquisa enriquece a análise proposta. Na lógica dos DHAE, cidadãos que ainda não contam com serviços e usuários carentes mereceriam uma atenção diferenciada. Afinal, as famílias mais pobres estariam presas a uma situação da qual teriam grande dificuldade de escapar sozinhas, pois sobre elas incidiriam concomitantemente diferentes formas de exclusão: social, econômica, espacial, laboral, simbólica, entre outras (Xiberras, 1994). Trata-se de uma causação circular cumulativa, tal qual discutida por Myrdal a respeito da situação das regiões subdesenvolvidas (Myrdal, 1968). Ainda que focando nesta população, o uso de estratégias combinadas – universalizantes? – poderia ser o caminho para a superação de seus problemas e importa verificar se teriam sido de fato utilizadas e em que medida. No caso de Cachoeiro de Itapemirim, por tratar-se de regulação municipal, seria possível associar políticas sociais distintas: tarifa social por meio da Agersa condicionada ao cumprimento de requisito ligado à educação.

Por sua vez, a manutenção de padrões de exclusão socioespacial evidenciada na falta de serviços de saneamento constituiria obstáculo à realização plena de outros direitos. Nesse sentido, uma eventual violação do direito humano à água

e ao esgoto em sua dimensão da acessibilidade econômica poderia ser vista como um “termômetro” (ou *proxy*) de outras violações. O município de Natal parece tentar levar esse fator em conta, instituindo como critério da tarifa social a localização da moradia. Este tipo de critério pode, inclusive, ser uma solução técnica para a alegada dificuldade de cruzamento de dados dos prestadores com os dados do Cadastro Único do Governo Federal (CadÚnico) – uma vez que o prestador, graças à atividade dos leituristas, necessariamente possui quase a totalidade dos endereços dos usuários. Dado que há uma fortíssima correlação entre renda e localização residencial (Abramo, 2007; Almeida, Monte-Mór e Amaral, 2017; Feler e Henderson, 2011), variações locais para a tarifa social podem ser uma política que aumente o alcance do benefício e simplifique as regras.

Como aponta o trabalho de Feler e Henderson (2011), usando uma grande amostra de localidades no Brasil, a privação na oferta de água foi uma estratégia para evitar a formação de bairros pobres de imigrantes durante a ditadura militar (1964-1985). Os resultados econométricos indicam que até hoje, a redução da oferta de água diminui a taxa de crescimento da localidade, especialmente de domicílios de baixo nível educacional. Nesse sentido, é inegável a correlação entre espacialidade, exclusão dos serviços de água e exclusão de outros tipos de direitos (como educação, e possivelmente, cultura e transporte).

Em suma, as noções de focalização e universalização perpassam todo o problema do papel e dos instrumentos do Estado na busca da efetivação de direitos humanos tidos como universais. Nesse sentido, são úteis para se avaliar o efeito da regulação sob o ponto de vista focalizado do direito humano à água e ao esgoto, pois servem para verificar a eficácia de ações focadas em um determinado público selecionado em função de critérios que o delimitam.

Desse modo, subsídios focalizados, como é o caso das tarifas sociais, dirigem-se a um público definido por critérios geográficos, em função de uma determinada categoria de usuários ou de critérios administrativos, por exemplo ingressos menores (Lentini e Ferro, 2014). A maior vantagem da focalização residiria no potencial de redução do custo total do subsídio ou na concentração de mais recursos financeiros em menos destinatários. Entretanto, para uma análise mais aprofundada dessa problemática, faltam ainda pesquisas de caráter mais empírico, para se avaliar a efetividade das políticas tarifárias focalizadas via tarifa social e de seus critérios.

2.2 Regulação e acessibilidade econômica

Pode-se dizer que os mais importantes objetivos das tarifas pagas pelos usuários são sustentabilidade, eficiência e equidade (Lentini e Ferro, 2014). O primeiro deles determina-se principalmente pelo nível das tarifas *vis-à-vis* os níveis de custos e as necessidades de investimentos – o chamado equilíbrio econômico-financeiro celebrado pelo marco regulatório do saneamento brasileiro (Lei Federal nº 11.445/2007).

Por seu turno, a eficiência relaciona-se à relação entre o nível das tarifas e a qualidade do serviço prestado, sendo ambos objetos de intervenção do regulador para cumprir objetivos específicos. A equidade refere-se, sobretudo, à estrutura das tarifas, na medida em que o regulador pode-se valer de instrumentos de focalização, levando-se em conta a capacidade de pagamento, a incidência das faturas no gasto familiar, entre outros fatores. Por serem responsáveis por definir as tarifas, os reguladores têm papel importante com relação a esse aspecto dos DHAE.

Os reguladores podem, na definição do desenho e da estrutura das tarifas, contemplar uma categorização de usuários que permita atender às distintas peculiaridades locais, oferecendo serviços e preços diferenciados e facilitando a aplicação de subsídios cruzados. Os reguladores distinguem as tarifas em função de, no mínimo, quatro tipos de usuários: residencial, comercial, industrial e público. O uso do instrumento da tarifa social supõe, salvo no caso de subsídios diretos como no caso da Agersa, uma política de subsídios cruzados, que podem beneficiar usuários residenciais em detrimento dos demais ou o contrário. Em geral, evita-se sobrecarregar usuários do tipo industrial, que, embora possam pagar faturas maiores, tendem a adotar soluções individuais e deixar a rede quando os custos se tornam excessivos. Ainda assim, em geral, os usuários industriais são os que possuem os maiores preços-tetos para as tarifas aplicadas.

O desafio de como financiar serviços de qualidade para todos, sem discriminação, permanece premente. Para além de uma abordagem estritamente economicista, atenta principalmente à recuperação de custos e à remuneração dos investimentos, os DHAE supõem a compatibilidade entre acessibilidade econômica e sustentabilidade financeira. Para tanto, poderes públicos podem ter de mobilizar recursos externos à tarifa (OHCR, 2015), como no caso de Cachoeiro de Itapemirim, ainda que a eficácia da tarifa social tenha sido questionada. Na ótica dos DHAE, entretanto, os cortes no caso de usuários sem condições de pagar pelos serviços deveriam ser proibidos, o que não ocorre em nenhum dos reguladores analisados. Em outras palavras, se os usuários de baixa renda ou em situação de vulnerabilidade social não estão sendo capazes de pagar nem as faturas geradas com tarifas sociais, não há de se supor que serão capazes de pagar contas mais altas, faturadas como usuários comuns – como vem praticando a Agência Reguladora de Serviços de Abastecimento de Água e de Esgotamento Sanitário do Estado de Minas Gerais (Arsae-MG), por exemplo. O argumento de que o corte ou o faturamento com perda de benefício são incentivos para evitar a inadimplência soa pouco lógico diante da essencialidade da água para a vida humana. Além disso, o corte pode levar a violações dos direitos humanos.

Para se ter um parâmetro distinto, em vários outros países isso não acontece. Franceys (2008b) lembra que essa possibilidade já havia sido excluída na Inglaterra

pela reforma legislativa de 1999, devido à indignação provocada pela elevação das tarifas que se seguiu à privatização dos serviços. Em legislação de 2013, igualmente a França proibiu cortes nessas hipóteses. Caso interessante ocorreu na Colômbia, onde o regulador permitiu, mas, sob o manto dos DHAE, o Judiciário decidir contra a possibilidade de cortes (López-Murcia, 2013). Nesse país, permanece situação incerta, pois as decisões judiciais versam sobre casos específicos e têm, portanto, efeitos limitados às partes do processo.

3 OBJETIVOS E METODOLOGIA

O objetivo geral deste trabalho é buscar evidências sobre a forma como as instituições de regulação de saneamento básico no Brasil estão tratando da questão da acessibilidade econômica aos serviços de água e de esgoto para populações carentes. Especificamente, busca-se:

- examinar de que forma a regulação contribuiu para a efetivação do direito humano à água e ao esgoto, com foco na dimensão da acessibilidade econômica;
- analisar, em uma abordagem exploratória, normas regulatórias referentes à acessibilidade econômica, destacando os critérios para o acesso à tarifa social, sua extensão e as condições para a perda do benefício;
- discutir até que ponto as normas tarifárias de focalização nas populações carentes apresentam tensão ou convergências com a perspectiva do direito humano à água e ao esgotamento sanitário; e
- discutir o potencial da incorporação do direito humano à água e ao esgotamento sanitário nas atividades regulatórias do setor de saneamento no Brasil.

Dada a escassez de pesquisas específicas sobre essa temática, faz-se neste trabalho um estudo exploratório. Após a realização de uma revisão da literatura sobre regulação e direitos humanos à água e ao esgotamento sanitário, foi construída uma referência para uma discussão de itens específicos da atividade regulatória voltada para a questão da acessibilidade econômica aos serviços, que levou à escolha do estudo das chamadas “tarifas sociais”. Isso porque preocupações com relação ao acesso a serviços para as populações carentes são geralmente tratadas pelos tipos distintos de tarifas sociais (Komives e Cowen, 1999). Estas podem ser analisadas na linha das discussões sobre focalização, pois são pensadas para impactar um público-alvo específico (Britto, 2015). Há, entretanto, poucas referências específicas sobre o tema. Diante disso e considerando os limites deste trabalho, optou-se por abordar três questões principais: existência e modalidades de tarifa social; hipóteses de suspensão do benefício; e nível de descontos.

Além das dimensões da análise proposta, a restrição do escopo deste trabalho à tarifa social se justifica pela centralidade do problema da capacidade de pagamento pelos serviços para as populações carentes. Para que se tenha uma visão mais abrangente sobre como os reguladores encaram o tema, foram escolhidas doze agências reguladoras (sendo seis estaduais, três intermunicipais e duas municipais) a partir do universo de agências integrantes da Associação Brasileira de Agências Reguladoras – Abar (Abar, 2015). O critério de seleção, além do modelo institucional, pautou-se pela busca de mostrar a diversidade de linhas de atuação. Em função da maior quantidade de serviços delegados a concessões de empresas estaduais,⁵ a maior parte das agências reguladoras são estaduais, o que nos levou a ponderar isso na seleção da amostra. Ou seja, há mais agências reguladoras estaduais neste estudo, por isso retratar um aspecto observado no universo da Abar. Para o levantamento dos dados, utilizou-se pesquisa documental das deliberações, das resoluções, dos regulamentos e dos pareceres jurídicos dessas agências selecionadas, complementada com entrevistas semiestruturadas junto a representantes das agências por intermédio de questões previamente elaboradas.⁶

Antes, porém, de se passar à discussão dos resultados, cabe listar as agências reguladoras utilizadas neste estudo. A partir de um universo das agências escolhidas em função de seu formato institucional e da diversidade de suas experiências, optou-se pelos seguintes reguladores:

- agências estaduais/Distrito Federal: Agência Reguladora de Águas, Energia e Saneamento do Distrito Federal (Adasa-DF); Agência Reguladora do Estado do Ceará (Arce-CE); Arsae-MG; Agência Reguladora de Saneamento e Energia do estado de São Paulo (Arseps); Agência Goiana de Regulação, Controle e Fiscalização de Serviços Públicos (AGR-GO); Agência Reguladora de Saneamento Básico e Infraestrutura Viária do Espírito Santo (Arsi-ES); e Agência Reguladora de Serviços Públicos Delegados do Paraná (Agepar);
- agências intermunicipais: Ares PCJ; Agência Reguladora Intermunicipal de Saneamento do Estado de Santa Catarina (Aris-SC); e Consórcio Intermunicipal de Saneamento Básico da Zona da Mata de Minas Gerais (Cisab-MG); e

5. Os autores agradecem a um dos pareceristas essa observação.

6. As entrevistas semiestruturadas não foram realizadas com a Adasa, Arseps, AGR, Arsi, Cisab e Agepar. Isso decorreu do fato de que essas agências foram incluídas posteriormente na pesquisa, em uma tentativa de expansão da base de dados. Havia um *tradeoff* entre ter uma base muito restrita de agências e ter tido entrevistas semiestruturadas com as agências incluídas. Optamos pela maior quantidade de observações, visto que as próprias normas disponibilizadas pelas agências traziam as informações fundamentais para este artigo. Trabalhos futuros podem avançar na direção de realizar entrevistas com todas as agências aqui mencionadas.

- agências municipais: Agersa (Cachoeiro do Itapemirim-ES) e Agência Reguladora de Serviços de Saneamento Básico do Município de Natal (Arspan-RN).

A disponibilidade de informações em meio eletrônico também foi um critério de seleção.

Em termos metodológicos, é necessário ainda fazer uma ressalva de caráter histórico-político. Parte significativa das estruturas tarifárias adotadas por agências reguladoras no Brasil foram herdadas de práticas previamente adotadas pelos prestadores de serviços. Em outras palavras, muitas das estruturas tarifárias vigentes ainda hoje foram concebidas pelos prestadores, e as agências reguladoras, criadas muito mais recentemente, acataram essas estruturas, em muitos casos. Por sua vez, também há agências que em poucos anos de existência alteraram a estrutura tarifária herdada. No caso específico de Cachoeiro de Itapemirim-ES, a estrutura tarifária, no que tange à tarifa social, foi estabelecida por lei municipal, portanto, definida fora do âmbito tanto da agência reguladora quanto do prestador de serviços. Essas questões serão detalhadas nas próximas seções.

4 RESULTADOS

O levantamento preliminar das normas regulatórias feito no âmbito deste trabalho mostrou que todos os reguladores adotam esquemas de tarifa subsidiada para parcelas consideradas pobres, isto é, todos eles utilizam algum tipo de tarifa social. Os beneficiários são exclusivamente usuários residenciais, muito embora exista em alguns casos a possibilidade da adoção de subsídios entre categorias para usuários residenciais chamados *populares*, como uma outra categoria além da social, e para comércios pequenos. No caso da Adasa-DE, por exemplo, os usuários residenciais são divididos em três categorias, *rústica*, *popular* e *normal*. A tarifa social (chamada de “tarifa popular”) é a mesma para as categorias *rústica* e *popular*. A única exceção ao subsídio tarifário foi da Agersa, que optou por um modelo de subsídio direto do município. Nesse caso, há que se levar em conta o fato de o regulador ser municipal, o que torna mais próxima a relação com o titular e pode ter tornado, assim, mais viável o subsídio direto. Evidenciou-se uma grande diversidade em termos de critérios para o acesso ao benefício e para os valores dos descontos, como se verá adiante. E ficou clara, por fim, a tensão com os DHAE, que condenam os cortes por inadimplemento nos casos em que o usuário não tem condições de pagar a fatura: todas as agências permitem o corte por não pagamento independentemente do motivo. A seguir, discutem-se os distintos aspectos de maneira mais detida.

4.1 Critérios de elegibilidade e hipóteses de suspensão do benefício

Há vários modelos distintos com relação aos critérios de elegibilidade para o benefício da tarifa social, sintetizados no quadro 1. Em muitos casos, no Brasil e em outros países, associam-se aspectos da moradia às condições de pagamento do usuário (tamanho do imóvel construído ou do lote, localização, tipo de construção, materiais, etc.). Em outros, adota-se um teto como critério de consumo (nível máximo consumido no mês). Ademais, a maioria adota algum critério de natureza socioeconômica (níveis estimados de renda, propriedade de algum bem, etc.). Às vezes, utiliza-se uma combinação desses critérios. Ver o resultado no quadro 1.

QUADRO 1

Critérios para acesso ao benefício da tarifa social

Reguladores	Moradia	Socioeconômico	Consumo de água
Arsban-Natal	x	x	x
Agersa-ES		x	x
Ares PCJ		x	
Aris-SC		x	
Arce-CE	x		x
Arsae-MG		x	
Adasa-DF	x		
Arsesp	x	x	
AGR-GO	x	x	x
Arsi_ES		x	
Agepar-PR	x	x	x
Cisab-MG	x		

Fonte: Informações institucionais.
Elaboração dos autores.

Como expõe o quadro 1, a maioria das agências reguladores utiliza critérios socioeconômicos para conceder a tarifa social. Apenas três (Arce, Adasa e Cisab) não possuem esse tipo de critério. Cabe notar que nesse critério, há outras condicionantes, que variam entre essas instituições. A Arsae, por exemplo, combina inscrição no CadÚnico com renda *per capita* inferior a meio salário mínimo (SM). No caso da Agersa, dois outros critérios aparecem: inexistência de telefone fixo e comprovação de que as crianças da residência frequentam a escola. No caso da Arsi, não há um limite de renda específico, mas uma correlação com baixos patamares de renda familiar, o que é captado por meio do acesso a outros programas governamentais: PBF, do governo federal; Programa Bolsa Capixaba, do governo estadual; Programa de Benefício de Prestação Continuada da Assistência Social (BPC); Programa Minha Casa Minha Vida (faixa I) e entidades – recursos do Fundo de Desenvolvimento Social (FDS), operados pela Caixa Econômica Federal a partir de aportes do Orçamento Geral da União (OGU). No caso da Arsesp, os

critérios socioeconômicos incluem renda mensal de até 3 SMs, ou desempregados cujo o último salário tenha sido no máximo 3 SMs.

Cinco reguladores não adotam critérios relacionados à habitação. Os dois reguladores da região Nordeste adotam. A Arce aplica o benefício para construções chamadas básicas, que incluem material da construção (taipa ou madeira), tipo de piso (terra batida), inexistência de jardim ou horta e área máxima coberta de 50 m². A Arsban adota sistemática diferente: entre cinco requisitos postos, tem direito à tarifa social o usuário que cumprir três deles. Caso cumpra dois, paga uma tarifa um pouco menos subsidiada, mas ainda mais barata do que a tarifa residencial comum, chamada tarifa popular. Esse regulador adota como critérios relacionados à moradia, além da área de 50 m², a localização do imóvel em área de baixa renda, a inexistência de caixa d'água e a ocorrência de um único ponto com torneira. No caso da Arsesp, ser morador de cortiços ou assemelhados já é condição suficiente para ser beneficiado pela tarifa social. Caso a moradia seja classificada como “sub-normal” (de madeira ou alvenaria, ou rústica), ela deverá ter área útil construída de até 60 m², além de o usuário ter de atender o critério de renda (3 SMs) e ser consumidor de energia elétrica monofásica com consumo até 170 KW/mês. A AGR também faz esse tipo de cruzamento de critérios, nos quais o usuário deve atender, além do critério de moradia (imóvel definido como popular e até 60 m²), outras condicionantes: ser beneficiário de algum programa social, receber até 2 SMs, não possuir fonte alternativa de água e apresentar consumo até 20 m² por mês.

Diante dessas evidências, entende-se que há complexidades normativas para o acesso ao benefício – as condicionantes de acesso ao benefício frequentemente não são do tipo “ou”, mas do tipo “e”, o que afunila o universo dos que podem ser beneficiados, além de dificultar aos usuários conseguir reunir todas essas comprovações.

Nos casos da Arsban, Agersa, Ares PCJ, Aris e Arsae-MG, utiliza-se sempre o CadÚnico ou a renda *per capita* como referência. Vale notar que o uso do CadÚnico traz uma dificuldade adicional, uma vez que os bancos de dados comerciais dos prestadores dos serviços podem não conter os cadastros de pessoas físicas (CPFs) de todos os usuários, o que inviabiliza o cruzamento automático dos usuários sociais. Além disso, os microdados do CadÚnico não são abertos, de modo que se deve fazer um convênio para que se tenha acesso a eles. Dessa forma, nos municípios onde o critério é baseado no CadÚnico, uma parte significativa dos usuários que tem direito à tarifa social não consegue acessar ao benefício em função do tipo de regra criada e do cadastro dos prestadores. Como exemplo, no caso de Juiz de Fora-MG, regulado pela Arsae, identificou-se que 31.829 famílias têm direito ao benefício. Já reconhecendo de antemão a dificuldade do cadastro diante da regra criada, a Arsae definiu na Revisão Tarifária de 2016 uma meta de cadastro de 22.740 famílias. Contudo, até 2017, apenas 3.328 famílias conseguiam acessar aos descontos nas faturas, o que representa cerca de 10% do total.⁷

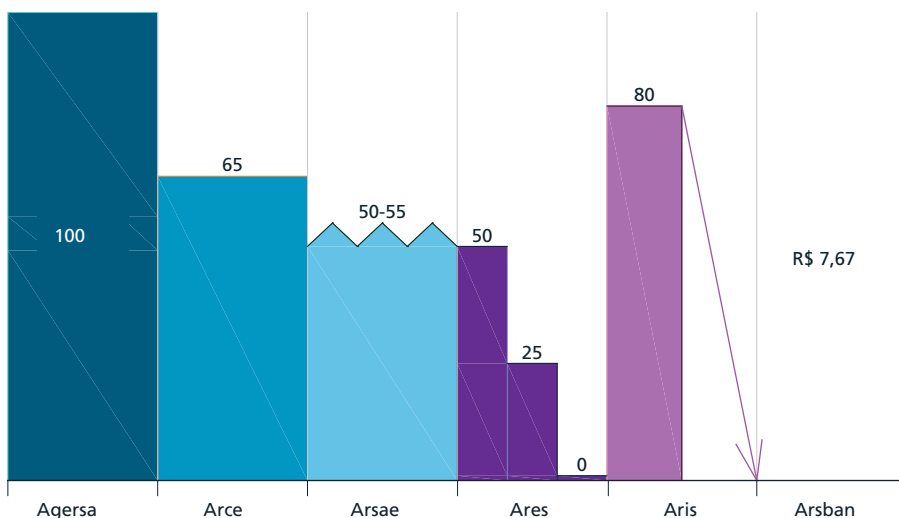
7. Disponível em: <<https://bit.ly/3eVLcNk>>. Acesso em: 24 abr. 2018.

Quanto ao critério de consumo, Agepar, Arsban, Agersa e Arce adotam o volume de 10 m³ como limite máximo mensal sem que se perca o benefício. A AGR define o volume de 20 m³/mês. Especificamente sobre a questão do volume consumido de água, vale notar que o teto frequentemente utilizado de 10 m³ pode representar um risco adicional para famílias em situação de vulnerabilidade social que possuem muitos moradores no mesmo domicílio.⁸ Nesse sentido, o teto estabelecido pela AGR se apresenta como mais razoável. Com relação à perda do benefício, todos os reguladores listaram o nível de consumo como a causa mais importante, além da situação em que o usuário deixa de cumprir os requisitos básicos. No caso da Arsae, a perda do benefício acontece quando o usuário tiver duas faturas atrasadas – sendo que na fatura seguinte, a terceira, ele já será faturado como usuário residencial comum. Esta regra claramente penaliza o usuário de baixa renda que, caso não consiga pagar as faturas com desconto, perde o desconto e se torna um inadimplente normal.

4.2 Níveis de desconto e possibilidade de corte

Os níveis de desconto na fatura são bastante variáveis, como mostra o gráfico 1, para alguns prestadores selecionados.

GRÁFICO 1
Níveis de desconto para usuários de tarifas sociais (2017)
(Em %)



Fonte: Informações institucionais.
Elaboração dos autores.
Obs.: Percentuais de descontos.

8. A definição de volume mínimo varia entre regiões, inclusive por motivos climáticos. Em função disso, a Organização Mundial de Saúde (OMS) definiu como o volume de 100l/dia/pessoa como o volume mínimo mais alto.

Entre as agências reguladoras mostradas no gráfico 1, apenas a Agersa aplica descontos totais para as famílias consideradas de baixa renda, com base em programa instituído por decreto da secretaria de assistência social do município. Segundo essa agência reguladora, foi realizada uma pesquisa que concluiu que 3% da população era de baixa renda, equivalente a aproximadamente 1.500 famílias. A partir de então, estabeleceu-se esse número como teto dos beneficiários potenciais. Avaliação do regulador levou a uma revisão do critério, que será definido em lei municipal.

Aplica-se às vezes algum tipo de regressividade no desconto, isto é, ele diminui à medida que aumenta o consumo. Assim era, por exemplo, na Arsae até 2016. Entretanto, por ocasião da revisão tarifária da Companhia de Saneamento de Minas Gerais (Copasa) em 2017, quando se estabeleceu indicador de capacidade de pagamento, passou-se a um desconto de 50% não regressivo. Vale notar também que, para o caso da Arsae, o nível de desconto variava entre os prestadores regulados (Copasa, Serviços de Saneamento Integrado do Norte e Nordeste de Minas Gerais S/A – Copanor, Companhia de Saneamento Municipal – Cesama, Serviço Autônomo de Água e Esgoto de Passos – Saae/Passos e Serviço Autônomo de Água e Esgoto de Itabira – Saae/Itabira) até recentemente. Os níveis de descontos para tarifas sociais de prestadores distintos foram equalizados a partir de 2017. Na Arce, os descontos chegam a 65%. Apenas a Arsban utiliza montante fixo em real como métrica do desconto, valor que é reajustado periodicamente.

Todas as agências (as doze selecionadas neste trabalho) autorizam o corte de ligação de água por inadimplência, independentemente de se tratar de usuário residencial social, ainda que esta seja causada por dificuldades financeiras. Cabe uma menção à Agersa, pois, considerando-se que o desconto da tarifa social é de 100%, neste caso, está excluída a possibilidade de que o usuário considerado de baixa renda tenha seu serviço cortado por falta de pagamento. Alguns dos reguladores proíbem cortes para entidades que prestam serviço essencial (hospital, creche, asilo, prisão, etc.) e todos eles estabelecem procedimento que limita as situações de corte dos serviços, como a necessidade de se avisar o usuário, a proibição de que o corte seja feito na véspera de fim de semana ou feriado, entre outras. A Arsae mostrou uma regra mais radical, pois, além de o beneficiário da tarifa social perder o incentivo depois de duas faturas em aberto, suas normas permitem que o prestador corte o serviço após sessenta dias de não pagamento de uma fatura.

5 CONCLUSÕES

Desde seu advento, há pouco mais de dez anos no Brasil, a regulação do saneamento tem como um de seus objetivos promover a universalização dos serviços públicos de abastecimento de água e de esgotamento sanitário, isto é, contribuir para a ampliação do acesso a eles. Por um lado, vale notar que passados mais de dez anos da

aprovação da Lei Federal nº 11.445/2007, grande parte dos municípios brasileiros continuam sem qualquer tipo de instituição reguladora dos serviços de saneamento. Por outro lado, existe certo consenso nos meios acadêmicos e técnicos sobre a importância de regulação naqueles setores que, como o saneamento, se caracterizam pelo monopólio natural, isto é, aqueles em que altos custos fixos, barreiras técnicas e de infraestrutura impedem que haja concorrência, colocando-se o prestador em uma posição de proeminência em detrimento de usuários e poderes concedentes (Queiroz, 2016). A justificativa, nestes termos, seria estritamente econômica.

Há, entretanto, outros fundamentos possíveis para a regulação. Ademais, a própria legislação parece apontar para eles, quando coloca objetivos de caráter social. Ora, o saneamento ainda é precário em termos quantitativos e qualitativos, notadamente para as famílias mais desfavorecidas. Estima-se que na América Latina, 70% das pessoas sem acesso à água e 85% das que não têm acesso a esgoto correspondem aos 40% mais pobres da população (BID, 2007). Nesse sentido, a abordagem dos direitos humanos pode servir para fortalecer a posição do regulador, para além de seu papel de incentivador da eficiência. A regulação pode se tornar instrumento de promoção da inclusão social, contribuindo, dentro de suas atribuições, para remediar a situação de vulnerabilidade sanitária e ambiental em que vive parte significativa de nossa população. Por sua vez, como mostra a análise das regras regulatórias das agências selecionadas neste trabalho, a regulação também pode atuar de maneira conservadora em várias normativas.

Realizar os direitos humanos à água e ao esgoto, universalizando esses serviços, deveria ser, portanto, prioridade da sociedade brasileira, para a qual a regulação também deveria colaborar, no marco de suas competências. Nesse sentido, a abordagem dos direitos humanos parece ter lugar nas discussões sobre acesso aos serviços, merecendo maior atenção dos atores do setor. Neste trabalho, buscou-se analisar apenas um aspecto limitado dos DHAE, isto é, a questão da acessibilidade econômica, por intermédio de um exame exploratório das regras regulatórias sobre a tarifa social. Nota-se, de forma geral, alguma preocupação com a temática, pois todos os reguladores analisados usam o instrumento. Haveria, assim, alguma convergência com os DHAE. Variam, contudo, os critérios, as condições, os formatos e os descontos.

Como foi apontado, há uma complexidade normativa considerável, com vários pré-requisitos para os usuários acessarem o benefício, os quais mudam bastante nos distintos casos. Além disso, também se nota o baixo alcance da tarifa social em função da maneira como a regra foi elaborada por alguns reguladores, ao vincularem o benefício ao CadÚnico. Ainda que o atrelamento a esse banco de dados seja um passo importante, essa opção pressupõe, para que seja bem-sucedida, que os bancos de dados comerciais dos prestadores estejam sempre atualizados e que

as demais políticas sociais já tenham chegado antes aos potenciais beneficiários. Mesmo quando essas dificuldades técnicas e burocráticas são superadas, algumas normativas excluem usuários que são contemplados em programas como o Minha Casa Minha Vida (faixa I), ao exigirem também critério de renda específico. Considerando a possibilidade de corte por inadimplência, mesmo no caso de usuários que não podem pagar pelos serviços, haveria igualmente tensão com os DHAE.

Recomenda-se, com base nas linhas de análise adotadas neste trabalho, que os próprios reguladores instituíam indicadores para acompanhar a efetividade da tarifa social, ainda que se trate de tarefa de relativa complexidade devido à carência de dados socioeconômicos. Entretanto, uma maneira simples e direta que os reguladores possuem para verificar se as regras de perda de benefício por inadimplência são eficazes, é testar se os usuários sociais deixam de ser inadimplentes após a perda do benefício. Comparações dos níveis de inadimplência e de corte entre usuários sociais e não sociais também podem trazer evidências empíricas que corroborem a hipótese de que, na verdade, a perda do benefício e o corte apenas agravariam uma situação de vulnerabilidade sanitária, ambiental e social preexistente.

Vale apontar ainda o aspecto da publicidade das normas regulatórias a respeito de tarifa social e da inadimplência no Brasil. Embora a publicidade dos atos administrativos públicos esteja presente desde a Constituição Federal de 1988 (CF/1988) e seja exigida pelas leis que criaram as agências reguladoras, ainda há muito o que avançar na transparência ativa, que viabilize um acesso facilitado dos cidadãos às normativas dessas instituições no país. As resoluções encontram-se disponíveis apenas na internet, em um país com enorme exclusão digital, mesmo no século XXI. É bastante razoável supor que uma parte significativa dos potenciais beneficiários da tarifa social não tenham sequer conhecimento dos seus direitos.

Para Franceys (2008a), a correta solução pelo regulador da equação “investimento, serviço e tarifa” no meio urbano é possível mantendo-se uma tarifa razoavelmente módica, mas a inclusão dos mais pobres torna a equação mais complexa. Afinal, além de ser necessário considerar o patamar tarifário ao construir a receita requerida pelos prestadores de serviços, também se deve analisar a estrutura tarifária – isto é, como se “divide o bolo” de quem paga pelos serviços. Nota-se, portanto, que é uma matéria iminente e inexoravelmente política – as instituições reguladoras, ao definirem sua estrutura tarifária, estão lidando com aspectos políticos. Nesse sentido, qualquer abordagem tecnocrática que pretende excluir a dimensão política corre o risco de ser tautológica e incompleta, ou mesmo, estar evitando discutir o *status quo* daquele setor. Como teóricos importantes apontaram, para o caso da ciência econômica, tentar excluir os aspectos políticos do debate pode assumir um caráter fraudulento e prover conclusões ilógicas ao chegar em recomendações políticas sem discutir pressupostos políticos (Myrdal, 1965; Robinson, 1962).

De todo modo, uma agência reguladora, órgão estatal ainda que independente, deve se atentar para a capacidade de pagamento dos usuários. A literatura entende como quase que exauridas as dúvidas quanto à relação direta entre saneamento básico, saúde e desenvolvimento social (Heller, 1998). Falta, ainda, compreender melhor de que maneira os reguladores, que oscilam entre perspectivas políticas e tecnocráticas, estão atuando nesse paradigma. Pela lente dos DHAE, este trabalho procurou contribuir para uma melhor compreensão sobre o papel das instituições reguladoras no contexto de extrema desigualdade de renda⁹ e de acesso aos serviços de água e de esgoto na sociedade brasileira.

Além disso, recomenda-se que sejam realizados estudos empíricos e comparativos, que levem em conta tanto os níveis dos descontos como as condições para se auferir e se perder o direito ao benefício. É possível que nos distintos modelos institucionais de reguladores haja não apenas técnicas distintas para a definição do benefício, mas também maior ou menor atenção ao tema, bem como eficácia do instrumento. Reguladores municipais têm em princípio maior possibilidade de juntar esforços com a administração direta, ainda que isso possa levar a alguma forma de captura. As instituições municipais também têm maiores possibilidades de construção de bases de dados próprias, mais acuradas e em consonância com dados dos órgãos de defesa social dos municípios e com os cadastros de imóveis das prefeituras (bases do Imposto Predial e Territorial Urbano – IPTU, e Imposto de Transmissão de Bens Imóveis – ITBI). Reguladores intermunicipais movem-se em cenário político administrativo distinto e têm outras peculiaridades, como reguladores estaduais estão mais distantes da realidade local. Muito há ainda a ser pesquisado e entendido. Espera-se com este trabalho despertar o interesse nessa importante temática.

REFERÊNCIAS

- ABAR – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE AGÊNCIAS DE REGULAÇÃO. **Saneamento básico**: regulação 2015. Brasília: Ellite Gráfica, 2015.
- ABRAMO, P. **A cidade caleidoscópica**: coordenação espacial e convenção urbana. 1. ed. Rio de Janeiro: Bertrand do Brasil, 2007.
- ALBUQUERQUE, C. **Realising the human rights to water and sanitation**: a handbook by the un special rapporteur. Portugal: booklet 1, 2014.
- ALMEIDA, R. P.; MONTE-MÓR, R. L. M.; AMARAL, P. V. M. Implosão e explosão na Exópolis: evidências a partir do mercado imobiliário da RMBH. **Nova Economia**, v. 27, n. 2, p. 323-350, 2017.

9. Sobre a desigualdade de renda brasileira, ver Gobetti e Orair (2017).

BERG, S.; MUGISHA, S. Pro-poor water service strategies in developing countries: promoting justice in Uganda's urban project. **Water Policy**, v. 12, n. 4, p. 589-601, 2010.

BID – BANCO INTERAMERICANO DE DESARROLLO. **Iniciativa de agua y saneamiento**. Washington, D.C: BID, 2007.

BRITTO, A. L. Tarifas sociais e justiça social no acesso aos serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário no Brasil. *In*: CASTRO, J. E.; HELLER, L.; MORAIS, M. P. (Org.). **O direito à água como política pública na América Latina: uma exploração teórica e empírica**. Brasília: Ipea, 2015, p. 209-225.

COMPARATO, F. K. **Fundamento dos direitos humanos**. São Paulo: IEA, 1997. Disponível em: <<https://bit.ly/39hhUYo>>.

FRANCEYS, R. Regulating water and sanitation for the poor: economic regulation for public and private partnerships. *In*: FRANCEYS, R.; GERLACH, E. (Orgs.). **Case study 10: England**. Londres: Earthscan, 2008a, p. 177-194.

_____. Regulating water and sanitation for the urban poor. *In*: FRANCEYS, R.; GERLACH, E. (Orgs.). **Regulating water and sanitation for the poor: economic regulation for public and private partnerships**. Londres: Earthscan, 2008b. p. 1-20.

FELER, L.; HENDERSON, J. V. Exclusionary policies in urban development: Under-servicing migrant households in Brazilian cities. **Journal of Urban Economics**, v. 69, n. 3, p. 253-272, 2011.

GOBETTI, S. W.; ORAIR, R. O. Taxation and distribution of income in Brazil: new evidence from personal income tax data. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 37, n. 2, p. 267-286, June 2017.

HELLER, L. Relação entre saúde e saneamento na perspectiva do desenvolvimento. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 3, n. 2, p. 73-84, 1998.

KERSTENETZKY, C. L. Políticas sociais: focalização ou universalização. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 26, n. 4, p. 564-574, 2006.

KOMIVES, K.; COWEN, P. J. B. **Expanding water and sanitation services to low-income households: the case of the La Paz-El Alto concession**. Washington, D.C: World Bank, n. 178, 1999.

LENTINI, E. J.; FERRO, G. Políticas tarifarias y regulatorias en el marco de los Objetivos de Desarrollo del Milenio y el derecho humano al agua y al saneamiento. **Serie recursos naturales e infraestructura**, n. 164, 2014.

LÓPEZ-MURCIA, J. D. Regulatory agencies and courts in the south: the overlaps in colombian water regulation. **Journal of Politics in Latin America**, v. 5, n. 2, 105-132, 2013.

MARSHALL, T. H. **Citizenship and social class and other essays**. Cambridge: Cambridge University Press, 1950.

MELO, A. J. M.; GALVÃO JÚNIOR, A. C. Regulação e universalização da prestação dos serviços de abastecimento de água. **Revista Água & Sociedade**, Brasília, n. 10, p. 49-58, 2013.

MYRDAL, G. **The political element in the development of economic theory**. Cambridge, MA: Harvard University, 1965.

_____. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. 2. ed. Rio de Janeiro: Saga, 1968.

OHCHR – OFFICE OF THE HIGH COMMISSIONER FOR HUMAN RIGHTS. Report of the special rapporteur on the human right to safe drinking water and sanitation. **A/HCR**, n. 30/39, 2015. Disponível em: <<https://www.ohchr.org/EN/Issues/WaterAndSanitation/SRWater/Pages/SRWaterIndex.aspx>>.

_____. Report of the special rapporteur on the human right to safe drinking water and sanitation. **A/HCR**, n. 36/45, 2017. Disponível em: <<https://www.ohchr.org/EN/Issues/WaterAndSanitation/SRWater/Pages/SRWaterIndex.aspx>>.

PEIXOTO, J. B. (Org.). **Gestão econômico-financeira no setor de saneamento**. 2. ed. Brasília: Funasa, 2014.

QUEIROZ, V. C. **Avaliação de fundos como instrumentos de universalização dos serviços de saneamento**. 2016. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2016.

ROBINSON, J. **Economic philosophy**. London: Watts and Co., 1962.

SULTANA, F.; LOFTUS, A. The human right to water: critics and condition of possibility. **WIREs Water**, v. 2, Mar./Apr. 2015.

VILAS-BÔAS, L. **A focalização e universalização na política social brasileira: opostos e complementares**. Rio de Janeiro: Centro de Estudos Sobre Desigualdade e Desenvolvimento/UFE, out. 2011. (Texto para Discussão, n. 56).

XIBERRAS, M. **Les théories de l'exclusion**. Paris: Méridiens Klincksieck, 1994.

Data de submissão: 28/6/2018

Primeira decisão editorial em: 13/8/2018

Última versão recebida em: 22/8/2018

Aprovação em: 4/9/2018

GOOD NEWS, BAD NEWS OR JUST NEWS: HOW UK BROADSHEETS PROJECT BRAZIL^{1,2,3}

Fabiana Mariutti⁴

Ralph Tench⁵

Daniel Buarque⁶

In this dynamic global economy countries face increasing pressure to uphold their reputations. Communications play a significant role in this regard, and many outlets frequently report on other countries' affairs. The aim of this paper is to explore and analyse the reputation of Brazil as projected in international news outlets. To build understanding on country reputation based on newspapers, 1,452 news articles about Brazil were explored. The articles were collected from the United Kingdom broadsheet newspapers in four years (2013, 2014, 2015 and 2016) and were categorised according to two dimensions and three classifications (positive, neutral and negative). The study found that the '*Economic, Exports and Business*' dimension was used more often. Furthermore, the analysis found the publication of a majority of negative news. The paper contributes to governments in terms of highlighting the countries' improvements and prioritising public policies that can mitigate the negative images stemming from foreign.

Keywords: country reputation; country image; government; public policies; Brazil.

BOAS NOTÍCIAS, MÁS NOTÍCIAS OU APENAS NOTÍCIAS: COMO OS BROADSHEETS DO REINO UNIDO PROJETAM O BRASIL

Na atual dinâmica economia global, os países enfrentam cada vez mais pressão para defender suas reputações. A comunicação desempenha um papel significativo nesse sentido, e muitos veículos frequentemente relatam assuntos de outros países. O objetivo deste artigo é explorar e analisar a reputação do Brasil conforme projetada em artigos de notícias internacionais. Para ampliar o entendimento sobre a reputação do país com base em jornais, foram exploradas 1.452 reportagens sobre o Brasil. Os artigos foram coletados em jornais "broadsheet" do Reino Unido em quatro anos (2013, 2014, 2015 e 2016) e foram categorizados segundo duas dimensões e três classificações (positiva, neutra e negativa). O estudo constatou que a dimensão Economia, Exportação e Negócios foi usada com mais frequência. Além disso, a análise encontrou a publicação da maioria das notícias negativas. O artigo contribui para os governos em termos de destacar as melhorias dos países e priorizar políticas públicas que possam mitigar as imagens negativas decorrentes do exterior.

Palavras-chave: reputação de país; imagem de país; governo; políticas públicas; Brasil.

1. DOI: <http://dx.doi.org/ppp54art10>

2. Acknowledgments: we thank the reviewers for their valuable recommendations.

3. Funding: Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes Brasil), Ministry of Education (18670-12-1).

4. Professor at the Post Graduate and Graduate Courses at the Business School at Universidade Positivo – Ecoville, Curitiba, Brazil. E-mail: <famariutti@yahoo.com.br>.

5. Director of Studies and professor at Leeds Business School, England. E-mail: <r.tench@leeds.co.uk>.

6. PhD candidate at King's College, London, England. E-mail: <dbuarque@gmail.com>.

BUENAS NOTICIAS, MALAS NOTICIAS O SOLO NOTICIAS: COMO LOS BROADSHEETS DEL REINO UNIDO PROYECTAN BRASIL

En la actual dinámica economía global, los países enfrentan cada vez más presión para defender sus reputaciones. La comunicación desempeña un papel significativo en este sentido, y muchos vehículos relatan asuntos de otros países. El objetivo de este artículo es explorar y analizar la reputación de Brasil conforme proyectada en artículos de noticias internacionales. Para ampliar el entendimiento sobre la reputación del país con base en periódicos, se exploraron 1.452 reportajes sobre Brasil. Los artículos fueron recolectados en periódicos "broadsheet" del Reino Unido en cuatro años (2013, 2014, 2015 y 2016) y se categorizaron según dos dimensiones y tres clasificaciones (positiva, neutra y negativa). El estudio constató que la dimensión Economía, Exportación y Negocios fue usada con más frecuencia. Además, el análisis encontró la publicación de la mayoría de las noticias negativas. El artículo contribuye a los gobiernos en términos de destacar las mejoras de los países y priorizar políticas públicas que puedan mitigar las imágenes negativas derivadas del exterior.

Palabras clave: reputación de país; imagen de país; gobierno; políticas públicas; Brasil.

BONNES NOUVELLES, MAUVAISES NOUVELLES OU NOUVELLES: COMMENT LES JOURNAUX BRITANNIQUES PROJETTENT-ILS LE BRÉSIL?

Dans l'économie mondiale dynamique d'aujourd'hui, les pays sont de plus en plus confrontés à des pressions pour défendre leur réputation. La communication joue un rôle important à cet égard, et de nombreux véhicules signalent souvent des problèmes d'autres pays. Le but de cet article est d'explorer et d'analyser la réputation du Brésil telle qu'elle est projetée dans les articles de presse internationaux. Pour élargir la compréhension de la réputation du pays sur la base des journaux, 1 452 articles sur le Brésil ont été explorés. Les articles ont été rassemblés dans des journaux «broadsheet» du Royaume-Uni en quatre ans (2013, 2014, 2015 et 2016) et ont été classés selon deux dimensions et trois classifications (positive, neutre et négative). L'étude a révélé que la dimension Économie, Exportation et Entreprise était utilisée plus souvent. En outre, l'analyse a révélé la publication de la plupart des nouvelles négatives. L'article aide les gouvernements à mettre en évidence les améliorations apportées aux pays et à prioriser les politiques publiques susceptibles d'atténuer les images négatives de l'extérieur.

Mots-clés: réputation du pays; image de pays; gouvernement; les politiques publiques; Brésil.

JEL: M16.

1 INTRODUCTION

While researchers have studied the perceived image of places since the early 1970s, it is only in the last decade that studies have begun seriously investigating countries' projected image (Anholt, 2010; Dinnie, 2015; Mariutti, 2017). Perhaps consequently, research about the projected image is less popular at present than those about perceived image (Nghiêm-Phú, 2015). To address the gap and to explore and analyse the projection of the reputation of Brazil, this paper analyses news articles from online United Kingdom (UK) broadsheets (credible and serious daily newspapers, Gunter, 2000) about Brazil's image, seeking to categorise and classify thematic dimensions and sub-dimensions from a country reputation perspective.

“Image” is the term used most often in this context to refer to matters of reputation or perception of a country abroad, which means it can too be used to discuss the projection of a country. Although we will subsequently discuss those definitions in depth, these terms are used interchangeably throughout this paper to refer to the same idea (Jiménez-Martínez, 2017).

This study is grounded in the fact that the media represents one of the stakeholders of a country’s reputation (Anholt, 2010; Dinnie, 2015; Lee and Hong, 2012; Toledano and McKie, 2013; Jain and Winner, 2013; Buhmann and Ingenhoff, 2015; Mariutti, 2017). Undoubtedly, a country’s branding derives from multifaced spheres, such as economics, politics, and diplomacy, but more than ever, the organisations responsible for those spheres depend on interactions with news outlets and media channels. Indeed, internationally broadcast news about a country may endorse or undermine the country’s desired image and its associations. As such, analysing media content can provide insight (Walker, 1997; Hansen and Machin, 2013) into how a country’s reputation is shaped on a broad level: For instance, newspaper articles influence the perceptions of a country’s status quo along several dimensions, such as economic prominence, exports, global partnerships, famous destinations, cultural festivities, film scenes, and sports recognition, among others. Given the above, we posit that a link may exist between news content and a country’s projected image.

We recognise that any type of communication may have the potential to inform and shape people’s knowledge about a country’s image; however, relative to other channels, the media has also a capacity to influence the decisions of investors and consumers. As a result, several countries have, intentionally or not, examined their image via the global media and thereby understood their own country reputation using several approaches, for instance, South Sudan (Kim and Yang, 2008), Chile (Jiménez-Martínez, 2013), the United States (Jain and Winner, 2013) and Nigeria (Adegoju, 2016).

Country reputation is a multi-dimensional construct. Buhmann and Ingenhoff (2015, p. 67) noted that “a multidimensional model of reputation needs to differentiate it by adding a dimension that captures beliefs regarding the aesthetic qualities of a country, that is its beauty and attractiveness as a cultural and scenic place”. However, this field still has many unanswered questions. Part of the issue, as Newbury (2012, p. 3) highlights, is that country reputation “is a diverse topic with many intertwined levels, disciplines and theoretical perspectives”. The field has made progress in relating country image to several knowledge domains (Mariutti, 2017), such as media (Custódio and Gouveia, 2007; Kim and Yang, 2008; Lee and Hong, 2012; Jain and Winner, 2013; Buarque, 2015; Adegoju, 2016; Jiménez-Martínez, 2017); public diplomacy (Szondi, 2007; Newbury, 2012; Buhmann and Ingenhoff, 2015), communications and public relations (Jain and Winner; Loo and

Davies, 2006; Kim and Yang, 2008; Toledano and McKie, 2013; Buhmann and Ingenhoff, 2015), but paid insufficient attention to theorising country reputation. As a result, the main fields of country reputation, country branding, and nation branding lack consistent, comparable conceptualisations of the country image.

We specifically apply the following definition for country reputation as perceptual interpretations of a country image linked to fixed and temporary associations with the country name, which are built over time in varied stakeholders' minds based on multidimensional images of the country. Clearly, meaningful temporary perceptions may or may not become everlasting images of the country reputation. The reputation of a country insistently conveys (totally or partially) the country identity created by projected (by media) and perceived (by stakeholders) images of the country over time, whether positively, neutrally or negatively. This combination of generalised images (fixed or temporary) carries associations and impressions with a country (Mariutti, 2017).

In order to support a concrete country reputation theory, we first need to delineate the terminologies of country branding and nation branding – related to the image of countries – that exist within the literature. For our study, we treat the image of a country and the reputation of a country as meaningful concepts in literature that are closely interlinked as country reputation contains country image (Giraldi, 2016; Newbury, 2012; Buhmann and Ingenhoff, 2015). However, it is not the scope of this study. It is also important to highlight that literature usually treats country branding and nation branding as interchangeable terminologies; thus, this paper follows this logic for the debate on country reputation. Nevertheless, as a starting point for elucidating our conceptual framework, we define the following terminologies theoretically founded on these referenced authors' studies from this Introduction, as stated next.

- 1) *Country branding* applies to branding strategies and communications channels used in marketing and advertising – grounded in the country brand construct. The concept of country brand image encompasses the qualities and associations that the market links with a specific country brand, expressed in situational choices and the brand's reputation.
- 2) *Nation branding* functions with the government's engagement with stakeholders using public diplomacy, soft power and long-term campaigns. The focus is also on fostering citizens' participation in the nation's external image and protecting the country's reputation.

Regarding the thematic dimensions of country reputation for this study, several attempts are found in literature. The dimensions of a country's reputation constitute an “area of meaningful future research” (Newbury, 2012, p. 251) that involves questionings and complexities. Certain influences may affect certain dimensions

more than others: For instance, hosting a mega event might have a greater impact on the country's reputation for tourism abroad – as a dimension – than on the citizens' satisfaction with the accompanying investment. Likewise, social class upgrading, or downsizing might have a stronger impact on the country's economy and criminal activity, and so on. As noted by Nghiêm-Phú (2015), the current debate about analysing countries' projected image is significantly informed by recent investigations into place image. Similarly, in order to explore the themes of news articles on country image, we developed our original framework based on the established dimensions of a country reputation. On this basis, the present paper elaborates on two main thematic dimensions of a country reputation: *i) Economic, Exports and Business*; and *ii) Geocultural and Sustainability*. Both have been discussed in country indexes and models by Dinnie (2015), Giraldi (2016), and Anholt (2010). Although there are studies that use different models to analyse images of countries, we believe these are better suited to our evaluation, which aims at understanding if the approach of the news is more positive, negative or neutral. The dimension *Economic, Exports and Business* encompasses a country's social and economic issues, including its efforts in global advancement and the health of the national and international businesses operating in Brazil. Furthermore, research has conclusively shown that socio-economic changes alter a country's image (Szondi, 2007; 2013) or that it is required reconsidering a country image in times of migration, as Switzerland's current concern (Ingenhoff, 2017). The dimension *Geocultural and Sustainability* encompasses music styles, cultural festivals, films, mega events, folk gatherings, particular stereotypes, or myths about the country, among other aspects. Meanwhile, sustainability is a more recent dimension that has gained significance in country image (Giraldi, 2016). Anholt (2010; 2015) claimed that the environment is the most significant aspect of the image of a country next to technology and education. However, there has been relatively little research on this dimension, even though cultural products such as films, books and music also have a major part to play in determining a country's image (Dinnie, 2015). This leads to the consideration of these creative regarding the potential of a country.

In any way, the news media plays an indispensable role as a stakeholder and an influential channel for protecting, preserving, and/or positioning a country image. With those basic definitions established and the thematic dimension are elucidated, this paper proceeds as follows. The first section provides a review of current literature. The second section explains the study's methods. The final three sections respectively cover the outcomes, data analysis, and final remarks.

2 THEORETICAL FRAMEWORK

2.1 How newspaper content shapes the reputation of a country

As stated earlier, the media bear a significant connection to a country's reputation. As several authors have demonstrated, 'media' constitute a stakeholder that can be analysed according to their "news coverage". Upon this basis, many researchers have analysed the association between foreign news and a country's image (Toledano and McKie, 2013; Jiménez-Martínez, 2013, 2017; Jain and Winner, 2013; Lee and Hong, 2012; Szondi (2010), Kim and Yang (2008). Anholt's book *Places* (2010) dedicated a whole chapter (number 10) to the relation between media and national image. He highlights that governments can utilize several mediums to communicate a country's image, such as newspapers, magazines, television and the Internet. However, word-of-mouth is just as pivotal, if not more so, in shaping perceptions of a country's image. In this vein, Anholt (2010) notes that the image and reputation of a country go beyond communicating its special and positive features in a prestigious newspaper. Instead, the process should begin with understanding that the responsibility for a country's image is split equally between the government and communication professionals: "the fate of the media is as much our responsibility as theirs" (Anholt, 2010, p. 143).

In this regard, it is worth noting that countries are visible every day by the foreign media (Dinnie, 2015). In order to generate positive and authentic images – or at least counteract negative images – about their nations, governments often submit and recommend news coverage to media members as part of their strategies for monitoring the reputation of their countries. Many governments lead media campaigns to narrow the gap between the country's reality and its global perception. Moreover, as media represents one of the key sources for uncovering the image of countries, the government's public relations (PR) involvement along with the newsworthiness and international news coverage are significant (Kim and Yang, 2008).

A key research by Lee and Hong (2012) has evaluated the influence of international public relations on several countries' news coverage and public perceptions of those countries. The authors developed a model for testing the influence of PR (public relations) on a nation's image formation and assessed the United States' image based on news coverage in 27 countries. Their research demonstrates that international public relations affects international news flow and content, and as such, constitutes a long-term strategy for building "a desirable media image toward a nation" (Lee and Hong, 2012, p. 493). Granted, the authors cautioned that "public relations by foreign governments cannot solely explain how prominently or positively (negatively) a country is covered by news media" (op. cit., p. 492).

Jain and Winner (2013) initiated a major study on country image, pointing out how media functions from a public relations perspective. Jain and Winner (2013) have investigated the United States of America's reputation and performance in 30 countries using a public relations framework, which has examined the relationship that international public relations and U.S.A. news media coverage have with public opinion and their economic performance. Using 1,086 (598 press releases and 488 news media articles) and public opinion data, content analysis was based on Anholt's dimensions (2010). After analysing the data, they concluded that media relations as a public relations function helps to inform the practice of country reputation management. According to the authors, news media is seen as an effective platform "to communicate about a country to its international publics" (Jain and Winner, 2013, p. 110). Based on this previous section, we developed the following rationale for our research.

2.2 Brazil as the unit of analysis

In Brazil, there is an ongoing concern about the country's reputation, both locally and globally. One of the greatest challenges concerning the reputation of Brazil is the lack of research in the field compared to other countries. Academic research on the topic has started by mid-2000 at University of São Paulo. Brazil is known as being a country of paradoxes (Rocha, 2000) and also called "the country of many stereotypes" (Buarque, 2015, p. 1310). According to Anholt (2015 apud Buarque, 2016), Brazil has a strong and unique image, associated with joy – "But the nature of the reputation of the country is very light, so this touristic, decorative image is, unfortunately, the wrong one" (op. cit.). In summary, Brazil's image is puzzled and not solid as the reputation is inconsistent (Anholt, 2015 apud Buarque, 2016).

Moreover, due to hosting two mega events (World Cup 2014 and Olympic Games RIO 2016) in the last decade, Brazil has spread its projected image to a worldwide audience – for better or worse. This rare occasion of prolonged international media spotlight into one single country offers a good opportunity for analysis of image projected, which makes the study of Brazil even more interesting as a unit of analysis. Indeed, there are positive and negative features of the image (Mariutti and Tench, 2016) that sometimes stand in sharp contrast: On one hand, Brazil is seen as an exotic and enticing place to visit and discuss; on the other hand, Brazil is currently embroiled in a deep recession (World Bank, 2017). The country made significant economic and social progress between 2003 and 2014: It raised the income level of the poorest 40 per cent, lifted 29 million people out of poverty, and ensured that all citizens have access to primary education (World Bank, 2017). However, these efforts appear to have stagnated since 2015.

According to an article published by the Reputation Magazine (Transparency..., 2016, p. 2) by the Oxford University Centre for Corporate Reputation,

just in time for the Olympics, Brazil is in meltdown, after nearly two years of what has been called the biggest global corruption scandal ever, with graft and conspiracy identified in epidemic proportions between state-owned oil company *Petrobras*, construction companies and political leaders.

Convincingly, the British historian expert on Brazil, Kenneth Maxwell (Bandeira, 2016), highlighted that the international image of Brazil could not be worse at this moment; moreover, on his interview to BBC *Brasil* in March 2016, he said,

The image of Brazil tends to go from euphoria to disaster forecasts. In fact, it is never too good or too bad; as Brazil is a vast country where some things work well and there is an enduring hope for the future. But it is currently very difficult to find something positive amid the tsunami of bad news (Bandeira, 2016).

These serious complications – between having rich natural resources, on one hand, and a tendency toward corruption on the other – are damaging Brazil's country reputation. However, the political or social dimensions of Brazil are beyond the scope of this research, even though it is relevant to hold onto these existing evidences of transitional issues (Szondi, 2007).

Ecologically, Brazil is home to one-third of the world's tropical forests. Few countries have ecosystems as rich, diverse, and important to people's wellbeing as Brazil – thus, a significant part of the country's economy relies on the use of natural resources (World Bank, 2017), such as agribusiness. Moreover,

great progress has also been achieved in reducing deforestation in the rainforest and other sensitive biomes. However, the country still faces major development challenges – especially in finding ways to combine the benefits of agricultural growth, environmental protection and sustainable development (World Bank, 2017).

There are three Brazilian governmental institutions that develop strategies and initiatives aimed at improving the nation's reputation abroad. Embratur, the tourism bureau, manages the promotion of Brazilian destinations under the Marca Brazil brand, launched in 2005. Marca Brazil emphasizes the following attributes for the country brand: joy; sinuosity and curves (of nature and of people's character); luminosity, brightness and exuberance; mix of culture and races; modern and competent. Another institution that promotes Brazil is Apex, which focuses on the progress of trade and business worldwide (Apex-Brasil, 2016). The Media Relations Department at the International Press Office of the Federal Government has also strived to enhance Brazil's global reputation through agenda-setting and international communication.

Much of the available academic work on Brazil's image deals with the question of analysing specific industries and markets, such as beef (Guina and Giraldi, 2013); tourism (Mariutti, Giraldi and Crescitelli, 2013; Santos and Giraldi, 2017); fresh fruits (Lopes, Giraldi and Aguiar, 2014; Lourenção and Giraldi, 2017); cosmetics (Sutter et al., 2018); country brand' indexes evaluation (Mariutti and Tench, 2016) were also detected; furthermore, most studies adopted quantitative approaches (Mariutti et al., 2017).

Buarque's qualitative study (2015) has analysed the international image of Brazil as projected in the foreign media coverage of the two World Cups held in the country – 1950 and 2014. Employing a theoretical framework linking nation branding and competitive identity for this media coverage research, the Nation Brand Index's dimensions were used as frames to understand the image of a country (people, politics, exports, tourism, culture, and investment). The main results of this content and discourse analysis are as follows. Firstly, it showed that there was an increase in the international visibility of Brazil because of these global sports events; secondly, it confirmed that the frames for describing Brazil have changed from "economy" and "culture" to "politics", and a variation in the news classification from "positive" to "negative". The most stereotypes found in the study were social unrest and protests; passion for football; corruption and World Cup expenses; carnival, party, and samba. Buarque (2015, p. 1314) concludes that "This seems to indicate that the country achieved its goal of using the tournament as part of a broader long-term strategy to enhance Brazil's soft power, prestige, and reputation even if most of the international media has had a negative approach to the country".

According to the British Newspaper Archive (BNA, 2015) at the British Library, the first news regarding Brazil of each century (eighteenth, nineteenth, and twentieth) are designated at box 1. We discovered 1,071,895 news articles about Brazil that were published from 1 January 1700 to 31 December 1999: 3,406 from the eighteenth century; 704,681 from the nineteenth century, and 360,402 from the twentieth century. These articles covered three centuries of printed media.

BOX 1

Headlines in earlier printed newspapers

Publication date	Newspaper and city	Journalistic text
Thursday 3 December 1711	Newcastle Courant Tyne and Wear, England	"Fleet from Brazil, prince from Brazil, Portugal-related"
Saturday 18 October 1712		"Arrival of the Portuguese Brazil fleet at Lisbon"
Monday 18 October 1712		"4 days before from the Brazil Fleet, confining of 102 sail, under..."
Wednesday 29 October 1712		"That the Queen was this Morning brought to Bed of a Son, who was immediately declared Prince of Brazil"
Sunday 12 July 1716	Stamford Mercury Lincolnshire, England	"Trade... Brazil"
Saturday 16 December 1865	<i>Yorkshire Gazette</i> North Yorkshire, England	"... The BRAZILS. Rio Janeiro..."
Monday 16 th December 1867	Dundee Advertiser Angus, Scotland	"Brazil"
Monday 2 September 1867	Newcastle Journal Tyne and Wear, England	"Brazil"
Friday 5 March 1869	<i>London Evening Standard</i> London, England	"Brazil"
Tuesday 15 March 1870	<i>Manchester Evening News</i> Greater Manchester, England	"... Exchange on... Brazil"
Saturday 23 November 1889	<i>The Star</i> Guernsey, Guernsey	"... Tranquillity continues to prevail in Brazil..."
Monday 1 January 1900	Manchester Courier and Lancashire General Advertiser Greater Manchester, England	"... trading between... various parts Brazil..."
Monday 1 January 1900	Morning Post London, England	"... Rescission Bonds? 1899 Brazil..."
Monday 1 January 1900	Birmingham Daily Post West Midlands, England	"China, Japan, &c.-Correspondence eX Armand Behie, via Martles, in course of to-day. -: Brazil and River Platea-Mains"
Monday 1 January 1900	Lincolnshire Echo Lincolnshire, England	"ALMOND NUTS. WALNUTS. BRAZILS."

Source: BNA (2015).

In the eighteenth century, there two printed newspapers that mentioned Brazil. The first one, published in Newcastle in 1711 and the second one in 1712, cited “Brazil” in relation to marine transportation; the text is not completely clear, but seems to reference ships from ships from the colonised country (1530-1815) under the power of Portugal – D. Pedro II, the prince of Portugal. The second article, published in Lincolnshire, England in 1716, was related to trade and commercial transactions.

Six printed newspapers referenced “Brazil” in the nineteenth century, but strangely, these publications were limited to the latter half of the century. One of the news articles, published in North Yorkshire in 1865, mentioned “Rio de Janeiro” and expressed the diversity in the country by using the word “Brazils”. In 1867, there were two single references regarding the word “Brazil”, published in Angus, Scotland and Newcastle, England; yet no further context is shown. In 1869, London’s first publication on the topic mentioned “Brazil”. In 1870, a Manchester news article used “exchange” in the headline, it is possible that it applies to the English ports’ significance in international trade at that time.

Interestingly, in 1889, there was a newspaper in Guernsey (a British island north-west of France) that announced: “... *Tranquillity continues to prevail in Brazil...*” – probably referring to the formation of the first Brazilian republic following the overthrow of Pedro II, Brazil’s second and final emperor; the Brazilian monarchy was established in 1822, when Portugal’s crown prince, Dom Pedro, defied his Parliament and proclaimed an independent Brazil under his rule (Brazil..., [s.d.]).

In the twentieth century, the news mostly revolved around commerce topics, such as global trade with China and Japan; nuts from Brazil; loans among countries – ‘Rescission Bonds’ that is related to law in international banking. Nevertheless, as a limitation of the interpretation for the twentieth century is that the texts are not quite understandable.

Overall, the most surprising aspect of these earlier publications was the geographical issue, since most of the newspapers were based in the north of England – possibly because of the ports. Furthermore, these few printed newspapers confirm that commercial relations between Brazil and England were relevant, informative and publishable. In fact, the articles highlight that the “*Economic, Exports and Business*” dimension was the most mentioned country reputation dimension in the last three centuries.

A major limitation on this search was that no further context of each news article was investigated. Evidently, the above examination does not constitute a historical analysis, but was merely useful for establishing a record and baseline for Brazil’s country reputation.

The next section details the method procedures that underlie this study.

3 METHODS

3.1 United Kingdom broadsheets: significance and structure

More than two decades after the digital revolution in newspaper journalism (Fortunati, Taipale and Farinosi, 2014), the world has seen a rapid increase in the consumption of online news (Ghersetti, 2014). Thus, newspapers are repositioning themselves as multi-platform publishing entities (Fill, 2011). As stated by Ghersetti (2014, p. 375), “media professionals and scholars have described online news as focused on topicality, presenting short, fast and straight stories” – making it applicable to country reputation dimensions that typically comprise a country’s reputation.

The change to online publication presents new challenges in researching the news media, such virtual media outlet provides opportunities for innovative procedures of data analysis, allowing re-evaluating theories on “country image” and inspire the progress of news coverage methods. For Richardson (2007, p. 7), identifying that newspapers are businesses is “the starting point of analysis, not the conclusion”. Furthermore, Walker (1997, p. 56) stated that “news strategy is what follows for media relations from an authority’s overall plan of campaign”. Based on this, media relations between government PR offices and journalists are vital, as stated by Tench, Bowd and Jones (2007, p. 368), “journalists act as a lens of interpretation and filter news stories to the public”.

According to National Readership Survey,⁷ the newspapers are an important element of the mass media, and approximately one-third of adults in Great Britain read at least one national newspaper each day. For Gunter (2000), broadsheet newspapers represent the serious, up-market press in Britain: They provide more in-depth coverage of business, economics, and international affairs than tabloids, and are thus viewed as a credible and reliable source of information (LexisNexis, 2014).

3.2 Sampling

The study in this paper adopted a single case study approach, analysing the content and themes of selected UK broadsheet news articles in order to understand the projected image of Brazil and to elucidate the complexities of a country’s reputation. The set of UK broadsheets we used contained nine publications – “broadsheet newspapers represent the serious, up-market press in Britain, which specialises in providing in-depth coverage of news stories” highlighted Gunter (2000, p. 405). Moreover, newspapers also provide updated secondary data (Saunders, Lewis and

7. National Readership Survey, 2015. Retrieved Mar. 23, 2015, from: <<https://bit.ly/2DjrsXb>>.

Thornhill, 2009). Box 2 shows the distribution of news publications in the United Kingdom separated by their types.

BOX 2
National UK newspaper groups

Tabloids	Mid-markets	Broadsheets
The Sun The Sun on Sunday	The Express The Sunday Express	The Times The Sunday Times
Daily Mirror Sunday Mirror	The Daily Mail The Mail on Sunday	The Guardian The Observer
Daily Star Daily Star Sunday		The Independent The Independent on Sunday
The People		The Daily Telegraph The Sunday Telegraph
		The Financial Times

Source: The Migration Observatory at the University of Oxford (Gunter, 1985).

3.3 Data collection

For the collection the data as previously described, this study used the LexisNexis Group, which is an internet-format database – “for providing computer-assisted legal research as well as business research and risk solution services. During the 1970s, LexisNexis pioneered the electronic accessibility of legal and journalistic documents” (LexisNexis, 2014). For Sauders, Lewis and Thornhill (2009, p. 72), LexisNexis, in research, plays a role as a tertiary literature source, which “also helps you to allocate secondary data” (p. 264). LexisNexis offers “media coverage from approximately 12,000 publications, national and local newspapers, press releases, transcripts of TV broadcasts, newswires, statistical bulletins, magazines and trade journals” (Sauders, Lewis and Thornhill, 2009, p. 72). One of the recent tools is the LexisNexis Searchable Directory of Online Sources “Source Locator”, which is a powerful new tool for retrieving targeted information about more than 40,000 LexisNexis sources (LexisNexis, 2014).

Regarding the news search, the results from the collected news lists were downloaded in .pdf file showing the chronological order of the news (the newest to the oldest) during the specific period, numerically marked. Additionally, it displays the whole article, including the newspaper’s logo, the date, and the length of the article news; perhaps the section, the pages and the writer (occasionally) are cited. “Brazil” is always in red both in the headline and in the text, due to the fact that it was the searched word. The analysis did not include searches for the word “Brazilian”. Next, four examples of the news saved in .pdf files collected from LexisNexis (figures 1 to 4), which were also the internal source at NVivo⁸ (data analysis software), are shown next.

8. About NVivo. Retrieved Jan. 2015, from: <<https://bit.ly/32Gg0h0>>.

FIGURE 1
The Times from LexisNexis



**Brazilian serial killer did it for the 'buzz';
Brazil**

BYLINE: James Hider

SECTION: NEWS; Pg. 49

LENGTH: 401 words

A Brazilian serial killer has admitted to strangling or stabbing to death 42 people, almost all of them women, for the adrenaline rush. His killing spree in Rio de Janeiro lasted almost a decade.

Police arrested Sailson Jose das Gracas, 26, on Wednesday, shortly after he had knifed a woman to death in the north of the crime-ridden city which will host the Olympics in 2016.

"At 17, I killed the first woman and that gave me a buzz. I kept on doing it and I enjoyed it," he said. "When I wasn't killing someone, I got uptight. I would pace up and down at home. Killing calmed me down.

"I'd kill someone and then would think about the victim for two or three months. After that, I'd go off hunting. I don't feel remorse - if I go to jail for ten, 15, 20 years, then as soon as I get out I'll do the same thing all over again." The maximum jail term in Brazil is 30 years.

Gracas is the latest in a spate of serial killers to plague the country, which has one of the highest murder rates in the world. Last week a 23-year-old man was arrested near Sao Paulo for beheading six people in random axe attacks that he said were inspired by watching Islamic State (Isis) videos. In October, a

Source: LexisNexis (2014).

FIGURE 2

The Independent from LexisNexis

50 of 107 DOCUMENTS



September 24, 2014 Wednesday
First Edition

Brazil refuses to sign up to deforestation pledge

BYLINE: DAVID USBORNE AT THE UNITED NATIONS

SECTION: WORLD; Pg. 32

LENGTH: 325 words

Brazil has refused to sign an anti-deforestation pledge, dealing a blow to the Climate Change summit in New York.

The Brazilian delegation claimed measures to end illegal deforestation had been drafted behind closed doors at the United Nations without its participation.

The fit of pique gravely undermines the declaration, which was meant as a centre-piece of the one-day summit. The Amazon jungles, "the lungs of the planet", absorb huge quantities of carbon dioxide, the main cause of global warming. Logging is the second biggest source of emissions.

Source: LexisNexis (2014).

FIGURE 3

The Guardian from LexisNexis

30 of 107 DOCUMENTS



The Guardian (London) - Final Edition

October 15, 2014 Wednesday

Football: In brief: Brazil: Neymar to the fore as Japan are swept aside**BYLINE:** Guardian staff and agencies**SECTION:** GUARDIAN SPORT PAGES; Pg. 5**LENGTH:** 182 words

Neymar scored all four goals in a sumptuous display for Brazil as the five-times world champions routed an understrength Japan 4-0 in a friendly in Singapore to maintain Dunga's perfect start since returning as manager. The Brazil captain took his impressive tally to 40 goals in 58 matches. Neymar had no problems with the poor surface as the Barcelona striker entertained the 51,577 crowd with flicks and tricks around his cool finishes. He rattled the post with a free-kick a minute before opening the scoring in the 18th minute when he rounded the Japan goalkeeper, Eiji Kawashima, and lashed the ball into an empty net after being put clear by Diego Tardelli. Philippe Coutinho then slipped a ball to Neymar, who slotted home a second. Dunga brought on the experienced Robinho and Kaka to get among the scoring fun. Kaka almost obliged with his first touch, but his 77th-minute header was pushed on to the bar by Kawashima. Japan failed to clear and Neymar swept home. Kaka then turned provider as he swung over a cross from the left that Neymar leapt highest to head in. Staff and agencies

LOAD-DATE: October 15, 2014**LANGUAGE:** ENGLISH**PUBLICATION-TYPE:** Newspaper

Source: LexisNexis (2014).

FIGURE 4
The Financial Times from LexisNexis



Financial Times (London, England)

August 26, 2015 Wednesday
USA Edition 1

Gloomy economic reality dawns on Brazil; Recession

BYLINE: John Paul Rathbone in Sao Paulo

SECTION: WORLD NEWS; Pg. 3

LENGTH: 689 words

Roberto Setubal, the head of Brazil's biggest private bank, sees a long period of gloom for Brazil's economy as unemployment rises and Congress is upset by corruption scandals. However, he does not believe Dilma Rousseff, the president, will be impeached.

Latin America's largest economy has fallen into its biggest recession since the Great Depression, hit by lower commodity prices, a multibillion-dollar corruption scandal at state-controlled oil company Petrobras, and a political crisis that has made Ms Rousseff the most unpopular president in Brazilian democratic history

Source: LexisNexis (2014).

4 FINDINGS AND DATA ANALYSIS

Our data set represents an extensive number of articles across four years – 2013, 2014, 2015 and 2016 distributed in eight semesters – that spanned sport mega-events, social changes, and political problems in the country. For this current news coverage about Brazil, box 3 shows the data collection distributed into semesters with the main facts on the country.

BOX 3
Time frames for the news coverage

Semester	News	Total by year	Main facts in Brazil in each semester
January to June 2013	244	474	Economy growth decreases and street demonstrations
July to December 2013	230		Selected to host the Olympics 2016 in <i>Rio de Janeiro</i> in July 2013
January to June 2014	210	404	World Cup 2014 in July 2014 and street demonstrations
July 2014 to December 2014	194		Presidential re-election in October 2014 and street demonstrations

(Continues)

(Continued)

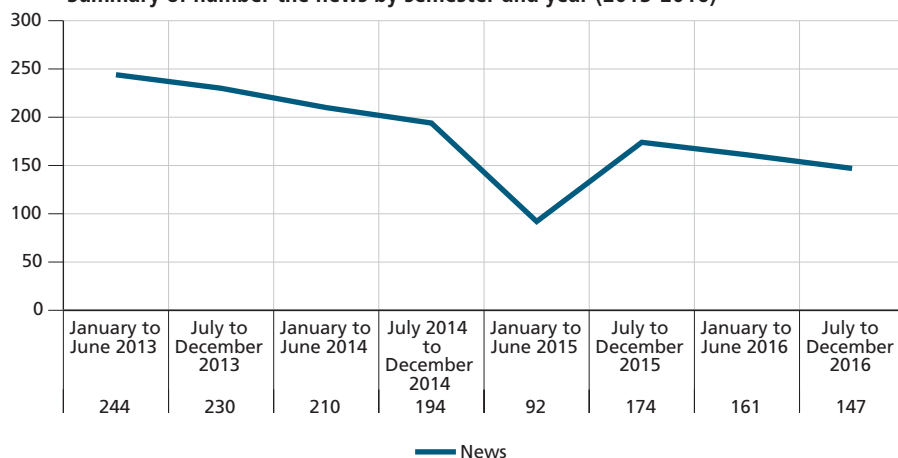
Semester	News	Total by year	Main facts in Brazil in each semester
January to June 2015	92	266	Street demonstrations and corruption scandals
July to December 2015	174		Street demonstrations; environmental disaster and corruption scandals
January to June 2016	161	308	2016 Olympic Games in <i>Rio de Janeiro</i> and Zika issues
July to December 2016	147		Environmental disaster and corruption scandals

Authors' elaboration.

Next, chart 1, as the summary of the news by semesters, shows the decline of the news in 2015.

CHART 1

Summary of number the news by semester and year (2013-2016)



Authors' elaboration.

4.1 Data analysis

To provide some context for the articles, as a matter of fact, while the authors were analysing and interpreting these collected data, the UK newspapers were widely exposing the current situation of Brazil as “a tragedy and a scandal” (The Guardian..., 2016). Moreover, “corruption, conspiracy accusations and an impeachment battle – the turmoil surrounding Brazilian politics” (Brazil..., 2016) and “Nothing is clear in Brazil’s murky political crisis, except that the country will suffer the consequences for a long time to come” (The Guardian..., 2016). *The Independent* (Watts, 2016) said: “But beneath the colourful façade, Brazil is a darker place, one where social division and corruption have forged one of the world’s most violent civilisations”.

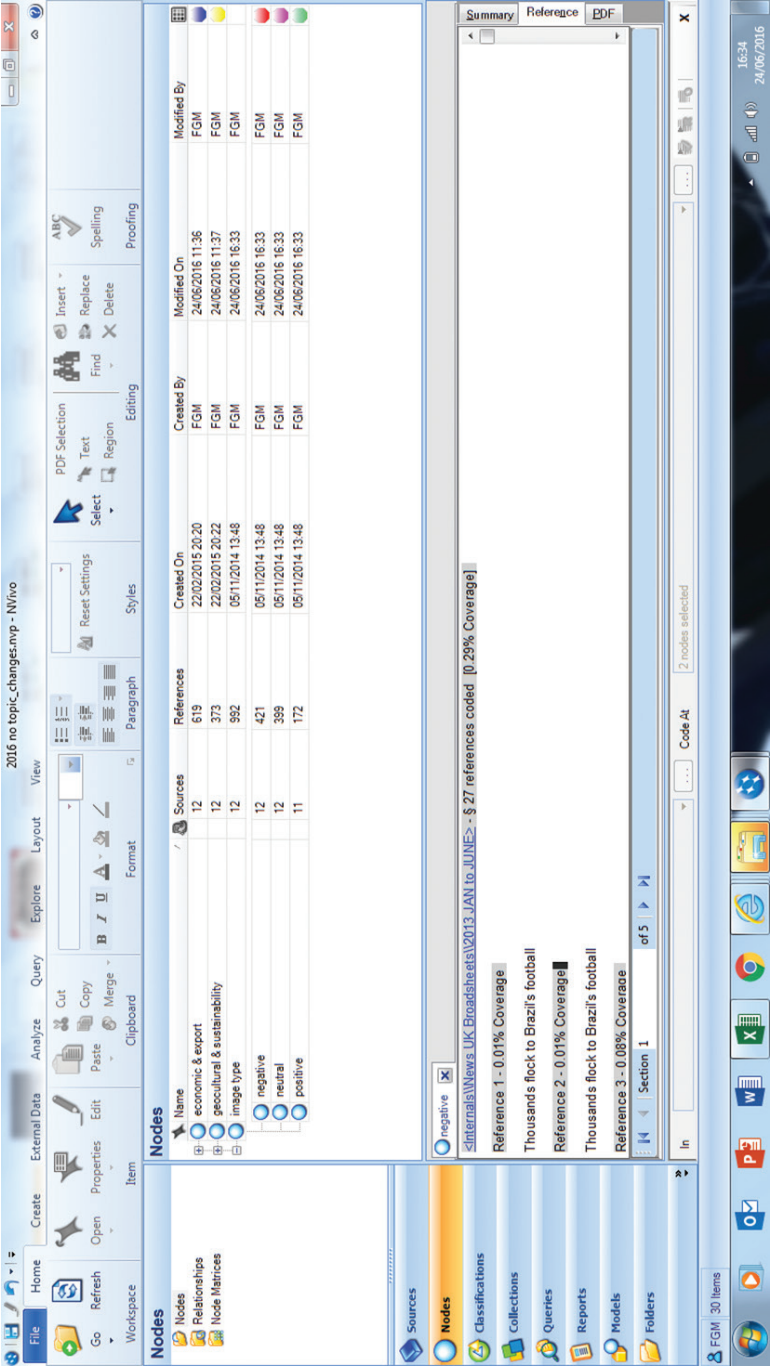
Because articles communicate an underlying tone with varying terminology (as images type), we classified each article in this way: Articles were “positive” if they were essentially “good news”, negative if they were “bad news”, and neutral if they did not present any negative or positive news (“just news” as used in the title of this paper to mean that there was no judgement of value attached to it) – this classification is in line with the approach utilized by Morley (2002), Jain and Winner (2013) and Hansen and Machin (2013). In this case, each news articles headline was associated to the Brazil’s image type coded by one node. Although the analysis of the tone used in the news coverage is generally subjective, this study follows Buarque (2015) in accepting that the description of problems in the country is bad for its image, even if it could generate a more nuanced interpretation about the meaning and consequence of such problems. In order to classify the articles for analysis, we first inspected the headline for key words, treating it as the formal criterion for segmentation (Schreier, 2013). If the headline was illegible, we read the whole article for distinguishing sentences. Le’s (2012) news coverage of the French quality daily, *Le Monde* has also used headlines to explore “news at a glance”.

After this initial step, we used thematic analysis (Schreier, 2013) and content analysis (Morley, 2002) to explore, classify, and interpret the data from the articles’ content. Following the suggestions of Hansen and Machin (2013), we conducted a content analysis on the classified articles to be linked to country branding perspective (Fetscherin, 2010; Szondi, 2007; Moilanen and Rainisto, 2009; Anholt, 2010; Lee and Hong, 2012; Jiménez-Martínez, 2013, 2017; Dinnie, 2015). For Morley (2002, p. 213), content analysis “will provide a classification of the content of each press report” – for instance, if it is negative, neutral or positive. Similarly, Walker (1997, p. 79) already observed that government authorities “communications need to be defined much more widely than media relations”. He was clear to mention, “The authority may choose to put efforts into direct communication”, because for him, media relations are indirect communications meaning “talking to the press and broadcasters the local authority is seeking to use them to convey a message” (Walker, 1997, p. 78). Moreover, Kim and Yang (2008) has also applied content analysis of international newspapers and government publications, for examining the influence of newsworthiness and public relations efforts on international news coverage.

For the purpose of thematic and content analysis, the data analysis was carried out using NVivo analytical software that helps to “ensure rigour in the analysis process” (Bazeley and Jackson, 2013, p. 3). Figure 5 shows one of the NVivo’s screenshot regarding the coding framework for the country image type (positive, neutral or negative). Therefore, using a qualitative approach, we followed the recommendations for category development set up in NVivo (for the thematic dimensions) by Bazeley and Jackson (2013), which involved the following analytical processes: reading, reflecting, coding, annotating, memoing, discussing, linking, and visualising. As a quantitative analysis tool, NVivo is a useful way “to build a web of understanding and the beginnings of theory” (Bazeley and Jackson, 2013, p. 243).

During the analysis, for each article, we identified the main topic and stored the article in one of two thematic dimensions *i*) “Economic, Business and Exports”; or *ii*) “Geocultural and Sustainability”. Fundamentally, coding is a way of tagging (Bazeley and Jackson, 2013, p. 70) in order to “bring order out of chaos”. Next, we determined the twenty-two sub-dimensions (figure 6), which are also related to the previous studies and related to the news’ content. It is relevant to say that the numbers of news represent part of the data analysis, not the total of news.

FIGURE 5
Nvivo's screenshot: coding framework for image type



Authors' elaboration.

FIGURE 6

Twenty-two sub-dimensions at NVivo coding stage

Name	Sources	References
economic & export	12	619
agribusiness, oil & ethanol	8	51
corruption	10	43
diplomatic issues	9	40
fashion	4	6
finance	12	97
government	12	117
internet, social media & mobile	6	12
investment	11	45
politics	11	77
poverty	3	5
tourism	7	49
UK business with Brazil and a few other countr	11	77
geocultural & sustainability	12	373
accidents	3	10
crime and violence	8	50
dance	1	1
drugs	4	4
environmental issues	10	76
film, tv & radio	6	14
food	3	4
music	2	5
religion	6	28
sports	6	177
women discrimination	1	4
image type	12	992
negative	12	421
neutral	12	399
positive	11	172

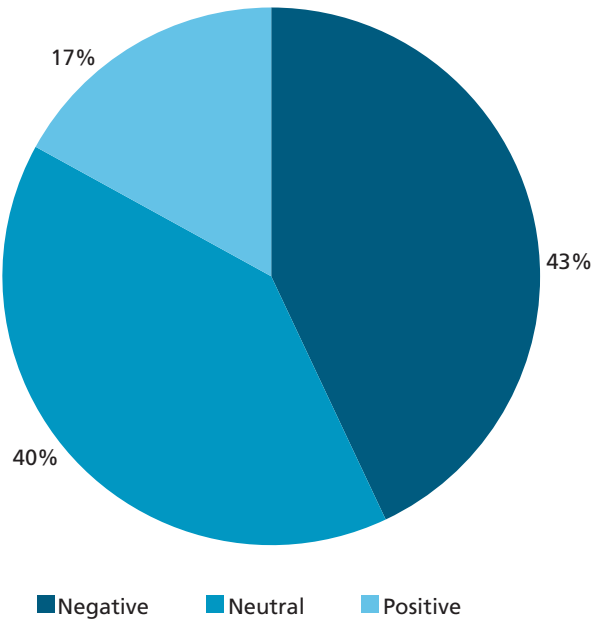
Authors' elaboration.

4.2 Project Country Image: good, bad or just news

The negative and positive classifications are clearly reasonable as the damaging and the confident associations to the country image, respectively. Neutral classification was the purely informative news content. For the purpose of impartiality due to the significance of each news article's circumstance – e.g. negatively, neutrality or

positively position, this coding frame was carefully analysed and interpreted by a non-discriminatory Brazilian researcher’s perspective. After careful analysis as described at the previous section, the news classifications were summarized in the pie chart below.

CHART 2
News Articles’ classification as positive, neutral, or negative

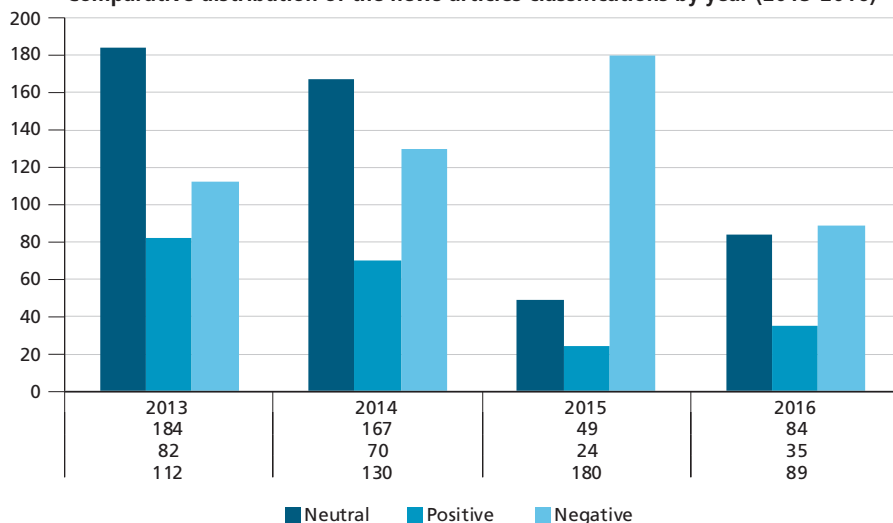


Authors’ elaboration.
Obs.: Image displayed in low resolution due to the technical characteristics of the original files provided by the authors for publication (editorial note).

The whole dataset of the four years analysed shows that there was a prevalence of news pieces with a negative approach to describing Brazil. This is a portrait of the projection of the image of Brazil in a period in which the international media was paying more attention to the country, but the nation was going through a very deep political and economic crisis, which naturally affected the tone used to describe it. While the percentage of news with a neutral approach is also high (probably due to objective and factual descriptions of the country with no value in the projection), more strikingly is the fact that the total of news with a positive tone is less than one in every five pieces about Brazil.

CHART 3

Comparative distribution of the news articles classifications by year (2013-2016)



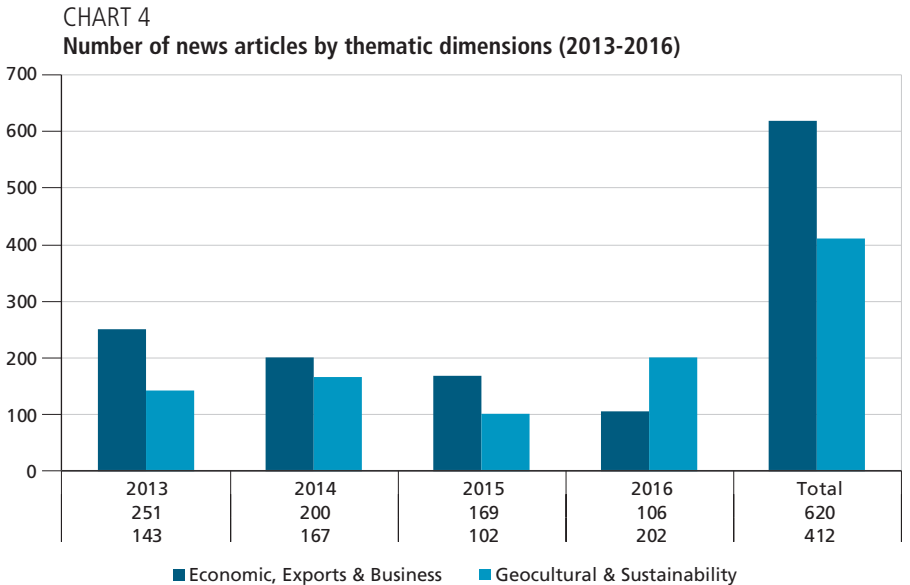
Authors' elaboration.

When analysing each year separately, the most striking observation is that most of the news articles from 2013 and 2014 presented a neutral theme, amounting to 48% and 45% of the total number of news in each of those years. In 2014, there were more negative articles than the year before (35% of the total of news that year), but seventeen fewer neutral articles and twelve fewer positive articles. It is noteworthy to mention that the total of news in each year do not match the numbers of box 3 and chart 1 (whole dataset), due to the fact that the chart 3 presents the analysed data; some news articles were repeated by the outlets.

The year 2015, on the other hand, was the one with a biggest margin of negative (71% of the total of the year) over positive (9,4%) and neutral news (19%). The main facts mention about the country in the analysed newspapers in that year were street demonstrations, corruption scandals, and an environmental disaster. As it was the gap year between the World Cup and the Olympics, the coverage focused less on the global events (which may have a tendency of generating positive, festive news) and more on the problems the country was going through (including problems related to the legacy of the World Cup that had ended and the preparations for the upcoming Olympic Games).

4.3 News articles’ classification as thematic dimensions and sub-dimensions

Regarding the news articles’ classification as thematic dimensions, chart 4 illustrates them by year. As can be seen from chart 4, the “*Economic, Exports and Business*” thematic dimension reported significantly more news than the “*Geocultural and Sustainability*” dimension.

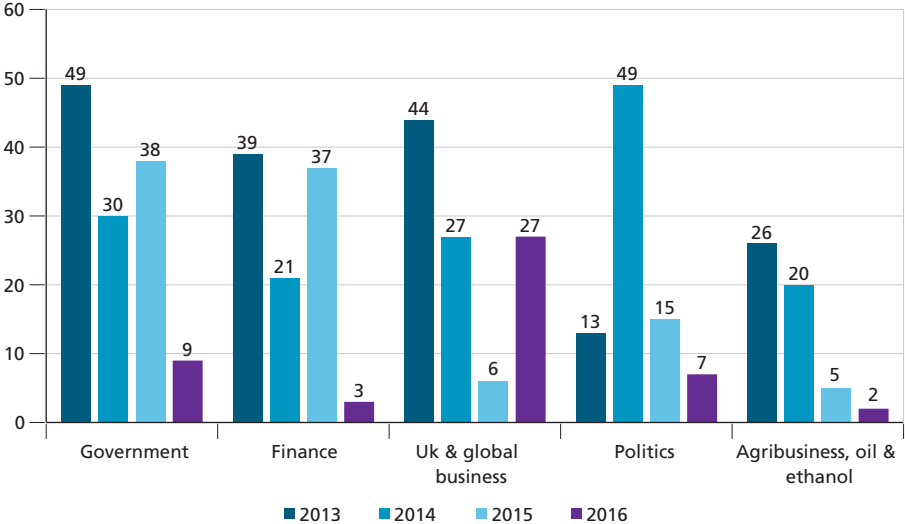


Authors’ elaboration.

It is possible to notice that the amount of news in the thematic dimension of “*Economic, Exports and Business*” was higher than the ones on “*Geocultural and Sustainability*”, although in 2016 the trend was reversed, probably because of the coverage of a natural disaster in Brazil. The total of data analysed and collected were 1,452 news articles; however, considering the thematic dimension classifications, the total of the data turns out to be 1,032.

As a result, chart 5 signposts the “*Economic, Exports and Business*” dimension, which had the highest number of nodes, by presenting the following top five sub-dimensions: first, “government”; second, “finance”; third, “UK business & global business”; and fourth, “politics”; and fifth, “agribusiness, oil & ethanol”. The remaining sub-themes not showed in chart 5 due to the scarce number of news were the following – “investment”; “tourism”; “corruption”; “diplomatic issues”; “internet, social media & mobile”; interestingly, the last ones were “fashion” and “poverty”.

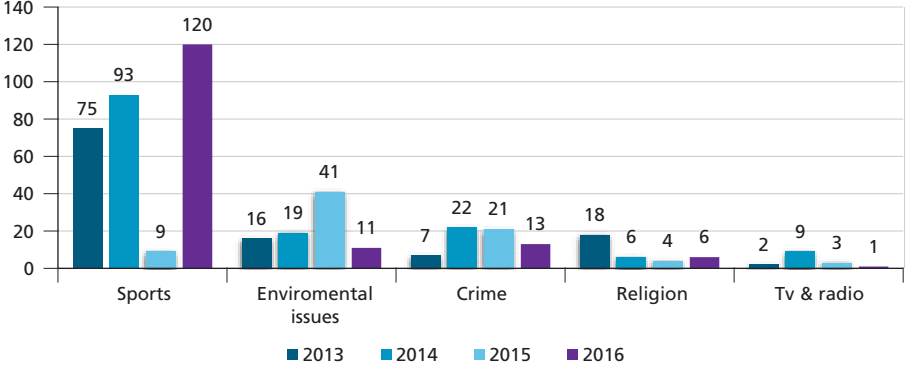
CHART 5
“Economic, Exports and Business” and top sub-dimensions (2013-2016)



Authors' elaboration.

On the other hand, the “*Geocultural and Sustainability*” thematic dimension demonstrated the following sub-dimensions: first, “sports”; second, “environmental issues”; third, “crime”; then, forth, “religion”; and fifth, “television & radio”. Chart 6 presents a comparison among the top five sub-dimensions for each main dimension across the study period. Chart 6 does not show the next sub-themes due to the scarcity of the number of news, which were the following ones: “accidents”, followed by an even distribution for “music”, “food” and “dance”.

CHART 6
“Geocultural and Sustainability” and top sub-dimensions (2013-2016)



Authors' elaboration.

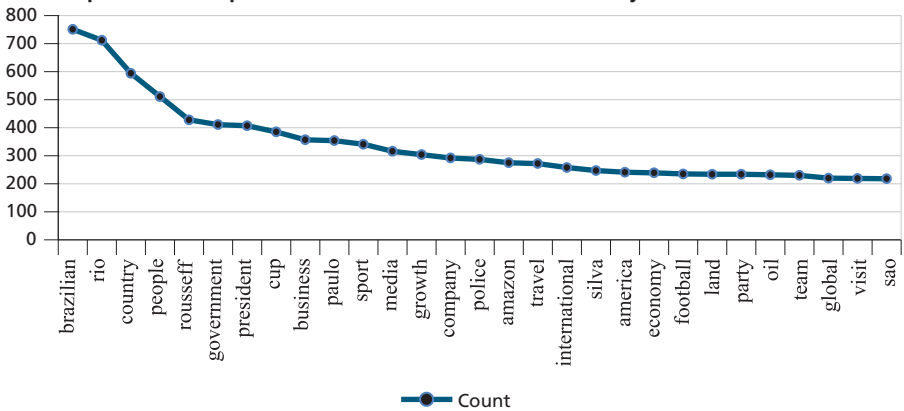
4.4 Quantitative analysis: word frequency

In addition to news nodes established during the coding process in NVivo, there were particular words – associated to Brazil’s image, which were repeatedly mentioned in the news coverage. Moreover, these words were, deductively, emerged from the data analysis; most of them are interestingly associated to the former thematic dimensions - inductively established a prior in the research for the start of NVivo coding.

Using NVivo tool for the selection of the 500 words most cited in the news coverage, the results were exported to an Excel file and investigated as well. For instance, out of 500, 150 words were considered after deleting frequent word which are from the news captions and the newspapers cataloguing, e.g. edition, comment, publication, section, length, copyright, documents, newspaper, among many others. Prepositions, connectors, verbs and adverbs were also removed.

“Brazil” was counted 4,128 times, which represents 1.52% weighted percentage (%) of the total of 500 words mentioned in the news coverage. Next, the top 30 most frequent words related to the total of news are presented in chart 7.

CHART 7
Top 30 most frequent words related to Brazil in the analysed news



Authors' elaboration.

4.5 Ambiguous interpretations

Ambiguous interpretations of a few news articles were detected that justifies the total of analysed news discrepancy with the whole dataset collected (1,452) regarding the thematic and the image classifications. For instance, *The Independent on Sunday* (Knight, 2012), on March 4, 2012 First Edition (88 of 109), publishes the headline “They’ve got an awful lot of potential in Brazil – and not just in coffee” with no section related. Moving forward to the whole news article page (106), it

says “Think Brazil and what pops into your head? Carnival, football or the girl from Ipanema perhaps, but bumper investment returns? Unlikely”. In this case, as in a few others, the journalist attracts the reader by using Brazilian stereotypes or image associations, however, the main theme is the economy, the BRICS, the investors, among others. Cases like this one, even though could imply more than one node (music & festivals; tourism & destinations; sports and economy), the researcher kept the main theme after reading carefully the whole news article. This way, there was not any second interpretation.

Another example of multiple interpretations because of the variety of topics within one news article also because of the lack of the suitable section, is one about Prince Harry’s trip to Brazil in the News section. The news issued at *The Sunday Telegraph* (Nikkhah, 2012), on March 11, 2012 Edition 1, National Edition, has no straight focus, it mentions his role as an ambassador for British trade and the Olympics – on his first solo tour – playing rugby at Rio de Janeiro beach – which headline says: “Harry a sport in Brazil”; clearly, after reading the whole text (three lines only) at least two thematic dimensions could be seen in the news article: business with UK, sport, tourism destination. Another Royal family related-news is about the previous Harry’s visit to the country, however, the headline at *The Daily Telegraph*, March 13, 2012 Tuesday Edition 1, National Edition, says: “Air traffic doubles as Harry visit boosts Brazil” (Gribben, 2012). In this case, the news section is Business, appropriately in a way; the text again emphasizes his role as a trade ambassador but finalizes highlighting that the percentage increase in flights between Heathrow and Brazil in the year to February. It could be classified either as UK business with Brazil or tourism.

However, there were a few news articles which had no relation to either the thematic dimensions or to the country image type, in this way, the classification as a “non topic” node was designated; for instance, *The Times* – both on March 10, 2012 National Edition and on March 8th 2012 in Ireland, reproduces the headline: “Inside today In Brazil now” (Inside..., 2012); when reading the short news article (only 48 words), the use of the slang “Phwoar” has no relation to a topic itself or a clear understanding of the news content. Furthermore, one news can be published in more than one edition of the same newspaper but in another country or city, for instance, *The Times* (London) publishes exactly the same news at the same day (or not) at the Ireland edition, at the Scotland edition and at the National edition as well. In this case, it was considered two news articles about Sport, in this case (September 20th, 2012).

5 FINAL REMARKS

The aim of this paper was to explore and analyse the projection of the image of Brazil in news articles from UK broadsheets in order to understand how media debates impact a country's image – in this case, the unit of analysis was Brazil. Our study joins others in country image research that have studied the news coverage within and about particular countries, including Chile (Jiménez-Martínez, 2013), the United States (Lee and Hong, 2012), Mexico (Rivas, 2011) and Portugal (Custódio and Gouveia, 2007). Our research builds on previous literature's suggestion that the analysis of media supports the overall understanding of the reputation of a country.

We categorized the 1,452 news articles into two thematic dimensions (1,032 news) and classified them as either positive, negative, or neutral (1,206 news). Moreover, each dimension produced several sub-dimensions, which underscores the multidimensional nature of country reputation. UK news coverage portrays "business" as the main theme. Further analysis showed that the "*Economic, Exports and Business*" thematic dimension reported significantly more news than the "*Geocultural and Sustainability*" thematic dimension in both years. Moreover, most of the news in the former dimension focused on government issues, politics, and Brazil's relationships with business entities inside and outside the UK. It is worth noting that both years featured important governmental and political issues – the re-election of the president and her frequent international appearances; the government's response to the economic situation; issues of corruption; street demonstrations, and an increase in business due to global trade. On the other hand, most of the news regarding the "*Geocultural and Sustainability*" dimension covered a range of themes, including sports, the environment and crime in both years as well - in terms of the volume of articles. Notably, 2014 saw twenty-four more articles regarding sports than 2013, likely prompted by preparations for the World Cup. During the same time span, there was a large increase in articles concerning crime.

Surprisingly, "neutral" news represented the highest number in both years (2013 and 2014), followed by "negative" and then "positive". Between 2013 and 2014, there was an increase in positive and neutral news, but a decrease in negative news. However, looking at the data at the semester level reveals further nuances: From January to June 2013, for instance, there was more negative coverage due to the economic downturn and street demonstrations. From July to December 2013, there was a slight decrease in the volume of news – even though Brazil was selected to host the Olympics 2016 in Rio de Janeiro. From January to June 2014, Brazil hosted the World Cup (July 2014), while street demonstrations during and after the mega-event were mostly contained to several host cities. Negative news remained about the same during this semester, while positive news rose slightly, and neutral news rose considerably. Lastly, the period covering July to December 2014 featured the presidential re-election and other street demonstrations through the country.

In 2015 there was an increase in the proportion of news with a negative tone, which is aligned with the fact that it was a period in the middle of the two global events hosted by Brazil. In that year, the world was still paying a lot of attention to the country, but there was no escape from the factual news about the problems of the country, and there was not a lot of need for coverage of sports and cultural events. According to the Reputation Magazine (Transparency..., 2016, p. 2) by the Oxford University Centre for Corporate Reputation, “Brazil is in meltdown, after nearly two years of what has been called the biggest global corruption scandal ever, with graft and conspiracy identified in epidemic proportions between state-owned oil company *Petrobras*, construction companies and political leaders”. These serious complications – between having rich natural resources, on one hand, and a tendency toward corruption on the other – are damaging Brazil’s country reputation. However, the political or social dimensions of Brazil are beyond the scope of this research, even though it is relevant to hold onto these existing evidences of transitional issues (Szondi, 2007).

It is worth cautioning that there was an abundance of negative news coverage across all four years. Nonetheless, the findings offer qualitative support to earlier authors’ suggestions – for instance, that socio-economic changes may repair or modify a country image. Furthermore, it seems that strategies of country reputation management, in collaboration with media entities, can change negative or false stereotypes. Our results suggest that government officials can leverage books, films, and other media in order to enhance tourism and conduct PR campaigns, which may ultimately improve the country’s branding.

Several authors have noted that country image is a key construct in international public relations and diplomacy. In this regard, our results emphasize that a country’s image (and by extension, its reputation) can be deduced from positive and negative news coverage in the international press. To achieve this clarity, place marketers and officials need to consider the thematic dimensions and sub-dimensions in order to grasp the indirect way in which media relations shape a country image (Walker, 1997).

Taken together, these results suggest that there is a link between the country *status quo* and its projected image in the news media that stems from the country’s socio-economic, political, geocultural, and sustainability aspects and changes. Consequently, governments may be able to better plan their media relations by monitoring the country image: for instance, our sample was devoid of news regarding “education” and “technology”; such positive topics could have been internationally disseminated. For instance, none of the UK papers in our sample covered news regarding education and technology. However, Brazil undertook actions in both domains during 2013 and 2014 – respectively funding higher education, both internally and externally, and supporting Embraer aircrafts and

software exports. At the same time, external news may indicate a need for internal solutions: For instance, the high emphasis on “crime” in the UK news suggests that the government needs to coordinate with public and private institutions to improve the issue internally.

Although this paper supports the idea that media analysis can improve our general understanding of a place brand, it features several limitations that may prompt further research. Due to timing and resources, we were unable to gather data from a wider number of online media sources, such as blogs, magazines and forums. Additionally, our study did not factor in the bias or orientation of any given newspaper. That said, this was not a study of the media itself or people’s perceptions towards news content. Another constraint lies in the fact that this study had no intention to analyse Brazil’s image under an entire political or social angle as, during the data collection, problems concerning the political dimension could have been explored due to the on-going in-country social and political. However, the reality of the country was addressed by citing the main events during these years (2013, 2014, 2015 and 2016). Moreover, in all situations, attention is needed between the promise of country branding and the reality of the country; thus, government and public and private partnership are required in order to prioritise public policies planning focusing on the reputation of the country. As a recommendation for future research, the proposed framework — thematic dimensions and image types — of this research may be potentially applied to other time (e.g. years, decades or months) or space (e.g. cities, regions or countries).

On a practical level, our study implies that governments should commit the appropriate investment and planning to strategies and activities that mitigate a country’s negative image. This paper also endorses that governments could validate their function by highlighting (positive) changes and (virtuous) improvements as part of their country’s brand communication, international public relations and public diplomacy initiatives.

REFERENCES

- ADEGOJU, A. We need more than jingles: discursive practices of resistance in the Nigerian public’s responses to the rebranding Nigeria campaign. **Discourse, Context & Media**, p. 106-13, 2016.
- ANHOLT, S. **Places**: identity, image and reputation. London: Palgrave Macmillan, 2010.
- APEX-BRASIL – AGÊNCIA BRASILEIRA DE PROMOÇÃO DE EXPORTAÇÕES E INVESTIMENTOS. Discover Brazil. **Apex-Brasil**, 2016. Retrieved Jan. 27, 2016, from: <<https://bit.ly/3eF0VQK>>.

BANDEIRA, L. 'Imagem internacional do Brasil não poderia estar pior', diz brasileiro. **BBC Brasil in London**, Mar. 5, 2016. Retrieved May 10, 2016, from: <<https://bbc.in/30q6NrU>>.

BAZELEY, P.; JACKSON, K. **Qualitative data analysis with NVivo**. 2. ed. London: Sage, 2013.

BNA – BRITISH NEWSPAPER ARCHIVE. Brazil News. **The BNA**, 2015. Retrieved Mar. 2015, from: <<https://bit.ly/3hRoLve>>.

BRAZIL's last emperor deposed. **History**, [s.d.]. Retrieved Nov. 17, 2015, from: <<https://bit.ly/3gMoRCP>>.

BRAZIL's political turmoil hangs over agricultural markets. **The Financial Times**, 2016. Retrieved Apr. 28, 2016, from: <<https://on.ft.com/32JTbZY>>.

BUARQUE, D. One country, two cups – the international image of Brazil in 1950 and in 2014: a study of the reputation and the identity of Brazil as projected by the international media during the Two FIFA World Cups in the country. **International Journal of Communication**, v. 9, p. 1300-1318, 2015.

_____. Crises, corrupção e zika criam tormenta, mas não destroem imagem do Brasil. **Blog do Brazilianismo/Uol**, 2016. Retrieved July 2018, from: <<https://bit.ly/2DQSrJJ>>.

BUHMANN, A.; INGENHOFF, D. Advancing the country image construct from a public relations perspective. **Journal of Communication Management**, v. 19, n. 1, p. 62-80, 2015.

CUSTÓDIO, M.; GOUVEIA, P. Evaluation of the cognitive image of a country/destination by the media during the coverage of mega-events: the case of UEFA EURO 2004 in Portugal. **International Journal of Tourism Research**, v. 9, n. 4, p. 285-296, 2007.

DINNIE, K. **Nation branding: concepts, issues, practice**. 2. ed. Oxon: Routledge, 2015.

FETSCHERIN, M. How to brand nations, cities and destinations: a planning book for place branding. **International Marketing Review**, v. 27, n. 4, p. 480-483, 2010.

FILL, C. **Essentials of marketing communications**. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2011.

FORTUNATI, L.; TAIPALE, S.; FARINOSI, M. Print and online newspapers as material artefacts. **Journalism**, p. 1-18, 2014.

GHERSETTI, M. Still the Same? **Journalism Practice**, v. 8, n. 4, p. 373-389, 2014.

GIRALDI, J. M. E. Evaluation of the impact of Brazil's sustainability on the behavioural intentions of stakeholders toward the country. **Evaluation and Program Planning**, v. 54, p. 135-143, 2016.

GRIBBEN, R. Air traffic doubles as Harry visit boosts Brazil. **The Daily Telegraph**, Mar. 13, 2012.

GUINA, F. C.; GIRALDI, J. M. E. The evaluation of Brazilian beef in Europe: consumers, importers and exporters' perspectives. **International Food and Agribusiness Management Review**, v. 16, n. 4, p. 101-122, 2013.

GUNTER, B. News sources and news awareness: a British survey. **Journal of Broadcasting & Electronic Media**, v. 29, n. 4, p. 397-406, 1985.

_____. **Media research methods**. London: Sage, 2000.

HANSEN, A.; MACHIN, D. **Media and communication research methods**. London: Palgrave MacMillan, 2013.

INGENHOFF, D. Migration and Swiss identity: how much space for the foreign in the familiar? **Studies in Communication Sciences**, v. 17, n. 1, p. 137-140, 2017.

INSIDE today in Brazil now. **The Times**, Mar. 8, 2012.

JAIN, R.; WINNER, L. Country reputation and performance: the role of public relations and news media. **Place Branding and Public Diplomacy**, v. 9, n. 2, p. 109-123, 2013.

JIMÉNEZ-MARTINEZ, C. Chile's quest to improve its image abroad. **Place Branding and Public Diplomacy**, v. 9, n. 4, p. 279-290, 2013.

_____. Which Image? Of Which Country? Under Which Spotlight? Power, Visibility, and the Image of Brazil. **Revista Trama Interdisciplinar**, v. 8, n. 3, p. 52-70, 2017.

KIM, J. Y.; YANG, S. Effects of government public relations on international news coverage. **Public Relations Review**, v. 34, n. 1, p. 52-53, 2008.

KNIGHT, J. They've got an awful lot of potential in Brazil – and not just in coffee. **The Independent on Sunday**, Mar. 4, 2012. Available at: <<https://bit.ly/2YVb3Qn>>.

LE, E. Gateways to the news: headlines on *Le Monde's* home page and front page. **Discourse, Context and Media**, v. 1, n. 1, p. 32-44, 2012.

LEE S.; HONG, H. International public relations' influence on media coverage and public perceptions of foreign countries. **Public Relations Review**, v. 38, n. 3, p. 491-493, 2012.

LEXISNEXIS. Search. **LexisNexis**, 2014. Retrieved Jan. 2015, from: <www.lexisnexis-es.co.uk/>.

LOO, T.; DAVIES, G. Branding China: the ultimate challenge in reputation management? **Corporate Reputation Review**, v. 9, n. 3, p. 198-210, 2006.

LOPES, I. B.; GIRALDI, J. M. E.; AGUIAR, L. An Analysis of country image of Brazil and its fresh fruits: a two scales comparison. **Journal of Food Products Marketing**, v. 20, p. 262-282, 2014.

LOURENÇÃO, M.; GIRALDI, J. M. E. Development of an identity model for sector brands. **Journal of Fashion Marketing and Management**, v. 21, n. 3, p. 317-340, 2017.

MARIUTTI, F. The Placement of country reputation towards place management. **Journal of Place Management and Development**, v. 10, n. 3, p. 240-253, 2017.

MARIUTTI, F. et al. 'If I huff and puff' – Foundations for building Brazil's image: evidence from an international systematic review. **Revista Eletrônica de Negócios Internacionais ESPM**, v. 12, n. 2, p. 58-73, 2017.

MARIUTTI, F.; GIRALDI, J. D.; CRESCITELLI, E. The image of Brazil as a tourism destination: an exploratory study of the American market. **International Journal of Business Administration**, v. 4, n. 1, p. 13-22, 2013.

MARIUTTI, F.; TENCH, R. How does Brazil measure up? Comparing rankings through the lenses of nation brand indexes. **Place Branding and Public Diplomacy**, v. 12, n. 1, p. 17-31, 2016.

MOILANEN, T.; RAINISTO, S. **How to brand nations, cities, and destinations: a planning book for place branding**. London: Palgrave Macmillan, 2009.

MORLEY, M. **How to manage your global reputation: a guide to the dynamics of international public relations**. New York: Palgrave, 2002.

NEWBURRY, W. Waving the flag: the influence of country-of-origin on corporate reputation. In: BARNETT, M. L.; POLLOK, T. G. (Eds.). **The oxford handbook of corporate reputation**. Oxford: Oxford University Press, 2012. p. 240-257.

NGHIÊM-PHÚ, B. Projected Country Image: an investigation of provinces/cities' logos. **Asia Pacific Journal of Tourism Research**, v. 20, p. 1466-1485, 2015.

NIKKHAH, R. Harry a sport in Brazil. **The Sunday Telegraph**, Mar. 11, 2012.

RICHARDSON, J. E. **Analysing newspapers: an approach from critical discourse analysis**. London: Palgrave Macmillan, 2007.

RIVAS, C. V. The rise and fall of Mexico's international image: stereotypical identities, media strategies and diplomacy dilemmas. **Place Branding and Public Diplomacy**, v. 7, n. 1, p. 23-31, 2011.

ROCHA, A. A. Brasil: a paradise of paradoxes. **Americas**, v. 52, n. 2, p. 28-37, 2000. Retrieved Mar. 23, 2015, from: <<https://bit.ly/2Ckkkt2>>.

SANTOS, G. E. O.; GIRALDI, J. M. E. Reciprocal effect of tourist destinations on the strength of national tourism brands. **Tourism Management**, v. 61, p. 443-450, 2017.

SAUNDERS, M.; LEWIS, P.; THORNHILL, A. **Research methods for business students**. 5. ed. London: Pearson, 2009.

SCHREIER, M. **Qualitative content analysis in practice**. In: FLICK, U. The SAGE handbook of qualitative data analysis. London: Sage, 2013. p. 170-183.

SUTTER, M. B. et al. In search of tools for the use of country image (CI) in the brand. **Journal of Brand Management**, v. 25, p. 1-14, 2018.

SZONDI, G. The role and challenges of nation branding in transition countries: the Central and Eastern European experience. **Place Branding and Public Diplomacy**, v. 3, n. 1, p. 8-20, 2007.

_____. From image management to relationship building: a public relations approach to nation branding. **Place Branding and Public Diplomacy**, v. 6, n. 4, p. 333-43, 2010.

_____. Public diplomacy. In: HEATH, R. L. (Ed.). **Encyclopedia of public relations**. 2. ed. Thousand Oaks: Sage, 2013. p. 711-712.

TENCH, R.; BOWD, R.; JONES, B. Fewer Perceptions and perspectives: corporate social responsibility and the media. **Journal of Communication Management**, v. 11, n. 4, p. 348-370, 2007.

THE GUARDIAN view on Dilma Rousseff's impeachment: a tragedy and a scandal. **The Guardian**, Apr. 18, 2016. Retrieved Apr. 28, 2016, from: <<https://bit.ly/2OATnnK>>.

TOLEDANO, M.; MCKIE, D. **Public relations and nation branding**: influencing Israel. New York: Routledge, 2013.

TRANSPARENCY versus Bribery. **Reputation Magazine**, n. 15, p. 1-12, 2016.

WALKER, D. **Public relations in local government**: strategic approaches to better communication. London: Pitman, 1997.

WATTS, P. Brazil: war photographer André Liohn documents a country in chronic disorder. **The Independent**, Mar. 12, 2016. Retrieved Apr. 28, 2016, from: <<https://bit.ly/2OMVxAN>>.

WORLD BANK. Overview. **The World Bank**, 2017. Retrieved Mar. 2017, from: <<https://bit.ly/30rW0Oe>>.

COMPLEMENTARY BIBLIOGRAPHY

APEX-BRASIL – AGÊNCIA BRASILEIRA DE PROMOÇÃO DE EXPORTAÇÕES E INVESTIMENTOS. Apex-Brasil trade sectors projects. **Apex-Brasil**, 2010. Retrieved May 14, 2014, from: <<https://bit.ly/2WocZPV>>.

DAYMON, C.; HOLLOWAY I. **Qualitative research methods in public relations and marketing communications**. 2. ed. London: Routledge, 2011.

Data de submissão: 16/11/2017

Primeira decisão editorial em: 18/7/2018

Última versão recebida em: 17/8/2018

Aprovação final em: 18/9/2018

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Reginaldo da Silva Domingos

Assistente de Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Supervisão

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Everson da Silva Moura

Revisão

Amanda Ramos Marques

Ana Clara Escórcio Xavier

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Luiz Gustavo Campos de Araújo Souza

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Hellen Pereira de Oliveira Fonseca (estagiária)

Ingrid Verena Sampaio Cerqueira Sodré (estagiária)

Editoração

Aeromilson Trajano de Mesquita

Cristiano Ferreira de Araújo

Danilo Leite de Macedo Tavares

Herllyson da Silva Souza

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Capa

Herllyson da Silva Souza

*The manuscripts in languages other than Portuguese
published herein have not been proofread.*

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo

70076-900 – Brasília – DF

Tel.: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0103-4138



9 770103 413007

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA