

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

Vol. 10, n. 2, 2016

HOMENAGEM A RODRIGO FERREIRA SIMÕES

Edson Domingues, Pedro Amaral, Gustavo Britto

iv-v

ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS FATORES DETERMINANTES DA REDUÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NO BRASIL

Janaildo S. de Sousa, Robério T. Campos, Andréa F. da Silva, Filomena N. R. Bezerra, Jaqueline S. de Lira

140-155

MIGRAÇÕES INTERESTADUAIS: UMA APLICAÇÃO DO MODELO GRAVITACIONAL PARA OS ESTADOS BRASILEIROS

William Barbosa, Édivo de Almeida Oliveira, Clailton Ataídes de Freitas, Paulo Ricardo Feistel

156-176

A SOJA E O ESTADO DO MATO GROSSO: EXISTE ALGUMA RELAÇÃO ENTRE O PLANTIO DA CULTURA E O DESENVOLVIMENTO DOS MUNICÍPIOS?

Lucas Siqueira de Castro, João Eustáquio de Lima

177-198

CUSTO DE VIDA, AMENIDADES E SALÁRIOS NAS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS

Maria Cristina Galvão, Alexandre Almeida, Humberto Francisco Silva Spolador, Carlos Roberto Azzoni

199-216

PROVÁVEIS IMPACTOS DE UM ACORDO PREFERENCIAL DE COMÉRCIO ENTRE O MERCOSUL E A UE PARA OS PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS BRASILEIROS

Marina Milani Almeida, Claudio R. F. Vasconcelos

217-233

ESTRUTURA PRODUTIVA DE PORTO ALEGRE/RS: ESTIMATIVA DOS MULTIPLICADORES DE PRODUÇÃO, EMPREGO E RENDIMENTOS PARA 2008

Karla C. T. T. Rodrigues, Umberto A. Sesso Filho, Paulo R. A. Brene, Marcia R. G. Câmara

234-252

QUALIDADE INSTITUCIONAL E DESEMPENHO ECONÔMICO: ANÁLISE EMPÍRICA DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS, 2010

Adrielli Santos de Santana, Ricardo Candéa Sá Barreto

253-271

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

ISSN 2447-7990

A **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)** é uma publicação oficial da **Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER)**. A revista tem por objetivo divulgar trabalhos que representam contribuição científica para o campo do conhecimento sobre os fenômenos regionais e urbanos com ênfase para a realidade brasileira. A perspectiva multidisciplinar é valorizada pela revista e os artigos publicados podem representar contribuições teóricas, aplicadas ou de política.

Os temas de interesse da revista incluem, de forma não necessariamente exclusiva: teoria e metodologia em economia regional e urbana, localização e concentração das atividades econômicas, análise estatística espacial, desenvolvimento regional e crescimento econômico, competitividade regional, infraestrutura regional e urbana, estudos urbanos e metropolitanos, meio ambiente e recursos naturais, turismo e indústrias culturais, desenvolvimento urbano e uso da terra, empreendedorismo e inovação, políticas sociais, pobreza, migração e mercado de trabalho regional e finanças públicas locais.

A revista é publicada semestralmente pela Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER) com objetivo de divulgar estudos socioeconômicos com destaque para as temáticas regional e urbana.

EDITORES

Fernando Salgueiro Perobelli, UFJF.
Pery Francisco Assis Shikida, UNIOESTE.

EDITOR ASSISTENTE

Vinicius de Almeida Vale, UFJF.

CONSELHO EDITORIAL

Alexandre Rands, UFPE.
Carlos Roberto Azzoni, USP.
Cássio Rolim, UFPR.
Eduardo Haddad, USP.
Fernando Salgueiro Perobelli, UFJF.
Geoffrey J. D. Hewings, UIUC.
Jan Oosterhaven, University of Groningen.
João Francisco de Abreu, PUC-MG.
Joaquim José Martins Guilhoto, USP.
Juan R. Cuadrado-Roura, Universidad de Alcalá.
Marcos Holanda, UFCE.
Mauro Borges, UFMG.
Michael L. Lahr, Rutgers.
Patricio Aroca, Universidad Católica del Norte.
Raul da Mota Silveira Neto, UFPE.
Roberta Capello, Politecnico di Milano.
Sabino da Silva Porto Júnior, UFRGS.
Tatiane Almeida de Menezes, UFPE.
Werner Baer - *In memoriam*.

Homenagem a Rodrigo Ferreira Simões



Em 19 de agosto de 2016, aos 50 anos de idade, faleceu no Rio de Janeiro o então presidente da Associação Nacional de Pós-Graduação em Estudos Urbanos e Regionais (ANPUR), Professor Rodrigo Ferreira Simões.

Foi um dos membros fundadores da Associação Brasileira de Estudos Regionais (ABER) e exerceu a presidência da ANPUR de 2015 a 2016, associação da qual foi ainda diretor de 2013 a 2015 e membro do conselho fiscal entre 2005 e 2007 e de 2009 a 2011. Era também vice-diretor do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR) – UFMG desde 2014.

De Belo Horizonte, Rodrigo era casado com Tereza Bruzzi e pai de Inácio. Era filho do saudoso Seu David e de Dona Maria e irmão de Gustavo e Leandro. De família originária “dos Pains” (interior de Minas), suas disciplinas e pesquisa sempre tiveram forte capacidade de motivar a discussão e análise de redes urbanas, regionalização e polarização. “Meus mortos só morrem em Divinópolis ou, se a complexidade é muita, em Belo Horizonte”, dizia como exemplo.

Rodrigo foi um dos economistas regionais mais inspiradores do país, sendo conhecido por ser um artista em sala de aula. Tendo iniciado sua carreira docente ainda muito jovem, como professor substituto da Faculdade de Ciências Econômicas da UFMG, Rodrigo se tornou referência entre alunos e colegas, distribuindo suas máximas e acumulando premiações e reconhecimentos diversos. Quando encontrava novos professores saindo das salas de aula, perguntava: “foi lá vender seu carro usado”? Antes que pudessem responder, disparava logo: “pois hoje eu dei a minha tradicional aula-show”.

Com imenso zelo pelas instituições, se manifestava constantemente preocupado com a “exacerbação sem precedentes de intolerância, de preconceito, de rejeição à diversidade” no âmbito global e também com o momento de crise política institucional no Brasil, em que “valores e princípios básicos da vida republicana e democrática estão sendo ameaçados de forma sistemática”. Orientador nato em todas as dimensões da vida acadêmica – e em tantas outras fora dela – transferiu para as novas gerações a primazia da dedicação à dimensão institucional da vida universitária, caminho que trilhou de maneira singular.

Rodrigo nutria verdadeira paixão por todas modalidades esportivas e por isso se gabava de ser “polidesportivo”. Quando jovem, foi árbitro de handebol de nível Nacional “A”, sendo mais tarde homenageado pela Federação Mineira. De todas as paixões esportivas, a maior era mesmo o Atlético-MG. Sua presença nos estádios era um reflexo de sua passagem pela vida: nunca passava despercebido e, por vezes, despontava como atração principal do evento.

Hoje, a risada larga e a voz de timbre forte e rouco foram substituídas pelo silêncio. Ficam a enorme saudade e a certeza de que aqueles que formou e tocou foram privilegiados por privar de sua convivência, mesmo que por tão pouco tempo.

Edson Domingues, Pedro Amaral e Gustavo Britto
CEDEPLAR-UFMG

ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DOS FATORES DETERMINANTES DA REDUÇÃO DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NO BRASIL*

Janaildo Soares de Sousa

Doutorando em Meio Ambiente e Desenvolvimento pela Universidade Federal do Ceará (PRODEMA/UFC)

E-mail: janaildo18@hotmail.com

Robério Telmo Campos

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (MAER/UFC)

E-mail: roberio@ufc.br

Andréa Ferreira da Silva

Doutoranda em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br

Filomena Nádia Rodrigues Bezerra

Mestra em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (MAER/UFC)

E-mail: nadiarodrigues-3@hotmail.com

Jaqueline Saraiva de Lira

Mestra em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (MAER/UFC)

E-mail: jaquelynejack@hotmail.com

RESUMO: Este estudo buscou mensurar e analisar os fatores determinantes da redução da Taxa de Mortalidade Infantil - TMI - no Brasil, no período compreendido entre 2001 e 2011. Para tanto, foi utilizada a abordagem teórica e o método de dados em painel utilizado por Sousa e Leite Filho (2008). O método empírico adotado permite ao menos dois avanços em relação aos demais: (i) admite o efeito não observável de variáveis explicativas em diferentes momentos; (ii) leva em consideração duas dimensões: o tempo e o espaço. Um terceiro avanço nesta análise é o período estudado - 2001 a 2011 - devido ao fato de a literatura ainda não ter feito inferências nestes anos. Assim, esta pesquisa acrescenta novas contribuições sobre a dinâmica da TMI no Brasil. A base de dados usada é proveniente de fontes secundárias, tais como: DATASUS, IPEADATA e PNADs. Os resultados corroboram com a literatura ao ratificar que a expansão do Programa Saúde da Família (PSF) altera o comportamento da taxa de mortalidade infantil; que melhoria na renda *per capita* e acesso ao saneamento são também fatores que reduzem a TMI e, por fim, que a desigualdade de renda provoca um efeito adverso.

Palavras-Chave: Fatores determinantes; Taxa de Mortalidade Infantil; Redução.

Classificação JEL: C23; I10.

ABSTRACT: This study sought to measure and analyze the determinants of reducing the infant mortality rate - IMR - in Brazil, in the period 2001-2011. For this purpose, we use the theoretical approach and the data method used by Sousa and Leite Filho (2008). The adopted empirical method allows at least two advances in relation to the others: (i) admits the unobservable effect of explanatory variables at different times; (ii) takes into account two dimensions: time and space. A third advance in this analysis is the study period - from 2001 to 2011, because literature has not yet made inferences in these years, then, will have news contributions on the dynamics of IMR in Brazil. The database used is from secondary sources, namely: DATASUS, IPEADATA and PNADs. The results corroborate the literature to ratify the expansion of the Family Health Program (PSF) changes the behavior of the infant mortality rate, an improvement in per capita income and access to sanitation are also factors that reduce IMR and finally, that income inequality causes an adverse effect.

Keywords: Determinant factors; Child mortality rate; Reduction.

JEL Code: C23; I10.

1. Introdução

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) é um indicador comumente utilizado por organismos internacionais para acompanhar os avanços das condições básicas de saúde dos países em desenvolvimento, haja vista que tem um peso significativo na expectativa de vida ao nascer. Representa o número de óbitos de crianças menores de um ano de idade, por mil nascidos vivos, na população residente de um determinado ente federativo, em determinado ano (SOUSA; LEITE FILHO, 2008).

Por ser utilizado como parâmetro para auferir o grau de desenvolvimento dos países, regiões, estados e municípios, o seu contínuo acompanhamento torna-se de grande importância e relevante para projeção de outras medidas de desenvolvimento. Pensando dessa forma, isso significa que elevadas taxas de mortalidade infantil refletem os baixos níveis socioeconômicos da população, representados por privação ao acesso dos funcionamentos básicos, tais como: saneamento, água potável, educação, renda, entre outros.

No entanto, as contribuições recentes da literatura sobre essa temática, relativas aos estados brasileiros, ainda não fizeram inferências sobre o período de 2001 a 2011. Dessa forma, torna-se pertinente a análise de como se encontra a dinâmica do comportamento da TMI no decorrer desses anos e de quais foram os possíveis fatores que influenciaram na redução desse indicador. Assim, a contribuição do presente estudo é propor uma abordagem diferenciada, a qual gera novas evidências sobre a situação da mortalidade infantil dos estados brasileiros.

A redução da mortalidade infantil faz parte dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), compromisso assumido pelos países membros da Organização das Nações Unidas (ONU) para que, com a globalização, o mundo se torne mais inclusivo e equitativo no novo milênio, (GARCIA; SANTANA, 2011).

Além disso, recentemente, a redução dessa problemática foi integrada nos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável (ODS). Trata-se de uma agenda global reestabelecida com base nos ODMs e tem por objetivo promover o desenvolvimento econômico, social e ambiental de forma sustentável até 2030. Para isso, será necessário atingir seus dezessete objetivos e, dentre eles, o terceiro, o qual engloba a erradicação da mortalidade infantil (PNUD, 2016).

No Brasil, as taxas de mortalidade infantil têm mostrado declínios importantes nas últimas décadas sendo que, no período de 1980 a 2010, houve um declínio de 82,80 para 15,97 dessa taxa (SILVA, 2015). Em relação aos principais determinantes da tendência de queda observada, os estudos apontaram para a importância da implementação de políticas públicas de saneamento básico e nutrição na década de 1980 e a expansão da atenção primária de serviços de saúde, especialmente materna e infantil (AQUINO; OLIVEIRA; BARRTETO, 2009). Contudo, mesmo diante desse cenário, o Brasil ainda apresenta uma elevada taxa de mortalidade.

Desse modo, a literatura especializada passou a questionar sobre os possíveis fatores condicionantes da alta da TMI, fato esse que motivou muitos estudos a nível internacional e nacional. As pesquisas sugerem que os possíveis fatores condicionantes da alta desse indicador sejam os baixos níveis socioeconômicos. (YUNES; RONCHEZEVEL, 1974; MONTEIRO; SZARFARC, 1987; SOUSA; LEITE FILHO, 2008; AQUINO, OLIVEIRA; BARRETO, 2009; SILVA *et al.*, 2012; ALMEIDA, SZWARCOWALD, 2012; LOURENÇO *et al.*, 2014).

Neste contexto, surge o seguinte questionamento: quais os fatores que contribuíram para a redução da taxa de mortalidade infantil nos estados brasileiros, no período de 2001 a 2011? O presente estudo pretende responder essa pergunta utilizando como recurso metodológico o método de dados em painel apresentado por Mendonça e Motta (2007) e detalhado por Greene (2008). Esse método permite uma análise mais robusta, tendo em vista que analisa de forma mais ampla a real situação da TMI no Brasil, pois permite considerar de modo eficiente o efeito específico das variáveis não observadas ao cobrir o período de 2001 a 2011.

Portanto, o objetivo deste artigo consiste em mensurar e analisar os fatores determinantes da redução da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI), no Brasil, entre os anos de 2001 a 2011. A despeito de a mortalidade infantil ser resultado de uma série de processos sociais, econômicos e demográficos

complexos, este trabalho faz uso de um modelo econométrico detalhado por Mendonça e Motta (2007), para tentar definir seus principais determinantes. Assim, procura-se avaliar a situação dos estados brasileiros quanto aos determinantes da mortalidade infantil, uma vez que o diagnóstico preciso da situação é o primeiro passo para a proposição de políticas públicas mais eficazes.

A justificativa em delimitar esse período se deu por três motivos: pela disponibilidade de dados; por ser um período após a Declaração dos Objetivos do Milênio, sendo o Brasil um dos signatários; e, também, pelo fato de a erradicação da TMI ter sido incluída recentemente como um dos objetivos dos ODM. Servem ainda como pressupostos de análise os achados na literatura, os quais sinalizam que, no período em ênfase (2001 a 2011), ocorreram algumas mudanças nas políticas de saúde e saneamento, crescimento de alguns indicadores, bem como na redução de outros, inclusive da TMI e da pobreza, a exemplo das políticas e programas de transferências de renda.

Além desta introdução, este artigo apresenta mais cinco seções: (ii) o referencial teórico que aborda a taxa de mortalidade infantil e seus condicionantes; (iii) a base de dados utilizada para o estudo; (iv) o procedimento metodológico, que trata do modelo econométrico empregado para as estimações; (v) a análise dos resultados e a discussão e, por fim, (vi) são apresentadas as principais conclusões do estudo.

2. A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) e seus condicionantes socioeconômicos: algumas evidências empíricas

O debate sobre os determinantes da TMI apresenta ampla discussão que envolve diversas áreas, especialmente a de saúde e de economia aplicada. Atualmente, as discussões e contribuições sobre a temática são bastante instigantes, tendo em vista que diversos estudos demonstram algumas das causas da mortalidade infantil no Brasil. A grande maioria dos estudos analisa a mesma perspectiva: fatores que reduzem a TMI, no entanto, divergem em razão do uso de metodologias e modelos empíricos distintos. Porém, os resultados são semelhantes, o que evidencia que, de fato, tais variáveis são fatores robustos que servem de instrumentos para a promoção de políticas que venham a mitigar a TMI.

Alves e Belluzo (2004) investigaram os fatores determinantes da mortalidade infantil nos municípios brasileiros. Para tanto, utilizaram os dados censitários de 1970 a 2000 e, para alcançar o objetivo do estudo, fizeram uso de um painel dinâmico. Os principais resultados indicaram que saneamento, educação e renda *per capita* contribuíram para o declínio da mortalidade infantil no Brasil no período em questão, sendo o efeito mais forte no longo prazo.

Por sua vez, Aquino, Oliveira e Barreto (2009) analisaram o impacto do Programa Saúde da Família (PSF) na redução da mortalidade infantil para 771 dos 5.561 municípios brasileiros, no período compreendido entre 1996 e 2004. Utilizaram análise multivariada e dados em painel com utilização de modelos de efeitos fixos que controlaram as variáveis demográficas, sociais e econômicas. Os principais resultados revelaram que a política em análise é altamente significativa na redução da TMI.

Buscando avançar nas análises, Garcia e Santana (2011) investigaram a evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil. Para tanto, utilizaram microdados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNAD) para o período de 1993 a 2008. O procedimento metodológico escolhido para o estudo foi o método de aproximação linear e o Índice de Concentração (IC). Os resultados apontaram que, no período em análise, houve uma acentuada redução das desigualdades na mortalidade infantil e que a escolaridade materna e a renda domiciliar *per capita* influenciaram significativamente nessa redução. Ademais, perceberam que há uma concentração de mortalidade infantil entre mães com baixa escolaridade.

Nishimura e Sampaio (2014) estudaram o efeito do Programa “Pacto pela redução da Mortalidade Infantil - PMI” no Nordeste e na Amazônia Legal. Os dados utilizados para as estimações foram coletados do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) e do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Os autores fizeram uso do método de dados em painel entre 2005 e 2011. Os resultados revelaram que o Pacto pela Redução da

Mortalidade Infantil atingiu seu objetivo ao reduzir significativamente mortes de crianças de 0 a 1 ano de idade, particularmente atingindo grupos que se encontram em regiões de baixa renda e com maiores índices de mortalidade. Concluíram ainda que as condições socioeconômicas são fatores determinantes que contribuem para a redução da taxa de mortalidade infantil.

A literatura mostra que nas últimas décadas houve uma redução significativa da mortalidade infantil no Brasil, no entanto, é preciso avançar para que se tenha uma TMI ainda menor, pois se trata de um indicador que serve para mostrar o quanto um país vem avançando no desenvolvimento humano. Segundo a Organização Mundial da Saúde – OMS (2015), o Brasil foi um dos países que conseguiu alcançar o quarto objetivo do milênio: reduzir a mortalidade infantil. Isso é reflexo da significativa redução de mortes de crianças, pois, em 1990, esse número chegou a ser de 12,7 milhões de óbitos, enquanto, em 2015, foi de 5,9 milhões. Logo, torna-se necessário buscar medidas que reduzam ainda mais essa realidade no país.

3. Base de dados

No presente estudo, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) para as unidades federativas, no período de 2001 a 2011. O Quadro 1 traz uma breve descrição das variáveis utilizadas.

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição	Fonte	Sinal esperado
<i>TMI</i>	Ao número de óbitos infantis (menores de 1 ano) por 1.000 nascidos vivos	SIM/DATASUS/Ministério da Saúde	Variável dependente
<i>PSF</i>	À taxa da cobertura do Programa Saúde da Família	IPEADATA	Negativo (-)
<i>GINI</i>	Ao índice de desigualdade de renda	PNAD	Positivo (+)
<i>RENPER</i>	À renda familiar <i>per capita</i> , em reais de 2011	PNAD	Negativo (-)
<i>DOMSAN</i>	Ao percentual das pessoas que vive em domicílios com fossa séptica, <i>proxy</i> para saneamento básico	PNAD	Negativo (-)

Fonte: Elaboração própria.

Inicialmente, foram extraídos os seguintes dados: Taxa de Mortalidade Infantil (TMI); cobertura do Programa Saúde da Família (PSF); Índice de Gini; renda *per capita* familiar; e percentual de domicílios com acesso ao saneamento. Em seguida, esses foram confrontados com a variável dependente. Espera-se uma relação inversa entre a cobertura do PSF, RENPER, e DOMSAN com a TMI; e inversa entre GINI e TMI. A Tabela 1 traz algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variáveis	Média	Erro padrão	Mínimo	Máximo
TMI	24,67	5,76	13,13	36,72
PSF	65,62	19,70	10,70	95,72
GINI	0,58	0,03	0,52	0,63
RENPER	402,93	80,23	263,69	601,85
DOMSAN	0,52	0,16	0,13	1,12

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

Nessa perspectiva, tomando por base os valores mínimos e máximos dos dados da Tabela 1, nota-se que os mesmos são heterogêneos, o que remete a uma análise mais particularizada. No entanto, essa apreciação é mais detalhada nos resultados. Como o período da análise compreende os anos de 2001 a 2011, foi calculada a média de cada variável para identificar quais são as unidades da federação responsáveis pelos menores e maiores indicadores.

4. Especificação do modelo econométrico

Como método de análise, foram utilizados dados em painel, técnica que constitui uma combinação de corte transversal com séries temporais. Ou seja, um painel tem observações em duas dimensões, uma espacial e outra temporal. O uso dessa técnica apresenta algumas vantagens, dentre elas: a capacidade de captar a heterogeneidade entre as unidades, o aumento da eficiência das estimativas, além de permitir captar a dinâmica do comportamento das unidades de observação. Todavia, torna-se necessário atentar para os problemas de autocorrelação entre as unidades individuais no mesmo momento de tempo, além da heterocedasticidade (GREENE, 2008).

Neste estudo, a análise dos fatores determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil dos estados brasileiros será feita com base no modelo econométrico a ser estimado, por meio de dados em painel, representado pela Equação 1. Todas as variáveis serão logaritimizadas e, dessa forma, a interpretação dos coeficientes será em termos de elasticidade. Além disso, o uso da função logarítmica reduz os impactos negativos provocados por dados discrepantes (KHANDKER, 2005).

A especificação do modelo consiste em:

$$\text{LogTMI}_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{LogCbrpsf}_{it} + \beta_1 \text{LogGini}_{it} + \beta_2 \text{LogRenper}_{it} + \beta_3 \text{LogSansan}_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Em que LogTMI_{it} é o logaritmo da taxa de mortalidade infantil (variável dependente); α_i refere-se ao parâmetro do intercepto desconhecido para cada indivíduo e representa a heterogeneidade não observada no modelo; β_0 a β_3 representam os coeficientes angulares a serem estimados; LogCbrpsf_{it} , LogGini_{it} , LogRenper_{it} , LogSansan_{it} são as variáveis explicativas (ambas descritas anteriormente – Quadro 1); e u_{it} é o erro estocástico que, por suposição, $E(u_{it}/X_i, \alpha_i) = 0$. O subscrito i denota $i = 1, 2, \dots, n$, para as diferentes unidades observáveis (estados). O subscrito t representa $t = 1, 2, \dots, t$, para o período de tempo que foi analisado (2001–2011).

No tocante ao problema de heterogeneidade não observada, existiriam outros fatores condicionantes que estariam influenciando a variável dependente, mas que não estão sendo levados em consideração no modelo da equação do conjunto de variáveis explicativas, por não serem absolutamente observáveis ou quantificáveis (HSIAO, 2004).

Induzindo o problema da heterogeneidade não observada, quanto à Equação (1), chega-se à seguinte especificação:

$$\text{LogTMI}_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{LogCbrpsf}_{it} + \beta_1 \text{LogGini}_{it} + \beta_2 \text{LogRenper}_{it} + \beta_3 \text{LogSansan}_{it} + c_i + u_{it} \quad (2)$$

Em que c_i representa a heterogeneidade não observada em cada unidade observacional (no presente caso, cada estado) constante ao longo do tempo. Se a heterogeneidade não observada (c_i) apresentar correlação com qualquer variável explicativa e tentar aplicar o modelo tradicional por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), nesse caso, as estimativas serão não só viesadas, como também inconsistentes (WOOLDRIDGE, 2004).

4.1. Efeitos fixos

Dois modelos básicos derivam do modelo (1). Um deles de Efeito Fixo (EF), quando se supõe que os efeitos individuais α_i podem ser correlacionados com alguma variável explicativa, sendo que a correta estimação dos modelos de efeitos fixos requer o controle dessa correlação. Nesse caso, a

heterogeneidade dos indivíduos é captada pela constante do modelo (GREENE, 2008). A especificação do EF pode ser descrita em (3):

$$\text{LogTMI}_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{LogCbrpsf}_{it} + \beta_1 \text{LogGini}_{it} + \beta_2 \text{LogRenper}_{it} + \beta_3 \text{LogSansan}_{it} + u_{it} \quad (3)$$

Em que α_i representa a constante que é diferente para cada indivíduo e capta as diferenças que são invariantes no tempo em análise (2001-2011).

4.2. Efeitos aleatórios

O outro modelo que deriva de (1) é o modelo de Efeitos Aleatórios (EA), quando se assume α_i como variável aleatória e não correlacionada com as variáveis explicativas, mas, sim, considerando a heterogeneidade dos indivíduos como integrante do termo do erro (GREENE, 2008). Logo, a especificação do modelo do EA é:

$$\text{LogTMI}_{it} = \alpha_i + \beta_0 \text{LogCbrpsf}_{it} + \beta_1 \text{LogGini}_{it} + \beta_2 \text{LogRenper}_{it} + \beta_3 \text{LogSansan}_{it} + (c_i + u_{it}) \quad (4)$$

Em que $\alpha_i = \alpha + c_i$ e c_i representam o efeito aleatório individual não observável, ou seja, os modelos de efeitos aleatórios consideram a constante não mais como sendo parâmetro constante, mas como um parâmetro aleatório não observável.

Assim, a principal diferença entre os dois modelos está no fato de que o primeiro considera que as diferenças entre os indivíduos são captadas na parte constante, enquanto que, no modelo de efeitos aleatórios, essas diferenças são captadas no termo de erro.

4.3. Teste de Hausman

A escolha da abordagem entre os dois efeitos (fixo e aleatório) é definida pelo teste de Hausman. Esse procedimento é um teste de especificação de referência para inferir sobre a endogeneidade dos regressores. Podendo ser utilizado em outro contexto, o teste de Hausman procura comparar estatisticamente dois estimadores $\hat{\beta}_{EF}$ e $\hat{\beta}_{EA}$ para o mesmo modelo de vetor de parâmetros $\hat{\beta}$. Seja $\hat{\beta}_{EF}$ o vetor de estimativas de efeitos fixos e $\hat{\beta}_{EA}$ o vetor de estimativas de efeitos aleatórios, sob a hipótese nula de:

$H_0: \hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA} = 0$ (i.e. efeitos aleatórios é válido), a estatística:

$$H = [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}]' [V(\hat{\beta}_{EF}) - V(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} [\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA}] \quad (5)$$

Possui distribuição X^2 com $K-1$ graus de liberdade. Se essa estatística exceder o valor tabelado, devem ser utilizados efeitos fixos. Assim sendo, o Teste de Hausman determina qual o modelo adequado para cada estimação. O modelo de efeitos fixos é adequado quando a estatística do teste rejeita a hipótese nula. Não obstante, quando se aceita a hipótese nula, o modelo de efeitos aleatórios é o melhor modelo (HAUSMAN, 1978).

5. Resultados e discussão

Nesta seção, inicialmente, será descrito o resumo das variáveis explicativas do estudo, a saber: TMI, PSF, GINI, RENPER e DOMSAN para o período de 2001 a 2011, nas unidades da federação. Esta análise destina-se a mostrar o ordenamento geral das unidades federativas, de acordo com o grau de cada indicador obtido. Logo, foi calculada uma média de todos os indicadores no período em

ênfase, construindo-se, em seguida, o *ranking*. Por fim, realizou-se a análise dos resultados do modelo estimado.

5.1. Evidências iniciais

A Tabela 2 revela o *ranking* da taxa de mortalidade infantil por unidade federativa. Nota-se que, no período em ênfase, os estados de Amapá, Pará, Tocantins, Piauí e Bahia foram os estados com maior incidência de óbitos infantis, com uma taxa média de 27,18; 26,30; 26,22; 26,07; e 26,04 respectivamente. Já o estado de Santa Catarina teve a menor taxa para o período (12,77), sucedido pelo Distrito Federal (13,01), Rio Grande do Sul (13,50), São Paulo (13,68) e Paraná (14,41).

Segundo Sardinha (2014), a Organização Mundial da Saúde (OMS) considera que a TMI nos países não deve ser superior a 10 óbitos para cada mil nascidos vivos. Vale destacar que, embora muitas dessas cidades tenham regularidade das informações de registro de óbitos e sejam predominantemente urbanas, há ainda um debate sobre possíveis vieses desse indicador. Apesar disso, a TMI tem reduzido nos últimos anos. Acredita-se que isso tenha sido possível pelo aumento de investimentos, pela melhoria no Sistema Único de Saúde – SUS – e pela ampliação de cobertura da atenção básica. No entanto, tal indicador ainda está acima do valor esperado pela OMS.

Tabela 2 - *Ranking* da taxa de mortalidade infantil por unidade federativa no período 2001-2011

Estados	Ranking	Taxa de mortalidade infantil
Amapá	1	27,18
Pará	2	26,30
Tocantins	3	26,22
Piauí	4	26,07
Bahia	5	26,04
Alagoas	6	25,85
Maranhão	7	25,45
Amazonas	8	25,11
Sergipe	9	25,05
Paraíba	10	24,44
Acre	11	23,97
Rondônia	12	23,87
Rio Grande do Norte	13	23,72
Ceará	14	22,83
Pernambuco	15	22,61
Mato Grosso	16	22,51
Roraima	17	20,04
Minas Gerais	18	19,28
Mato Grosso do Sul	19	18,80
Goiás	20	18,08
Rio de Janeiro	21	16,31
Espírito Santo	22	14,65
Paraná	23	14,41
São Paulo	24	13,68
Rio Grande do Sul	25	13,50
Distrito Federal	26	13,01
Santa Catarina	27	12,77

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

A Tabela 3 expõe o *ranking* da cobertura do PSF de todas as unidades da federação entre 2001 e 2011. Nesse período, houve uma maior cobertura do PSF nos estados de Sergipe, Piauí, Paraíba, Tocantins, Alagoas, entre outros. O Distrito Federal foi a unidade federativa com menor cobertura da

execução da política. Acredita-se que a baixa implementação do PSF nessa unidade da federação se deu devido à baixa TMI.

Conforme Macinko, Guanais e Souza (2006), a redução da TMI no Brasil, nos últimos anos, justifica-se pela eficácia do PSF, o qual teve como objetivo reorientar o SUS com base nas ações da atenção primária da saúde. Esse programa foi impulsionado pelo Programa de Agentes Comunitários de Saúde – PACS, desenvolvido em 1991.

Tabela 3 - Ranking da cobertura do Programa Saúde da Família - PSF por unidade federativa no período 2001–2011

Estados	Ranking	Cobertura do Programa Saúde da Família
Sergipe	1	83,76
Piauí	2	80,89
Paraíba	3	75,94
Tocantins	4	72,54
Alagoas	5	68,73
Ceará	6	65,91
Roraima	7	59,83
Pernambuco	8	59,47
Rio Grande do Norte	9	59,06
Santa Catarina	10	58,90
Maranhão	11	57,70
Mato Grosso	12	55,71
Minas Gerais	13	53,03
Goiás	14	49,19
Acre	15	48,84
Paraná	16	44,94
Mato Grosso do Sul	17	43,58
Espírito Santo	18	41,66
Amazonas	19	41,13
Amapá	20	39,75
Bahia	21	39,10
Rondônia	22	32,78
Pará	23	27,64
Rio Grande do Sul	24	23,72
São Paulo	25	21,46
Rio de Janeiro	26	19,53
Distrito Federal	27	8,77

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

Por sua vez, a Tabela 4 traz o *ranking* do Índice de Gini por unidade federativa no corte temporal de 2001 a 2011. Como é possível observar, o Distrito Federal é a unidade da federação com maior desigualdade de renda para o período, seguido do Acre, Piauí, Alagoas e Paraíba. No entanto, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, São Paulo, Paraná, Goiás, dentre outros, são os estados com menor desigualdade de renda para o período.

De acordo com Barros *et al.* (2007), a partir de 2001, o processo de redução da desigualdade de renda no Brasil foi algo marcante. Embora tenha alcançado uma acentuada redução nos últimos anos, essa desigualdade ainda é considerada elevada. Para alcançar a média dos países com um mesmo grau de desenvolvimento observado no Brasil, seriam ainda necessários mais de vinte anos. Ainda conforme o autor, nesse mesmo período, houve um aumento na renda *per capita* no Brasil.

Tabela 4 - Ranking do Índice de Gini por unidade federativa no período 2001–2011

Estados	Ranking	Índice de Gini
Distrito Federal	1	0,62
Acre	2	0,60
Piauí	3	0,59
Alagoas	4	0,59
Paraíba	5	0,59
Pernambuco	6	0,59
Rio Grande do Norte	7	0,58
Bahia	8	0,57
Maranhão	9	0,57
Sergipe	10	0,57
Ceará	11	0,57
Roraima	12	0,56
Tocantins	13	0,55
Amazonas	14	0,55
Rio de Janeiro	15	0,55
Pará	16	0,54
Mato Grosso do Sul	17	0,54
Espírito Santo	18	0,54
Amapá	19	0,53
Rondônia	20	0,53
Mato Grosso	21	0,53
Minas Gerais	22	0,53
Goiás	23	0,53
Paraná	24	0,52
São Paulo	25	0,52
Rio Grande do Sul	26	0,52
Santa Catarina	27	0,47

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

Na Tabela 5, é possível verificar o *ranking* da renda *per capita* por unidade federativa para o período de 2001 – 2011. Conforme os dados, as unidades da federação com maior renda *per capita* foram Distrito Federal, São Paulo, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Ademais, os estados nordestinos apresentam os mais baixos níveis de renda, principalmente Maranhão, Alagoas, Piauí, Ceará, Bahia e Pernambuco.

Tabela 5 - Ranking da renda *per capita* por unidade federativa no período 2001–2011

Estados	Ranking	Renda <i>per capita</i> familiar
Distrito Federal	1	1358,81
São Paulo	2	909,91
Rio de Janeiro	3	890,86
Santa Catarina	4	874,04
Rio Grande do Sul	5	825,56
Paraná	6	781,65
Mato Grosso do Sul	7	705,39
Espírito Santo	8	672,26
Mato Grosso	9	662,72
Goiás	10	661,53
Minas Gerais	11	644,26
Rondônia	12	573,12
Acre	13	544,04
Roraima	14	508,70
Amapá	15	490,83

continua

Tabela 5 - Ranking da renda per capita por unidade federativa no período 2001–2011

		<i>Conclusão</i>
Tocantins	16	490,82
Rio Grande do Norte	17	460,00
Sergipe	18	459,48
Amazonas	19	451,5
Paraíba	20	432,43
Pará	21	427,80
Pernambuco	22	410,53
Bahia	23	409,99
Ceará	24	389,73
Piauí	25	385,18
Alagoas	26	349,56
Maranhão	27	329,96

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

Por fim, a Tabela 6 traz o *ranking* dos domicílios com acesso a saneamento por unidade federativa, no período de 2001 – 2011. Os dados revelam que o Distrito Federal, São Paulo, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Roraima são as unidades federativas que apresentam melhor condição no de saneamento básico. No entanto, o mesmo não ocorre em Alagoas. Conforme o estudo pregresso de Leoneti, Prado e Oliveira (2011), o Brasil tem um grande déficit de acesso a saneamento, principalmente em relação à coleta e ao tratamento de esgoto. Saiani (2007) argumenta que o déficit do saneamento brasileiro está intimamente relacionado com o nível de renda da população.

Tabela 6 - Ranking dos domicílios com acesso a saneamento por unidade federativa no período 2001–2011

Estados	Ranking	Saneamento básico
Distrito Federal	1	0,99
São Paulo	2	0,96
Rio de Janeiro	3	0,92
Santa Catarina	4	0,87
Roraima	5	0,83
Rio Grande do Sul	6	0,82
Minas Gerais	7	0,79
Espírito Santo	8	0,76
Sergipe	9	0,73
Paraná	10	0,72
Amazonas	11	0,61
Piauí	12	0,57
Pará	13	0,56
Rio Grande do Norte	14	0,55
Paraíba	15	0,54
Bahia	16	0,53
Maranhão	17	0,50
Rondônia	18	0,48
Acre	19	0,48
Amapá	20	0,46
Pernambuco	21	0,46
Ceará	22	0,45
Goiás	23	0,41
Mato Grosso	24	0,39
Alagoas	25	0,30
Tocantins	26	0,26
Mato Grosso do Sul	27	0,23

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Ministério da Saúde, PNAD e IPEA.

5.2. Estimativas do modelo

Por fim, a Tabela 7 exhibe os resultados estimados do modelo (2), o qual leva em consideração um conjunto dos possíveis fatores determinantes da taxa de mortalidade infantil do Brasil, entre 2001 e 2011. Todas as variáveis foram transformadas em logaritmo natural. O uso de logaritmo pode aliviar ou até eliminar problemas de heterocedasticidade, ademais, as estimativas ficam menos sensíveis a observações desiguais (WOOLDRIDGE, 2004). Após a estimação do modelo (2) e feito o teste de Hausman, este sugere que o melhor modelo a ser analisado é o de efeito aleatório, ou seja, a heterogeneidade não observada não permanece constante no decorrer do tempo, ela varia.

Tabela 7 – Estimativas do modelo Dados em Painel por unidade federativa no período 2001 - 2011

Estimadores	(Efeito fixo)	(Efeito aleatório)**
<i>Constante α</i>	7,83* (0,31)	7,68* (0,26)
<i>Cbrpsf</i>	-0,08* (0,03)	-0,09* (0,02)
<i>Gini</i>	0,81* (0,17)	0,73* (0,15)
<i>Renper</i>	-0,65* (0,05)	-0,63* (0,04)
<i>Sansan</i>	-0,14* (0,03)	-0,15* (0,03)
<i>R²</i>	0,7668	0,7665
<i>N</i>	297	297
<i>Test Hausman Chic²</i>	1,96<5%	

Nota: (i) Os valores entre parênteses são os desvios padrão; (ii) *Indica nível de significância de 1%; (iii) **Modelo analisado (Efeito Aleatório).

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados ainda fornecem evidências sugestivas: todos os coeficientes foram estaticamente significativos a 1%, além do mais, exibiram os sinais esperados; foram plausíveis com os estudos progressos; e a desigualdade de renda foi o estimador que apresentou maior valor entre os demais. Esse resultado evidencia que há uma relação direta entre a desigualdade de renda e a taxa de mortalidade infantil.

Nesse contexto e com base nas estimativas da cobertura do Programa da Saúde da Família, a elevação de 1% nesta provocaria uma redução de -0,09 na TMI (Tabela 7). Diante disso, como já destacado em estudos progressos, entre eles, Aquino, Oliveira e Barreto (2009), Almeida e Szwarcwald (2012) e Lourenço *et al.* (2014), foi possível confirmar que o aumento da cobertura da atenção básica de saúde é relevante para o arrefecimento da mortalidade infantil no Brasil.

A justificativa para essa possível redução se dá pela própria dinâmica do Programa Saúde da Família – PSF, uma vez que há uma equipe multiprofissional a qual auxilia no acompanhamento frequente das pessoas e na busca da satisfação da saúde. Por sua vez, assume o compromisso de prestar assistência integral às famílias na unidade de saúde e nos domicílios (OLIVEIRA; SPIRI, 2006). Segundo Aquino, Oliveira e Barreto (2009), após a implantação da política, houve uma redução constante da TMI. Isso se deu pelo fato de o PSF incluir um vasto conjunto de ações (promoção do aleitamento materno, pré-natal, neonatal e a prevenção e tratamento das doenças prevalentes na infância) identificadas como intervenções eficazes em saúde para reduzir a TMI.

Assim como outros estudos precedentes, as evidências do Gini revelam que este indicador é um dos principais condicionantes para alcançar as metas da queda dos óbitos infantis no Brasil, tão esperada pela OMS. Em outras palavras, uma possível redução da desigualdade de renda tem impacto direto na queda da mortalidade infantil e o aumento da renda implica no acréscimo da TMI (Tabela 7). Conforme estudos de Silva (2015), Campelo (2013), Paixão e Ferreira (2012), Wilkinson e Pickett

(2006) e Marmot (2002), esse fator é essencial, pois, por meio da distribuição de renda, é possível melhorar o acesso às condições de saúde, educação, saneamento, dentre outros fatores. Além disso, a queda da concentração de renda contribui para o desenvolvimento do país.

Ademais, o aumento da renda *per capita* tem impacto positivamente para a queda da TMI (Tabela 7). Em outras palavras, um aumento de 1% da renda *per capita* causa uma possível redução de 0,62% na TMI. Vale ressaltar que a variável renda *per capita* foi utilizada para demonstrar que a pobreza familiar é um dos fatores condicionantes da TMI, o que pode ser confirmado na análise de países com menor renda *per capita* (WORLD BANK, 2015). No entanto, essa análise leva em conta apenas a privação de renda (pobreza unidimensional). Porém, acredita-se que a pobreza multidimensional contribui para o aumento da TMI. Logo, reduzir a pobreza traz contribuições para o decréscimo da mortalidade infantil, uma vez que as famílias passaram a ter a um padrão de vida melhor.

Por fim, no que tange ao acesso ao saneamento básico, nota-se que o aumento do acesso a ele tem efeito na redução da TMI (Tabela 7). A variável “saneamento básico” capta os domicílios que possuem saneamento sanitário, ou seja, mostra as condições sanitárias da população. Conforme Mendonça e Motta (2007), a privação de saneamento básico compromete a qualidade de saúde, e esta realidade é mais presente em famílias de baixa renda. Desse modo, é preciso promover políticas públicas que expandam o acesso ao saneamento básico em geral, para promover uma melhora na qualidade de vida das famílias e do seu *status* de saúde.

Resumidamente, os resultados desta pesquisa mostraram que os fatores socioeconômicos são determinantes para a redução da TMI. No entanto, a desigualdade de renda produz um efeito contrário a essa realidade. Dessa forma, tais dados servem para auxiliar o processo de elaboração de políticas públicas de combate da redução da TMI, haja vista que apresentaram maior impacto na análise (efeito aleatório).

Embora existam muitos estudos sobre a referente temática, ainda se nota certa escassez quando se busca analisar a realidade da TMI por países, regiões, estado e municípios, no entanto, têm-se alguns que corroboram com o presente trabalho. Em nível internacional, existem alguns que contêm semelhanças com a presente análise: Lisa, Flore e Sandrine (2013) analisaram quais os possíveis fatores da redução da TMI em cem países em desenvolvimento e utilizaram também o método de dados em painel. Concluíram que a renda *per capita* e o saneamento básico são elementos-chave para a redução da mortalidade infantil, corroborando com Arrow (1963) e Galiani *et al.* (2005), que também concluíram que acesso à água, melhoria na renda e saneamento são os principais redutores da mortalidade infantil.

Em nível nacional, têm-se alguns estudos recentes como Sousa e Leite Filho (2008), que buscaram evidências para explicar a redução da mortalidade infantil na região Nordeste, nos anos de 1991 e 2000, utilizando a mesma metodologia do presente estudo. Chegaram à conclusão de que o aumento da renda, acesso à água potável, maior acesso à educação e redução da taxa de fecundidade são significantes no processo de redução dos óbitos infantis para os municípios nordestinos.

Garcia e Santana (2011) investigaram quais os condicionantes da redução da mortalidade infantil no Brasil, no período compreendido entre 1993 e 2008. Para tanto, utilizaram o índice de concentração e concluíram que a renda *per capita* e a escolaridade materna foram elementos-chave para o decréscimo da TMI nesse período.

Portanto, percebe-se que as evidências internacionais e nacionais corroboram com a presente pesquisa, pois apresentam semelhanças em suas variáveis, mudando apenas o período de análise e o impacto. Isso revela ainda que as estimações deste estudo são robustas, pois acompanham a tendência da abordagem teórica que trata da situação dos óbitos infantis no Brasil. Porém, em virtude de a presente análise compreender um período maior e recente, acredita-se que esta possivelmente contribua com maiores resultados sobre como se encontra a dinâmica da mortalidade infantil no Brasil.

6. Considerações finais

O objetivo deste artigo foi mensurar e analisar os fatores condicionantes da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) nos estados brasileiros entre 2001 e 2011. A metodologia empregada consistiu na estimação de uma equação linear, na qual a variação da redução da TMI é explicada por características socioeconômicas, tais como: cobertura do Programa Saúde da Família, desigualdade de renda, renda *per capita* e domicílios com acesso à condição de saneamento para um painel de dados com 26 estados do Brasil, mais o Distrito Federal.

Pôde-se perceber que a taxa média da mortalidade infantil entre os estados brasileiros no período em estudo ainda é muito alta, mesmo o governo atuando por meio de políticas que reduzem o problema, como, por exemplo, o Programa Saúde da Família. Os dados revelaram que a TMI é mais elevada nos estados que pertencem às regiões mais pobres do país: Norte e Nordeste. Embora não se tenha feito nenhuma correlação para testar tal hipótese, há consenso na literatura de que os baixos níveis socioeconômicos provocam efeitos positivos na TMI, sendo que esta taxa é mais alta nos estados nordestinos.

Revela que há ainda uma desigualdade de renda muito grande no país, uma vez que as disparidades em termos de renda e saneamento são muito elevadas, mesmo sabendo que nos últimos anos houve uma redução da pobreza e da desigualdade de renda no país. No entanto, nota-se que, além de expandir o acesso à saúde, torna-se pertinente e relevante promover uma redução da desigualdade de renda entre as regiões, estados e municípios, pois esta tem impacto muito significativo no acréscimo a mortalidade na infância.

Dessa forma, acredita-se que uma possível forma para se minimizar ou mitigar no curto, médio e longo prazo é uma ação mais eficaz e conjunta de estados e municípios por meio dos mecanismos de gestão de saúde: secretarias, conselhos, fundos de saúde e todos os demais meios. Além disso, é preciso que o governo, como gestor público, promova políticas públicas de redistribuição de renda que sejam mais eficazes na redução da desigualdade de renda e que estas sejam prioridades para aqueles estados que apresentam uma trajetória inercial de disparidades socioeconômicas no decorrer dos anos no país.

As evidências deste estudo contribuem para o debate sobre as tendências futuras da TMI nos estados brasileiros. Os resultados indicam que, à medida que há aumentos de investimentos no PSF e em políticas públicas e/ou programas que reduzam a desigualdade de renda e que aumentem a renda *per capita* e expandam o saneamento, a TMI reduz de forma altamente significativa.

Portanto, os resultados desta pesquisa podem ser utilizados para o planejamento e/ou formulação de políticas públicas voltadas para o desenvolvimento e crescimento socioeconômico como estratégia de redução da TMI, uma vez detectados os fatores determinantes da TMI.

Cabe ainda ressaltar que outros fatores devem ser considerados na análise para futuros trabalhos como, por exemplo, nos municípios brasileiros no mesmo período do presente estudo, e/ou por regiões e, por fim, nos municípios de cada Estado. Outra proposta é uma análise semelhante com base no Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), tendo em vista que esse indicador reflete o desenvolvimento da população nas condições de renda, saúde e educação. Ademais, poderá também ser realizado um estudo para verificar se, nos municípios onde existem os mecanismos municipais de gestão da saúde, há uma menor taxa de mortalidade infantil, além de analisar o impacto da pobreza multidimensional no comportamento da TMI.

Referências

ALMEIDA, W. da S. de; SZWARCOWALD, C. L. Mortalidade infantil e acesso geográfico ao parto nos municípios brasileiros. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 46, n. 1, p. 1-8, 2012.

ALVES, D.; BELLUZZO, W. Child Health and Infant Mortality in Brazil. *Economics & Human Biology*, v. 2, n. 3, p. 391-410, 2004.

- AQUINO, R.; OLIVEIRA, N. F. de; BARRETO, M. L. Impact of the Family Health Program on Infant Mortality in Brazilian Municipalities. *American Journal of Public Health*, v. 99, n. 1, p. 87-93, 2009.
- ARROW, K. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, v. 53, n. 5, p. 942-973, 1963.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. *Determinantes imediatos da queda da desigualdade de renda brasileira*. Rio de Janeiro. IPEA, Brasília, 2007. (Texto para Discussão, n. 1253)
- CAMPELO, G. L. *Três Perspectivas sobre a Pobreza no Brasil: Armadilha da Pobreza Nutricional, infraestrutura e pobreza, subnutrição e mortalidade infantil*. 2013. 101 f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013.
- DATASUS - Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde. *Indicadores de Saúde*. Disponível em: <<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>>. Acesso em: 20 mar. 2015.
- GALIANI, S.; GERTLER, P.; SCHARGRODSKY, E. Water for life: the impact of the privatization of water supply on child mortality. *Journal of Political Economy*, v. 113, n. 1, p. 83-120, 2005.
- GARCIA, L. P.; SANTANA, L. R. Evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil, 1993-2008. *Ciência e Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 16, n. 9, p. 83-120, 2011.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 6th ed. Ney Jersey: Prentice-Hall, 2008. 1178 p.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, 1978.
- HSIAO, C. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press, 2004.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa nacional por amostra de domicílios 2001 a 2011*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 20 fev. 2016.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Mortalidade até cinco anos de idade (por mil nascidos vivos)*. 2015. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 20 fev. 2015.
- KHANDKER, S. Microfinance and poverty: evidence using panel data from Bangladesh. *World Bank Economic Review*, v. 19, n. 2, p. 263-286, 2005.
- LEONETI, A. B.; PRADO, E. L.; OLIVEIRA, S. V. W. B. Saneamento básico no Brasil: considerações sobre investimentos e sustentabilidade para o século XXI. *Revista de Administração Pública*, v. 45, n. 2, p. 331-348, 2011.
- LISA, C.; FLORE, G.; SANDRINE M. S. Aid, Remittances, Medical Brain Drain and Child Mortality: Evidence Using Inter and Intra-Country Data. *The Journal of Development Studies*, v. 49, n. 6, p. 801-818, 2013.
- LOURENÇO, E. do C.; GUERRA, L. M.; TUON, R. A.; SILVA, S. M. C. V.; AMBROSANO, G. M. B.; CORRENTE, J. E.; CORTELLAZZI, K. L.; VAZQUEZ, F. de L.; MENEGHIM, M. de C.; PERREIRA, A. C. Variáveis de impacto na queda da mortalidade infantil no Estado de São Paulo, Brasil, no período de 1998 a 2008. *Ciência Saúde Coletiva*, Rio de Janeiro, v. 19, n. 7 p. 2055-2062, 2014.

- MACINKO, J.; GUANAIS, F. C.; SOUZA, M. F. M. An evaluation of impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. *Journal of Epidemiology & Community Health*, v. 60, n. 1, p. 13-19, 2006.
- MARMOT, M. The influence of income on health: views of an epidemiologist. *Health Affairs*, v. 21, n. 2, p. 31-46, 2002.
- MENDONÇA, M. J. C. de; MOTTA, R. S. da. *Saúde e Saneamento no Brasil*. Rio de Janeiro. IPEA, Brasília, 2007. (Texto para Discussão, n. 1081)
- MONTEIRO, C. A.; SZARFARC, S. C. Estudo das condições de saúde das crianças no município de São Paulo, SP, 1984-1985. *Revista de Saúde Pública*, v. 21, n. 3, p. 255-260, 1987.
- NISHIMURA, F. N.; SAMPAIO, B. R. Efeito do Programa “Pacto pela redução da Mortalidade Infantil” no Nordeste e na Amazônia Legal. In: *Anais do XLII Encontro Nacional de Economia 42*, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia ANPEC – 2014, Natal, RN, 2014.
- OLIVEIRA, E. M.; SPIRI, W. C. Programa Saúde da Família – PSF: a experiência da equipe multiprofissional. *Revista de Saúde Pública*, v. 40, n. 4, p. 727-733, 2006.
- OMS – Organização Mundial da Saúde. *Relatório 2015 Níveis e Tendências da Mortalidade Infantil*. 2015. Disponível em: <<http://www.childmortality.org/>>. Acesso em: 10 mar. 2016.
- PAIXÃO, A. N.; FERREIRA, T. Determinantes da mortalidade infantil no Brasil. *Informe GEPEC*, v. 16, n. 2, p. 6-20, 2012.
- PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Objetivos do Desenvolvimento Sustentável – ODM*. 2016. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/ods.aspx>>. Acesso em: 15 mai. 2016.
- SAIANI, C. C. S. *Restrições à expansão dos investimentos em saneamento básico no Brasil: déficit de acesso e desempenho dos prestadores*. 2007. 315 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2007.
- SARDINHA, L. M. V. *Mortalidade infantil e fatores associados à atenção à saúde: estudo caso-controlado no Distrito Federal (2007-2010)*. 2014. 168 f. Tese (Doutorado em Medicina) – Universidade de Brasília, Faculdade de Medicina, Programa de Pós-Graduação em Medicina, Brasília, 2014.
- SILVA, A. F. da. *Ensaio sobre a pobreza no Brasil*. 2015. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará (UFC), Fortaleza, 2015.
- SILVA, V. L. C.; SANTOS, I. S.; MEDRONHA, N. S.; MATIJASEVICH, A. Mortalidade infantil na cidade de Pelotas, estado do Rio Grande do Sul, Brasil, no período 2005-2008: uso da investigação de óbitos na análise das causas evitáveis. *Revista Epidemiologia e Serviços em Saúde*, v. 21, n. 2, p. 265-274, 2012.
- SOUSA, T. R. V.; LEITE FILHO, P. A. M. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. *Revista de Saúde Pública*, v. 42, n. 5, p. 796-804, 2008.
- WILKINSON, R. G.; PICKETT, K. E. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Social Science & Medicine*, v. 62, n. 7, p. 1768-1784, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory econometrics. A Modern Approach*, 2ed. 2004.

WORLD BANK. *Relatório de Monitoramento Global de 2015/2016. 2015*. Disponível em: <<http://pubdocs.worldbank.org/pubdocs/publicdoc/2015/10/919011444230139793/GMR-Overview-and-Exec-Summary-Portuguese.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2015.

YUNES, J; RONCHEZEVEL, V.S.C. Evolução da mortalidade geral, infantil e proporcional no Brasil. *Revista de Saúde Pública*, v. 8, p. 3-48, 1974.

MIGRAÇÕES INTERESTADUAIS: UMA APLICAÇÃO DO MODELO GRAVITACIONAL PARA OS ESTADOS BRASILEIROS*

William Barbosa

Mestrando pelo Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da
Universidade Federal de Santa Maria (PPGE&D/UFSM)

E-mail: william_barbosa00@hotmail.com

Édivo de Almeida Oliveira

Mestrando pelo Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da
Universidade Federal de Santa Maria (PPGE&D/UFSM)

E-mail: edivokin@hotmail.com

Clailton Ataídes de Freitas

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da
Universidade Federal de Santa Maria (PPGE&D/UFSM)

E-mail: caf@ccsh.ufsm.br

Paulo Ricardo Feistel

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da
Universidade Federal de Santa Maria (PPGE&D/UFSM)

E-mail: prfeistel@yahoo.com.br

RESUMO: O presente estudo tem por objetivo analisar a relação entre migração e as variáveis relacionadas aos fatores de atração/repulsão (renda média, média de anos de estudo da população, acesso à energia elétrica e à água encanada, violência, distribuição de renda e saúde) tanto na região de origem, quanto na de destino, no período de 2005 a 2014, para as Unidades da Federação (UF). Para cumprir esse objetivo, aplicou-se um modelo gravitacional com a metodologia de dados em painel. Como principais resultados tem-se que o rendimento médio recebido pelos indivíduos em uma determinada região é de fato um fator que influencia na sua decisão de migração. Além desse, outros fatores socioeconômicos (violência, concentração de renda e acesso à eletricidade), que recebem apoio no aporte da teoria institucional de migração, são capazes de influenciar nessa decisão.

Palavras-Chave: Migração; Modelo Gravitacional; Dados em Painel.

Classificação JEL: R10; R11.

ABSTRACT: The present study aims to examine the relationship between migration and the variables related to the pull/push factors (average income, mean years of schooling of the population, access to electricity and running water, violence, income distribution and health) both in the region of origin and of destination, in the period from 2005 to 2014, to the Federal States (FS). To meet this objective, a gravity model with panel data methodology was used. The main results are that the average income received by individuals in a given region is indeed a factor that influences their decision of migration. In addition to this, other socioeconomic factors (violence, income inequality and access to electricity), which supported the contribution of institutional theory of migration, are able to influence that decision.

Keywords: Migration; Gravity Model; Panel Data.

JEL Code: R10; R11.

1. Introdução

O processo de migração faz parte do comportamento humano desde os primórdios da civilização, pois é da natureza humana a busca por melhores condições de vida, quer sejam essas relacionadas à procura por postos de trabalho mais qualificados, ou infraestrutura urbana, tais como: escolas, postos de saúde, segurança, entre outros. Segundo Singer (1980), a migração pode ser definida como um processo social que possui causas estruturais que geralmente conduzem determinados grupos de uma região a outra. As causas da migração comumente são de cunho econômico e atingem diferenciadamente os grupos de determinada classe social de um mesmo lugar de origem.

Guilmoto e Sandron (2001), introduzem uma nova abordagem de migração, encarando-a como uma instituição. Para os autores, instituições correspondem a um conjunto de regras, as quais podem ser tanto normativas quanto de valores e de convenções que garantem a existência de padrões de regularidades de intercâmbios conhecidos e seguidos pelos indivíduos pertencentes a uma sociedade. A verdade é que as instituições no processo migratório estão mais relacionadas à minimização dos riscos, do que com a maximização do rendimento.

A migração é um tema amplamente estudado tanto em âmbito nacional, quanto internacional. Dentre os estudos mais recentes, pode-se citar Crozet (2004) e Mayda (2010), que analisaram os fluxos migratórios europeus, sendo este último formalizado via dados em painel. Recentemente, Ortega e Peri (2013a), com base em Mayda (2010), estenderam o conjunto de dados desse autor para uma amostra de 120 países, no período de 1980 a 2006 e, também, construíram um novo indicador que serve para analisar de forma quantitativa as restrições das políticas da imigração e que resume o efeito das quotas e dos requisitos da admissão de novos imigrantes.

Uma segunda contribuição de Ortega e Peri (2013a) concerne em um incremento do modelo empírico de opções de migração e maximização de utilidade pública proposto por Grogger e Hanson (2011). Esse incremento proposto por Ortega e Peri (2013a) permitiu a observação da heterogeneidade individual entre os migrantes e não migrantes em uma abordagem que se diferencia em relação à de Grogger e Hanson (2011), dado que, para esses últimos, a migração desagregada flui pelos retornos da educação.

Grogger e Hanson (2011) utilizaram dados sobre os estoques de migrantes, organizados conforme o nível de escolaridade, que tinham como origem e destino vários países da OCDE, os autores observaram que a maximização do rendimento da educação pode ser responsável pela migração, tanto na origem, como no destino. Outro resultado interessante que os autores inferem é que os indivíduos migrantes possuem maior grau de instrução do que os não migrantes.

Com base em variáveis instrumentais, Ortega e Peri (2013b) analisaram os efeitos da imigração internacional e da abertura comercial. Para os autores, o efeito da migração se dá por meio do aumento da produtividade total dos fatores e também reflete no aumento das habilidades produtivas com implicações positivas na taxa de inovação.

Para o caso brasileiro, os primeiros trabalhos que se dedicaram à temática migração datam dos anos 60 e 70. Em geral, esses estudos apontaram que os fluxos migratórios brasileiros são fundamentados em grande parte pela existência de diferenças salariais entre as regiões (SAHOTA, 1968; GRAHAM, 1970; YAP, 1976). Posteriormente, a migração interestadual começou a ser relacionada com a convergência de renda *per capita*, bem como a inclusão de variáveis que possam controlar os efeitos setoriais. Nesse sentido, destacam-se os estudos de Ferreira (1996); Cançado (1999); Menezes e Ferreira (2003); e Santos e Ferreira (2007).

Nos períodos mais recentes, alguns trabalhos se preocuparam em estudar o tema migração no Brasil de forma mais abrangente e pela ótica de diversas metodologias, com ênfase nos determinantes dos fluxos migratórios, nos fluxos migratórios de retorno e na caracterização do perfil do migrante brasileiro. Esses trabalhos cobrem um vasto período, que vai desde 1991 ao último Censo realizado em 2010, com destaque para Golgher (2001); Golgher, Araújo Jr. e Rosa (2008); Ramalho (2008); Justo e Silveira Neto (2008); Justo e Silveira Neto (2009); Justo *et al.* (2009); Ramalho e Queiroz (2011); Albuquerque *et al.* (2013); Justo e Ferreira (2014); Ramalho, Figueiredo e Netto Junior

(2014); Cataldi (2014); Oliveira e Ramalho (2015); Perobelli, Siqueira e Freguglia (2015); Lima e Justo (2014); e Pais (2015).

No que diz respeito ao foco da presente pesquisa, que é a utilização de modelos gravitacionais aplicados a migração, já existem alguns trabalhos na literatura internacional cabendo destacar Lewer e Van den Berg (2008), Ortega e Peri (2009) e Simpson e Sparber (2012). Entretanto, para o caso brasileiro, cabe especial destaque para os seguintes trabalhos: Golgher (2001), Golgher, Araújo Jr. e Rosa (2008), Albuquerque *et al.* (2013), Ramalho, Figueiredo e Netto Junior (2014), Cataldi (2014) e Pais (2015). De uma maneira geral, o presente estudo se diferencia desses em alguns aspectos, a saber: i) considera um período de análise mais atual (2005-2014); e ii) incluiu-se variáveis referentes ao acesso de água, energia elétrica, e variáveis relacionadas à saúde e distribuição de renda. Assim, a combinação das técnicas gravitacionais com os dados em painel e com a inclusão de outras variáveis de controle materializa a principal contribuição do presente estudo para o estado da arte.

Sintetizando, optou-se por se trabalhar com uma versão adaptada do modelo proposto por Lewer e Van den Berg (2008) com a inclusão de mais variáveis de controle, como: o rendimento médio das regiões de destino e de origem, cuja finalidade é testar a relação do rendimento médio estadual no período t com o processo de migração interestadual no Brasil; uma *dummy* para captar o efeito do rendimento médio na região de destino ser superior ao da região de origem do migrante; o índice de Gini para refletir o efeito da concentração de renda na decisão de migrar por parte do indivíduo, uma *proxy* para captar violência; o número de pessoas com acesso à água encanada e eletricidade. Uma discussão mais detalhada da importância dessas variáveis na determinação dos fluxos migratórios está na Seção 3.

Nesse sentido, para o presente estudo, define-se o seguinte problema: o rendimento médio obtido pelos indivíduos na i -ésima Unidade da Federação (UF), bem como outras variáveis socioeconômicas (violência, saúde da população, concentração de renda, acesso à água e eletricidade) são capazes de explicar os fluxos migratórios no Brasil, no período de 2005 a 2014¹?

Para responder a esse problema, define-se como principal objetivo analisar a relação entre a migração e as variáveis relacionadas aos fatores de atração/repulsão, tais como rendimento na região de origem e destino da migração, acesso à água encanada, acesso à energia elétrica, distribuição de renda, saúde, violência e uma variável *dummy* para captar o efeito do rendimento na região de destino ser superior ao da região de origem.

Além desta introdução, a Seção 2 versa sobre as diferentes abordagens teóricas do processo de migração. A Seção 3 descreve a metodologia e detalhamento do modelo empírico. A Seção 4 apresenta e análise dos resultados estimados; e por fim, a Seção 5 encerra-se com a conclusão do presente trabalho.

2. Fundamentos teóricos do processo de migração

Há vários fatores que explicam o processo de migração, quer sejam eles econômicos, sociais, institucionais, ou mesmo pela própria necessidade da ação humana. Então, o propósito desta seção é apresentar uma breve revisão, especialmente dos estudos clássicos da área e de outros mais atuais, das causas da migração.

Para Sjaastad (1962), o indivíduo compara os custos (inclui custo de transporte, alimentação, alojamento, etc.) e benefícios da migração, e age de forma racional a fim de tomar uma decisão de forma ótima, de modo a maximizar seus ganhos. Neste sentido, não necessariamente os indivíduos migrariam para os empregos industriais, ou outros empregos no setor urbano, uma vez que podem simplesmente deslocarem-se para as áreas urbanizadas com o intento de buscarem qualificação profissional.

¹ As variáveis relacionadas aos fatores institucionais, tais como: a ligação com um parente ou amigo que já está estabelecido, ou se o migrante recebeu algum tipo de apoio no local de destino, poderiam agregar informações relevantes aos modelos econométricos. Entretanto, tais dados não estão disponíveis para o Brasil.

Por outro lado, conforme o modelo dual de Lewis (1954), a transferência de indivíduos de uma região (rural) para outra região moderna (urbana) é motivada pela busca dos diferenciais no rendimento e na perspectiva de mudança de vida pessoal para o indivíduo que migra.

Todaro (1969) incorporou em seu modelo a questão de que o indivíduo analisa o retorno líquido esperado com a migração, levando em consideração a probabilidade de estar empregado ou não no setor urbano. A premissa fundamental foi de que os migrantes consideram as oportunidades no mercado de trabalho disponível para eles nos setores urbanos e rurais e escolhem aquelas que maximizam os seus ganhos esperados com a migração.

De outro modo, Mincer (1978) analisou a migração no âmbito familiar e não em nível individual, argumentando que os laços familiares tendem a diminuir ou se tornar uma fricção para a migração. Para o autor, a migração está condicionada aos cálculos que os indivíduos realizam para a tomada de decisão da possível migração da família. Com base nesses resultados, os indivíduos avaliam o somatório dos retornos e os custos de cada um dos membros da família ao migrar. Assim, se os custos, em termos de família, tendem a ser maiores do que os retornos esperados, então, as famílias tendem a migrar menos do que os indivíduos isolados.

Em Becker (1993), os indivíduos avaliam racionalmente os custos e os benefícios de suas atividades. Portanto, os indivíduos são capazes de avaliar o investimento em seu treinamento profissional e em atividades que lhe agreguem algum tipo de conhecimento, esperando que, no futuro, esse acúmulo de capital humano seja capaz de fornecer benefícios. Portanto, quando o indivíduo decide migrar de uma região para outra, ele leva em consideração o cálculo do custo/benefício do tempo dedicado ao estudo na esperança de um rendimento superior no futuro.

Para Singer (1980), as regiões mais favorecidas tendem a acumular as vantagens e os efeitos da difusão do progresso tecnológico, os quais estão concentrados em um âmbito territorial relativamente pequeno, tornando-o atrativo aos migrantes. Em contrapartida, a população de áreas mais desfavorecidas está sujeita ao empobrecimento relativo. Essa configuração gera um arranjo institucional em que esse grupo da população, mesmo participando do processo de acumulação, não consegue se beneficiar da renda gerada, implicando na expulsão dos indivíduos por parte dessa região.

Em seu trabalho, Stark e Bloom (1985) observaram que a tomada de decisão da migração está mais relacionada com um ato de desespero sem limites do que com um ato relacionado com a intencionalidade de maximização. Partindo-se dessa linha, argumentam que a nova economia da migração concebe que a migração não é tomada por atores individuais, mas, sim, por famílias e grupos de indivíduos. Nesse sentido, não aceitam as premissas de um perfeito funcionamento do mercado. Para os autores, o intuito do migrante não é apenas maximizar a renda esperada, uma vez que os migrantes também buscam minimizar constrangimentos sociais e/ou buscar mercado de trabalho mais atrativo.

Por sua vez, Massey *et al.* (1993) argumentam que nos países desenvolvidos os riscos da renda familiar são, geralmente, minimizados por meio dos mercados de seguros ou dos programas governamentais. Entretanto, no caso dos países em desenvolvimento, esses mecanismos de gerenciamento são inexistentes, imperfeitos ou inacessíveis às famílias pobres, tornando-se fatores de repulsão do local de origem. Neste sentido, a migração se aproxima da abordagem da Nova Economia Institucional, principalmente, no que diz respeito às instituições, as quais são capazes de promover a redução da incerteza do migrante ao encontrar seu destino no que tange à esperança de encontrar emprego, alimentos, abrigo ou até mesmo segurança e acesso à saúde. Por outro lado, os indivíduos podem estar aspirando minimizar custos de transação, como, por exemplo, o custo de viagens, de estadia ou de acesso às informações prestadas aos migrantes.

Ainda conforme Massey *et al.* (1993), as redes de migração indicam uma ligação interpessoal entre indivíduos, que sejam elas de parentesco, de amizade, de origem, de comunidade compartilhada ou até mesmo entre grupos de indivíduos de *ex*-migrantes e não migrantes nas regiões de destino/origem. As redes sociais de migração apontam custos elevados para os primeiros migrantes, principalmente porque esses indivíduos na maior parte das vezes não conhecem o local de destino e não podem contar com nenhum tipo de apoio relacionado à moradia, à alimentação, ao transporte, ao mercado de trabalho, entre outros. No caso de um segundo migrante com relação interpessoal com o

primeiro, já estabelecido no local e com condições de lhe fornecer algum tipo de auxílio – especialmente quanto ao acesso do mercado de trabalho, isso faria com que houvesse redução de custos e incertezas a esse migrante. Assim, na medida em que essa rede se expande, os custos do processo de migração tenderiam a se reduzir ainda mais.

Guilmoto e Sandron (2001) seguem na linha da argumentação de North (1990) e ressaltam que a migração pode ser entendida como uma instituição, isto é, o princípio central que dirige a tomada de decisão na migração dos indivíduos está mais próximo de uma prevenção contra os riscos, do que de uma maximização da renda. Para os autores, a dificuldade específica na análise da migração decorre do ambiente econômico marcado pela incerteza, pois os países em desenvolvimento possuem uma forte exposição ao risco, devido às condições adversas em que vivem os pretensos migrantes. Por exemplo, os indivíduos que moram em zonas rurais onde o trabalho de subsistência é cercado de incertezas pelas condições climáticas e/ou pela falta de mercado consumidor.

Destarte, a migração é marcada por incerteza e o sucesso dos migrantes depende, em boa parte, dos mecanismos de auxílio prestados por outros indivíduos, especialmente migrantes já estabelecidos. Trabalhos como os de Banerjee (1983) e de Guilmoto e Sandron (2001) organizam algumas regras relacionadas aos migrantes já estabelecidos em uma determinada região, a saber: i) depois de algum tempo fora de sua terra natal, os migrantes tendem a retornar ao seu local de origem após cumprirem seu objetivo, ou após a aposentadoria; ii) os migrantes tendem a reproduzir uma espécie de microssociedade semelhante à terra natal; iii) as pessoas que incentivam o migrante assumem a responsabilidade de direcioná-lo a um emprego; iv) os indivíduos já estabelecidos geralmente estão obrigados, por força do costume, a ajudar outros migrantes.

Neste sentido, a migração não necessariamente está relacionada a fatores de expulsão em cada região, mas sim a fatores de atração em regiões de destino. Por outro lado, no meio urbano, a incerteza do indivíduo quanto ao desemprego e/ou empregos não qualificados, ou até mesmo pela falta de alguns meios que possam garantir o mínimo de bem-estar, podem resultar em situações precárias que deixem o migrante vulnerável à pobreza, ou a outros fatores relacionados à marginalização dos mesmos.

2.1. Trabalhos aplicados para o caso brasileiro

2.1.1. Uma breve revisão da aplicação de modelos gravitacionais

Com relação aos estudos empíricos realizados no caso brasileiro, destinados ao estudo do processo de migração, percebe-se uma grande variedade na forma como são abordados. Entre os primeiros trabalhos realizados para o Brasil, nessa temática, destaca-se Sahota (1968), Graham (1970) e Yap (1976). O primeiro estudo utilizou os dados censitários de 1950 dos estados brasileiros. Uma das contribuições do autor foi a inclusão da distância entre as regiões na análise da migração. Tal análise permitiu identificar que a dificuldade do migrante em obter informação, a incerteza sobre empregos na região de destino, as diferenças linguísticas e outros fatores particulares de cada região se acentuam ainda mais com a distância. Entretanto, para Graham (1970) e Yap (1976), as migrações, no caso brasileiro, respondem em boa parte pelos diferenciais de renda entre as regiões. Um pouco mais recente tem-se Golgher (2001), que estimou um modelo simples de gravidade via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com dados do tipo *cross-section* e Golgher, Araújo Jr. e Rosa (2008) que aplicou um modelo gravitacional baseado na distribuição de Poisson para os municípios brasileiros no ano 2000.

Ainda mais recente, têm-se os estudos de Albuquerque *et al.* (2013), Cataldi (2014), Ramalho, Figueiredo e Netto Junior (2014) e Pais (2015). Em seu trabalho, Albuquerque *et al.* (2013) também fazem uso de um modelo gravitacional aplicado à migração para o período de 1995 a 2009. Com esse trabalho, os autores mostraram que, no aporte teórico da nova geografia econômica, existe um processo endógeno de causação cumulativa, baseado nos retornos crescentes no setor moderno da economia. Portanto, não só o tamanho, mas a localização de uma região na rede urbana assume papel importante na escolha do migrante. Assim, quanto maior for o tamanho relativo da região de destino,

maior será o poder de atração, cuja força de atração diminui de acordo com a distância percorrida pelo migrante.

Cataldi (2014) analisou os fluxos migratórios por meio de cortes temporais divididos em quatro triênios desde os anos 2000, aplicando distintas especificações dos modelos gravitacionais por meio dos mínimos quadrados ordinários e chegou aos resultados de que os principais determinantes dos fluxos migratórios são os diferenciais de renda e a estrutura das aglomerações regionais.

Por outro lado, Ramalho, Figueiredo e Netto Junior (2014) fizeram uso de um modelo gravitacional com regressões quantílicas a fim de investigar os principais determinantes dos fluxos migratórios interestaduais no Brasil, no período de 2004 a 2009. Observaram resultados relevantes das desigualdades nos rendimentos regionais, acerca da dimensão geográfica e dos custos da migração e concluíram que os estados com maiores diferenças de rendimentos do trabalho, ou o tamanho da população, apresentaram maiores fluxos de migração e que as menores distâncias geográficas são fatores que aumentam os fluxos migratórios. Uma conclusão interessante do estudo é que um estoque de migrantes acumulados num período passado induz maiores fluxos em períodos posteriores.

Já Pais (2015) empregou um modelo gravitacional com dados em painel para os anos de 2001 a 2009, com o objetivo de analisar a relação da migração e o nível de qualificação do migrante. Como resultado, primeiramente, observou-se que os migrantes com qualificação média são motivados pelas características do local de origem, ou seja, são motivados a migrar para outra região por conta de aspirarem maiores oportunidades econômicas, acesso à saúde, segurança e emprego; o segundo ponto observado é que a categoria de migrantes que possui mais de onze anos de escolaridade parte para regiões que apresentam maiores níveis de escolaridade e acesso a melhores condições de vida.

3. Modelos gravitacionais de migração

3.1. Especificação do modelo empírico

Os modelos gravitacionais surgiram seguindo a fundamentação da Lei da Gravitação de Newton, em que a massa de produtos ou de trabalho, ou fatores de produção fornecidos pela região de destino, é atraída por uma massa de demanda por bens ou trabalho na origem, mas o potencial de fluxo é reduzido com a distância entre eles (ANDERSON, 2011).

Carey (1866) argumenta que os fluxos migratórios seguiam as leis da física newtoniana, em que os migrantes são positivamente relacionados com o produto da população de origem e destino e inversamente proporcionais à distância entre elas. Posteriormente o modelo gravitacional foi aplicado à migração por Ravenstein (1885) e Zipf (1946). Por outro lado, Reilly (1929) foi um dos pioneiros a trabalhar com modelo gravitacional aplicado à análise dos mercados, em especial no mercado varejista (SEN; SMITH, 1995).

Recentemente, os modelos de gravidade foram formalizados para analisar os fluxos, o comércio internacional. Isard (1960) e Tinbergen (1962) foram os primeiros a utilizar uma versão do modelo gravitacional para o comércio internacional, e que, posteriormente, Pöyhönen (1963) e Linnemann (1966) aprimoraram o modelo para estimar o fluxo de comércio bilateral entre países. Pode-se inferir que esses modelos são a base até hoje para os estudos aplicados ao comércio internacional.

No presente estudo, adaptando-se o trabalho de Lewer e Van den Berg (2008), estimou-se um modelo gravitacional com dados em painel para os estados brasileiros, cujo painel é possível observar 702² fluxos de origem (j) e destino (i) de migrações no período de 2005-2014. Assim, combinando o modelo proposto por Lewer e Van Den Berg (2008), inicialmente, estimou-se o Modelo (1) que leva em consideração somente a população de origem e destino, a distância entre as regiões, o rendimento médio nas regiões de origem e destino, bem como a inclusão de uma variável *dummy* que capta a

² Ressalta-se que, para obter as 702 combinações de origem e destino, considerou-se apenas os fluxos em que $i \neq j$.

influência do rendimento ser superior na região de destino. Portanto, com esse modelo, analisa-se somente os fatores relacionados ao rendimento estadual.

Em seguida, estimou-se o Modelo (2), com a inclusão de variáveis socioeconômicas que influenciam a migração. Basicamente, calculou-se a razão das variáveis de controle, em que o numerador é a região de destino e o denominador é a região de origem. Essa operacionalização ajuda a captar a dinâmica das variáveis entre origem e destino, evitando-se assim a estimação de excesso de parâmetros; em que essa relação será denotada como Modelo (2a). Por fim, inverte-se a razão das variáveis de controle e estima-se o modelo novamente, ou seja, nessa etapa, para as variáveis de controle, a região de origem passa a ser o numerador e o destino a ser o denominador, sendo que essa estimação será denotada como Modelo (2b). Esse tipo de operacionalização tem por objetivo analisar qual seria o impacto na migração de uma mudança nas variáveis de origem e destino.

Para Lewer e Van Den Berg (2008), assim como no comércio internacional, a migração é impulsionada pela força de atração entre a origem e o destino dos indivíduos migrantes, sendo essa força diminuída pela distância entre eles. Complementarmente, os autores inferem que a força de atração também é influenciada pelo diferencial no rendimento do trabalho entre duas regiões.

Por outro lado, conforme Anderson (2014), a distância pode reduzir a migração, sendo assim considerada como um fator de fricção nos fluxos migratórios. Para Lewer e Van Den Berg (2008), a distância, assim como no caso dos modelos gravitacionais aplicados ao comércio, pode ser tratada como uma *proxy* para os custos de transporte. Assim, o fator de fricção para a migração está relacionado com a distância entre origem e destino do migrante.

O modelo a ser estimado foi especificado da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} \ln(M_{ijt}) = & \alpha_0 + \alpha_{ij} + \beta_1 \ln(N_{it}) + \beta_2 \ln(N_{jt}) + \beta_3 \ln(DIST_{jit}) \\ & + \beta_4 \ln(RENDA_{it}) + \beta_5 \ln(RENDA_{jt}) + Dummy_renda_{it} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln(M_{ijt}) = & \alpha_0 + \alpha_{ij} + \beta_1 \ln(N_{it}) + \beta_2 \ln(N_{jt}) + \beta_3 \ln(DIST_{jit}) + \beta_4 \ln(GINI_t) \\ & + \beta_5 \ln(VIOLENCIA_t) + \beta_6 \ln(AGUA_t) + \beta_7 \ln(ELETRICIDADE_t) \\ & + \beta_8 \ln(RENDA_t) + \beta_9 \ln(SAUDE_t) + \beta_{10} \ln(ESTUDO_t) + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

Em que, $t = 2005, 2006, 2007, \dots, 2014$; $i = 1, 2, 3, \dots, 27$; em que $i \neq j$; M_{ijt} representa os migrantes oriundos da região j e que, atualmente, estão residindo na região i ; α_0 é o termo constante da equação; α_{ij} representa o termo idiossincrático invariante no tempo em cada relação de migração de i para j ; $\ln(N_{it})$ é o logaritmo do tamanho da população da região de origem; $\ln(N_{jt})$ representa o logaritmo do tamanho da população de destino; $\ln(DIST_{jit})$ é o logaritmo do custo bilateral da migração; $\ln(GINI_t)$ é o logaritmo da razão entre o índice de Gini na região i sobre a região j ; $\ln(VIOLENCIA_t)$ é o logaritmo da razão entre o número de óbitos relacionados à agressão (*proxy* para violência) na região sobre a região j ; $\ln(AGUA_t)$ é o logaritmo da razão entre o número de pessoas com acesso à água encanada na região i sobre a região j ; $\ln(ELETRICIDADE_t)$ é o logaritmo da razão entre o número de pessoas com acesso à energia elétrica na região i sobre a região j ; $\ln(RENDA_t)$ é o logaritmo da razão entre o rendimento médio na região i sobre a região j ; $\ln(RENDA_{it})$ representa o logaritmo do rendimento médio na região i ; $\ln(RENDA_{jt})$ representa o logaritmo do rendimento médio na região j ; $\ln(SAUDE_t)$ é o logaritmo da razão entre a taxa de mortalidade infantil (*proxy* para saúde) na região i sobre a região j ; $\ln(ESTUDO_t)$ representa o logaritmo da razão entre a média de anos de estudo na região i sobre a região j . $Dummy_renda_{it}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1 quando o rendimento na região i é superior ao da região j ; ε_{ijt} representa o termo estocástico do modelo.

Optou-se por trabalhar com a forma funcional log-log para atenuar os possíveis problemas de heterocedasticidade, uma vez que a distância entre as regiões, bem como o rendimento médio das regiões, pode mudar bruscamente em relação a outra região. Nesse sentido, ao se trabalhar com a transformação logarítmica, comprime-se as escalas em que as variáveis são medidas, e, por outro lado, os coeficientes estimados podem ser analisados como elasticidades (GUJARATI; PORTER, 2011).

O tamanho da população é uma *proxy* para o tamanho da economia, tanto para a região i (destino) quanto para j (origem). Conforme Lewer e Van den Berg (2008), quanto maior a população na região i , maior o mercado de trabalho para o migrante. Assim, espera-se que $\beta_1 > 0$. Por outro lado, quanto maior for a população na região j , mais pessoas estão propensas a migrar, resultando, também, $\beta_2 > 0$.

A variável $DIST_{ji}$ representa os custos de migração dos indivíduos que deixam a região i com destino à j . Espera-se um sinal negativo para o coeficiente dessa variável, o que indicaria que os custos de locomoção de uma região à outra dificultam a migração. Conforme Greenwood (1975), essa variável pode ser utilizada como *proxy*, tanto para os custos de transporte, quanto para os custos físicos. Essa relação representa o termo de resistência multilateral relacionado ao lugar de origem.

A principal motivação para a inclusão dessas variáveis está no fato de que pode haver o que Ravenstein (1889) chama de “*push-pull*”. Segundo o autor, os fatores *push* fazem com que os indivíduos migrem de uma região para outra, e os fatores *pull* são os fatores responsáveis pela atração dessa migração. Para fins de aproximação e controle das características de origem e destino, utilizou-se a razão do número de pessoas com acesso à água encanada da rede pública, acesso à energia elétrica e a média de anos de estudo dos indivíduos. Espera-se que, dado um aumento no número de indivíduos com acesso a esses benefícios na região de destino, aconteça um aumento na tendência de migração para essas regiões.

Para medir o nível de saúde relativa entre destino e origem das regiões brasileiras, utilizou-se uma *proxy* que considera a taxa de mortalidade infantil. Conforme o trabalho de Leal e Szwarcwald (1996), esse indicador pode expressar a situação da saúde e a condição social da população. Barufi (2009) argumenta que essa variável é utilizada por órgãos internacionais para analisar as condições de vida nos países emergentes. Portanto, espera-se sinal positivo para o aumento da condição de saúde no local de destino da migração, tornando-se esse um fator de atração de indivíduos para a região. O índice de Gini foi utilizado para analisar a influência da desigualdade na distribuição de renda na migração entre as regiões. Para essa variável, espera-se um sinal negativo, ou seja, dado um aumento na concentração de renda na região de destino, espera-se que diminua a migração para essas regiões.

A variável número de óbitos relacionados à agressão foi utilizada como um *proxy* para violência no destino e na origem da migração, espera-se que, quanto maior for a violência na região de destino, menor será o estímulo para que os indivíduos migrem para essa região. A inclusão das variáveis de cunho social foi motivada pelo estudo de Andrienko e Guriev (2004). Para os autores, a migração depende, também, da possibilidade de acesso a bens públicos, como, por exemplo, a segurança pública, a saúde, o acesso à energia elétrica e à água encanada. Espera-se que um aumento na violência na região de origem aumente a migração para outras regiões. Nesse mesmo sentido, Stark e Bloom (1985) argumentam que a tomada de decisão da migração não necessariamente está relacionada com a maximização de renda, mas pode estar relacionada a um ato de desespero devido às condições degradantes de vida na região de origem do migrante.

3.2. Base de dados

Foi empregado o uso de dados provenientes da Pesquisa por Amostra de Domicílio (PNAD) para o período de 2005 a 2014³, para as 27 Unidades da Federação (UF). Para a variável M_{ijt} ,

³ Por se tratar de um ano censitário, em 2010 não houve coleta de dados pela PNAD. Portanto, optou-se por não incluir o ano de 2010 no painel de dados do presente estudo.

consideraram-se as pessoas residentes na UF, na data de referência, mas que, anteriormente, já haviam morado em outra UF, ou no exterior⁴. As variáveis $AGUA_t$, $ELETRICIDADE_t$, $RENDAt$, $RENDAt_j$, $ESTUDO_t$ e M_{it} foram extraídas dos microdados da PNAD da base disponibilizada pelo IBGE, em que a renda é a média em cada região.

Os dados referentes à $SAUDE_t$ (como *proxy* para saúde foi utilizada a taxa de mortalidade infantil), N_i e N_j foram obtidos junto à base de dados do IBGE. Enquanto a variável índice de $GINI_t$ foi extraída do banco de dados do IPEADATA. A variável $VIOLENCIA_t$ tem como fonte o sistema DATASUS/SIM (Sistema de Informações sobre Mortalidade)⁵.

No que diz respeito às distâncias entre a região de origem e de destino, consideraram-se as distâncias entre os centroides dos polígonos das capitais dos estados brasileiros, ponderados pela população da capital de cada estado. Em que esses valores foram calculados com o *software* QGIS 2.12.0, com base nas Malhas Digitais disponibilizadas pelo IBGE.

3.3. Procedimentos econométricos

O presente estudo utilizou a metodologia com dados em painel que consiste em combinar dados de corte transversal com séries temporais. Esse recurso permite analisar a evolução da migração interestadual no Brasil em momentos temporais distintos; levar em consideração as características idiossincráticas pertinentes aos fatores socioeconômicos, culturais e institucionais; obter ganhos de grau de liberdade e proceder ao melhor tratamento da heterogeneidade. Cabe ressaltar que, na metodologia de dados em painel, os métodos de estimação podem ser do tipo: *pooled*, Efeitos Fixos (EF) e Efeitos Aleatórios (EA).

A técnica *pooled* consiste em empilhar os dados temporais e *cross-section*, e efetuar a regressão. Porém, esse modelo pode trazer estimativas viesadas, pois ele ignora a heterogeneidade individual de cada grupo no painel. Por outro lado, o EF busca trabalhar com essas heterogeneidades individuais e se concentra em um termo constante para cada indivíduo (GREENE, 2003; BALTAGI, 2005).

Para a escolha entre *pooled* e EF do método de estimação, utilizou-se o teste *Chow*, o qual possui hipótese nula de não heterogeneidade, ou *pooled* e hipótese alternativa que é de que as heterogeneidades estão presentes no modelo. Se a hipótese nula for rejeitada, então a estimação deve ser via EF.

Para testar *pooled* contra o EA, utiliza-se o teste Breusch-Pagan, o qual possui a hipótese nula de que a variância do termo estocástico do modelo é igual a zero, ou seja, ela resulta de um efeito específico não observável. Quando não há evidência estatística para rejeição de tal hipótese, a estimação pode se dar via *pooled*; caso exista a rejeição da hipótese nula, recorre-se a estimação do modelo de efeitos aleatórios.

Por fim, compara-se a estimação via EA e EF utilizando-se o Teste de Hausman, o qual possui hipótese nula de que a estimação se dá via EA, assumindo ausência de correlação entre as variáveis independentes e o termo idiossincrático. Por outro lado, na estimação via EF tem-se como hipótese alternativa a correlação entre os regressores e a heterogeneidade individual.

Para testar os problemas de heterocedasticidade e autocorrelação, foram utilizados o Teste de Wald, o qual possui como hipótese nula a homocedasticidade do modelo de efeitos fixos; além do Teste de Wooldridge, cuja hipótese nula é a não autocorrelação nos resíduos. No que diz respeito ao problema de correlação contemporânea, foi utilizado o teste proposto por Pesaran (2004), o qual tem por hipótese nula a independência e hipótese alternativa a dependência dos *cross-sections* (GREENE, 2003; PESARAN, 2004; BALTAGI, 2005).

Caso sejam constatados tais problemas, recorre-se ao método proposto por Beck e Katz (1995), que tem por base os mínimos quadrados ordinários, porém, efetua a correção dos erros para

⁴ O presente estudo trabalha somente com a questão da migração referente às regiões internas no Brasil, e assim acabando por desconsiderar os indivíduos que são advindos dos países estrangeiros.

⁵ O período disponível para essa variável é até o ano de 2013.

heterocedasticidade resultante entre os grupos, a correlação serial e correlação contemporânea. Comumente esse estimador é conhecido como *Panel Corrected Standard Errors* (PCSE).

4. Análise dos resultados

4.1. Breve reflexão sobre a migração no Brasil

Conforme a Tabela 1, percebe-se que os principais destinos da migração foram, de 2005-2014, respectivamente, São Paulo, Minas Gerais, Goiás, Distrito Federal e Paraná. A média de migração para o Estado de São Paulo foi de 425 indivíduos, e, por outro lado, a região de destino com menos migrantes foi o Acre com uma migração média de 27 indivíduos ao longo do período analisado.

No que diz respeito às origens das migrações, observa-se que o estado de São Paulo, devido ao efeito tamanho, foi o que apresentou a maior média de migração, mais precisamente, com 521 indivíduos, seguido por Minas Gerais, Bahia, Paraná e Maranhão. Entretanto, Roraima foi o que apresentou menor média de migração de origem, com 7 indivíduos. Para uma análise espacial, utilizaram-se os dados da Tabela 1 para elaboração da Figura 1 e da Figura 2.

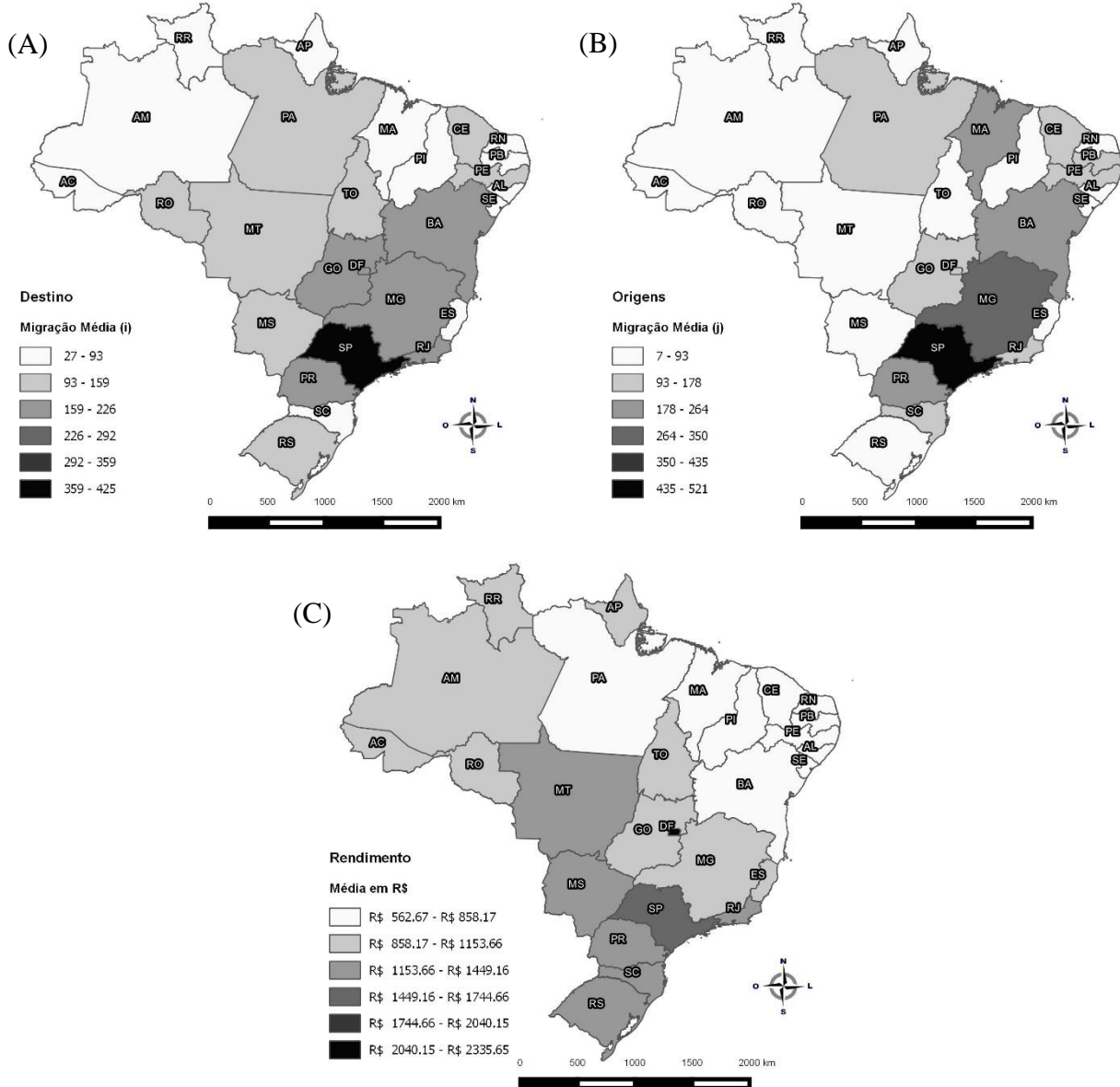
Tabela 1 - Estatística descritiva das variáveis do modelo econométrico (Média 2005-2014)

UF	Migração (i)	Migração (j)	População	Gini	Água	Saúde	Violência	Eletricidade	Estudo	Renda
AC	27	16	717190	0,57	1555	23,12	165	3554	4,9	R\$ 874,41
AL	33	66	3146553	0,56	3519	32,53	1863	5290	4,5	R\$ 668,66
AM	59	52	3478977	0,52	6663	22,84	942	9213	5,7	R\$ 945,01
AP	33	13	656245	0,50	1591	24,78	206	2739	5,8	R\$ 1.065,86
BA	179	235	14381052	0,55	24506	24,30	4599	29540	5,6	R\$ 836,68
CE	120	124	8472830	0,54	16253	20,87	2589	20644	5,6	R\$ 725,11
DF	208	103	2581945	0,60	9033	12,17	892	9673	7,7	R\$ 2.335,65
ES	70	64	3557189	0,52	5561	12,69	1775	6606	6,3	R\$ 1.081,35
GO	211	136	5995776	0,50	11975	18,10	1954	14741	6,1	R\$ 1.144,19
MA	50	181	6453866	0,55	4151	30,37	1376	6929	4,6	R\$ 578,73
MG	221	303	19865062	0,51	28468	15,33	4189	32457	6,2	R\$ 1.074,68
MS	97	48	2412708	0,52	5417	17,48	674	6466	6,1	R\$ 1.228,39
MT	127	79	3008009	0,51	5221	19,84	984	7099	6,0	R\$ 1.210,23
PA	159	136	7491541	0,51	10434	20,93	2731	19902	5,6	R\$ 832,28
PB	56	95	3759764	0,56	5092	24,39	1176	6575	5,0	R\$ 721,99
PE	130	140	8803277	0,54	17679	20,57	3954	22096	5,8	R\$ 858,14
PI	50	81	3113399	0,55	3461	24,24	454	4876	4,7	R\$ 562,67
PR	187	227	10597713	0,50	15780	12,48	3258	17718	6,6	R\$ 1.288,00
RJ	177	172	15935863	0,54	21101	14,41	5632	24502	7,1	R\$ 1.417,34
RN	44	44	3168209	0,55	4741	22,22	822	5581	5,4	R\$ 796,34
RO	120	43	1576830	0,51	2450	23,12	505	5945	5,5	R\$ 987,41
RR	47	7	437707	0,53	1965	18,58	127	2256	6,0	R\$ 1.045,16
RS	97	79	10892832	0,50	23236	11,64	2185	26811	6,8	R\$ 1.277,22
SC	86	101	6213821	0,45	7306	11,48	735	9118	6,8	R\$ 1.322,84
SE	44	37	2060326	0,55	4787	23,91	679	5526	5,3	R\$ 785,04
SP	425	521	41656585	0,50	37848	12,30	6671	39364	7,1	R\$ 1.507,36
TO	94	48	1360887	0,53	4131	20,04	281	5149	5,5	R\$ 864,60

Fonte: Elaboração própria.

Conforme demonstrado na Figura 1, percebe-se a existência de um padrão na dinâmica do processo de migração interestadual. O fato é que tanto as migrações de origem quanto de destino estão ocorrendo entre, praticamente, as mesmas regiões em destaque, isto é, dos polígonos mais escuros do Quadrante B para os mais escuros do Quadrante A.

Figura 1 – Rendimento, destino e origem das migrações brasileiras (média) de 2005-2014



Fonte: Elaboração própria.

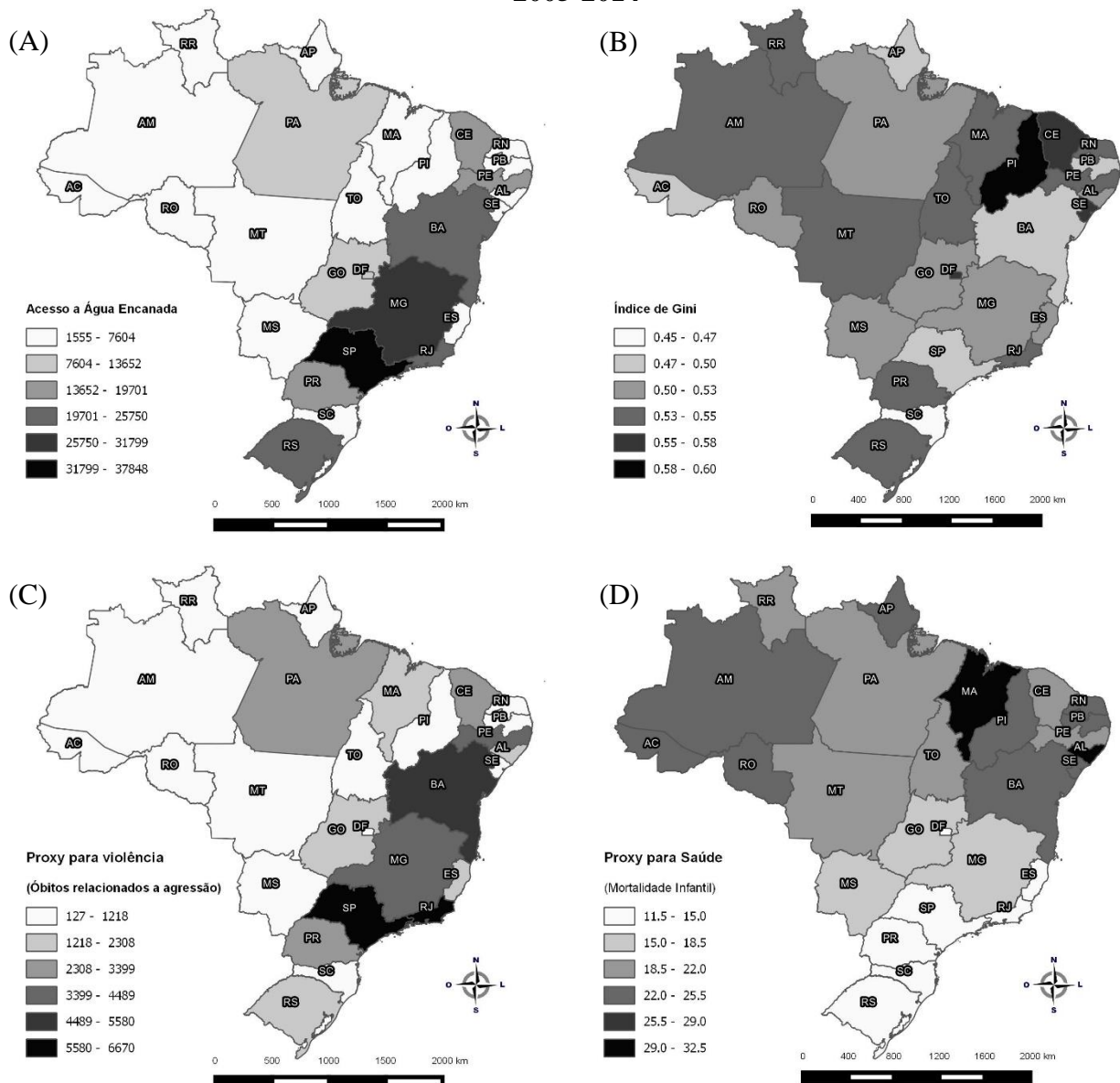
A região de São Paulo destaca-se tanto como principal destino quanto como origem da migração interestadual, em seguida, outros polos surgiram, como Paraná, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Pará, Goiás, Distrito Federal, Ceará, Pernambuco e Bahia. Outro notável padrão é a baixa frequência de migração de origem e destino concentrando-se na Região Norte e em alguns estados da Região Nordeste. Isso pode ser notado nos polígonos em tons claros, citando-se os casos de Roraima, Amazonas, Acre, Amapá, Piauí, Rio Grande do Norte, Alagoas, Sergipe e Espírito Santo.

No que diz respeito ao rendimento médio, observa-se que no polígono mais escuro no quadrante (c) da Figura 1 está o DF que apresentou o maior rendimento médio dentre os estados

brasileiros, com um valor de R\$ 2.335,65. Por outro lado, os polígonos brancos representam os menores rendimentos médios dentre os estados brasileiros, mais especificamente, o mais baixo de todos é o Piauí, com apenas R\$ 562,67. Analisando-se a relação das regiões de destino que possuem maiores rendimentos, observa-se que existe um padrão de migração para essas regiões. Basicamente, os estados em tons de cinza mais escuros com maiores rendimentos são, justamente, os principais destinos das migrações médias – quadrantes (a) e (c) – destacam-se São Paulo, o Distrito Federal, o Paraná, o Rio Grande do Sul e o Rio de Janeiro.

Pode-se inferir que as regiões que apresentam menores rendimentos, como no caso dos estados que estão em cor branca, mais especificamente na Região Nordeste, são as que menos atraem migrantes, essa dinâmica pode ser visualizada no quadrante (a) e (c) da Figura 1, em que os Estados que estão nessas condições são Piauí, Rio Grande do Norte, Alagoas, Sergipe e Maranhão. Percebe-se que esse mesmo padrão pode ser observado no quadrante (b) da Figura 2, em que essas mesmas regiões supracitadas aparecem em tons de cinza escuro, indicando que são, justamente, as regiões com os maiores índices de concentração de renda.

Figura 2 – Pessoas com acesso à água encanada, índice de Gini, violência e saúde (média) de 2005-2014



Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 2, percebe-se que São Paulo, Minas Gerais e Paraná apresentam melhores condições de acesso à água encanada e possuem os menores índices de desigualdade na distribuição de renda. Ressalta-se que as regiões que apresentaram baixas condições de saúde, piores níveis de distribuição de renda e acesso precário à água potável são as que atraem menos migrantes, com destaque para os estados do Piauí, do Rio Grande do Norte, de Alagoas, de Sergipe e do Maranhão. A próxima seção apresenta e discute, tendo como pano de fundo esses mapas, o processo de migração e os resultados alcançados com o modelo econométrico proposto.

4.2. Estimativas e análise do modelo de migração

Antes de partir para a estimação dos modelos econométricos propriamente ditos, são apresentadas na Tabela 2 as estatísticas dos testes ressaltados na Seção 3.1, com intuito de verificar violações das hipóteses do modelo de regressão.

Tabela 2 - Estatísticas dos testes de hipóteses dos modelos de dados em painel

Teste	Tipo do Diagnóstico	Hipótese nula	p-valor	
			(1)	(2)
<i>Pesaran</i>	Correlação contemporânea (EF)	H_0 : Independência dos <i>Cross-Section</i>	0,0000	0,0000
<i>Wald</i>	Heterocedasticidade (EF)	H_0 : Homocedasticidade	0,0000	0,0000
<i>Wooldridge</i>	Autocorrelação (Painel)	H_0 : Não Autocorrelação	0,8178	0,9610
<i>Chow</i>	Testar a eficiência entre modelo <i>Pooled</i> e Efeitos Fixos	H_0 : Modelo <i>Pooled</i> H_a : Modelo de EF	0,0000	0,0000
<i>Breusch-Pagan</i>	Testar a eficiência entre modelo <i>Pooled</i> e Efeitos Aleatórios	H_0 : Modelo <i>Pooled</i> H_a : Modelo de EA	0,0000	0,0000
<i>Hausman</i>	Testar a eficiência entre modelo de Efeitos Aleatórios e Efeitos Fixos	H_0 : Modelo EA H_a : Modelo de EF	0,0000	0,0000

Fonte: Elaboração própria.

Conforme a Tabela 2, inicialmente, recorreu-se aos testes para escolha da técnica de estimação e tratamento dos dados. Percebe-se que teste *Chow* reportou um p-valor de 0,0000; revelando que estimativas do modelo via EF são mais robustas do que via *pooled*. Por outro lado, o teste de *Breusch-Pagan* indicou que as estimativas via EA, também, são superiores às estimativas *pooled*. Por fim, recorre-se ao teste de *Hausman*, o qual indicou que as estimativas via EF são mais indicadas do que a modelagem via EA para os dois modelos a serem estimados. Ou seja, existem heterogeneidades no padrão de migração entre as regiões brasileiras. Assim, procederam-se as demais etapas com as estimativas via EF. Cabe ressaltar que a técnica de efeitos fixos permite a estimação de um intercepto diferente para cada indivíduo no painel, porém, foge do presente escopo identificar tal heterogeneidade, focando-se somente na análise das relações das variáveis que afetam as migrações interestaduais.

No que diz respeito à verificação do problema de autocorrelação, recorreu-se ao teste *Wooldridge*, o qual reportou p-valores de 0,8178 e 0,9610 para os Modelos (1) e (2), respectivamente, indicando que não há evidência estatística para rejeição da hipótese nula de não autocorrelação. No entanto, percebe-se que existe problema de heterocedasticidade conforme o baixo p-valor da estatística do teste *Wald* em ambos os modelos. Por fim, estimou-se o teste de correlação contemporânea proposto por *Pesaran* (2004), o qual apresentou uma estatística p-valor de 0,000. Portanto, existem problemas de correlação contemporânea no painel utilizado no presente estudo. Para correção dos problemas supracitados, ou seja, heterocedasticidade e correlação contemporâneas,

emprega-se o estimador *Panel Corrected Standard Errors* (PCSE), cujas estimativas se encontram disponíveis da Tabela 3.

Tabela 3 - Resultados das estimativas econométricas via PCSE

Variável	Modelo (1)	Modelo (2)	
		(a)	(b)
$\ln(N_{it})$	0,4118611*** (0,009588)	0,1280254*** (0,0204926)	0,1280254*** (0,0204926)
$\ln(N_{jt})$	0,8040182*** (0,0103157)	1,107814*** (0,0161121)	1,107814*** (0,0161121)
$\ln(DIST_{jit})$	-1,236133*** (0,0127215)	-1,23565*** (0,0104322)	-1,23565*** (0,0104322)
$\ln(GINI_t)$	-	-0,5039117*** (0,1426178)	0,5039117*** (0,1426178)
$\ln(VIOLENCIA_t)$	-	-0,0685418*** (0,0136955)	0,0685418*** (0,0136955)
$\ln(AGUA_t)$	-	0,0000405 (0,0553076)	-0,0000405 (0,0553076)
$\ln(RENDA_t)$	-	0,3059292*** (0,077072)	-0,3059292*** (0,077072)
$\ln(SAUDE_t)$	-	-0,0656643 (0,0569864)	0,0656643 (0,0569864)
$\ln(ELETRICIDADE_t)$	-	0,5265454*** (0,0410005)	-0,5265454*** (0,0410005)
$\ln(ESTUDO_t)$	-	-0,1525942 (0,2284032)	0,1525942 (0,2284032)
$\ln(RENDA_{it})$	0,5931622*** (0,0909393)	-	-
$\ln(RENDA_{jt})$	-0,3346489*** (0,0931394)	-	-
$Dummy_renda_{it}$	0,0401175* (0,0205793)	-	-
Constante	-8,160731*** (1,057747)	-6,663687*** (0,2115075)	-6,663687*** (0,2115075)

Nota: Erros padrão entre parênteses; *** parâmetro significativo a 1%; * parâmetro significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Como ponto de partida, estimou-se o Modelo (1) a fim de verificar a relação do rendimento médio, tanto na região de origem quanto na de destino no processo migratório. O objetivo da variável *dummy* especificada no modelo é verificar se a expectativa de obter renda mais elevada na região de destino do migrante, vis-à-vis à renda esperada na sua região de origem, é um elemento importante na decisão do indivíduo de migrar. Conforme se verifica na Tabela (3), o coeficiente dessa variável se mostrou estatisticamente significativo a 10%, indicando que o fluxo migratório se orienta para regiões de maior rendimento. Formalmente, apesar da significância estatística, as estimativas apontam que, dado um aumento de 1% no rendimento da região de destino, é proporcionado um aumento de apenas 0,04% no fluxo migratório das regiões de rendimentos mais baixos para as de maiores rendimentos em *coeteris paribus*.

Esse resultado é corroborado por Justo e Silveira Neto (2008), quando argumentam que a renda esperada no local de destino é um fator muito importante na análise do fluxo de migração e que ela representa cerca de 40% da explicação da taxa líquida de migração. Por outro lado, caso a renda da região de origem aumente 1%, isso implica em diminuição de 0,33% do fluxo de migração entre

as regiões de origem/destino, com os demais regressores constantes. Essas estimativas se apresentam interessantes do ponto de vista teórico, isso porque elas fortalecem a argumentação de que a migração responde aos diferenciais de renda entre as regiões. Em outras palavras, por mais que o rendimento na região de destino seja positivo – atuando como um fator de atração – se ocorrer incremento no rendimento da região de origem, provoca-se redução da migração.

Assim, uma política de distribuição de renda espacialmente mais homogênea pode se constituir em um importante fator de fricção, ou seja, um fator favorável para o indivíduo permanecer na região ao invés de se deslocar para outra região e, assim, servir para conter o fluxo migratório entre regiões. Isso é particularmente útil para amortecer o esvaziamento de regiões com baixas condições e força de atratividade. Em outras palavras, isso pode evitar o inchaço populacional em regiões com renda média alta. Sabe-se que os problemas relacionados ao rápido processo de urbanização são vários, como o crescimento de favelas, o incremento da criminalidade, a sobrecarga na utilização dos equipamentos urbanos, entre outros. Isso seria em grande medida evitado se o indivíduo tivesse na sua região de origem estímulos econômicos para ali continuar vivendo.

Percebe-se que as variáveis do Modelo (1) são todas significativas a 1%, entretanto, para a *dummy* de rendimento superior no destino em relação à origem, foi estatisticamente significativa a 10%. Neste sentido, é possível inferir que as populações das regiões de origem e de destino interagem de forma positiva, enquanto que a distância percorrida pelo indivíduo é inversamente proporcional à migração. Mais precisamente, essa migração se reduz em cerca de 1,24, dado o aumento de 1% na distância percorrida; e, por outro lado, esse mesmo aumento no rendimento da região de destino faz com que haja um incremento superior na migração em 0,59%, com as demais variáveis constantes. Isso implica em dizer que, pela ótica do Modelo (1), mesmo que aumente custo da migração, essa reage positivamente diante do aumento do rendimento. Esses resultados corroboram com outros trabalhos pioneiros no caso brasileiro, de que as migrações são em grande medida motivadas pelos diferenciais de renda como Sahota (1968); Graham (1970); Yap (1976); e mais recentemente Ramalho, Figueiredo e Netto Junior (2014).

Considerando-se o Modelo (2), que é um modelo que inclui as demais variáveis relevantes a migração, observa-se que – tanto no Modelo (2a) quanto no Modelo (2b) – a migração diminui em, aproximadamente, -1,24%, diante de um aumento da distância de 1%, enquanto que o aumento no rendimento de 1% faz a migração aumentar 0,31%, sendo tudo mais constante. Ramalho, Figueiredo e Netto Junior (2014) também chega à conclusão de que as desigualdades nos rendimentos regionais fomentam a migração e que a dimensão geográfica impacta positivamente na migração. Por outro lado, os autores argumentam que os fluxos migratórios são mais intensos quando as distâncias entre as regiões são mais curtas.

Com relação à significância dos parâmetros estimados, para o coeficiente da população de origem e destino, verifica-se que foram estatisticamente significativos a 1%, retratando uma relação determinística de que quanto maior for a população da região de origem, maior será a migração para outras regiões; e quanto maior for a população de destino, maior será a migração para essas regiões. Segundo Lewer e Van den Berg (2008), essa relação positiva das populações se explica no sentido de que quanto maior for a população de destino, maior será o mercado de trabalho para os migrantes advindos de outras regiões. Por outro lado, quanto maior for a população de origem, mais indivíduos estarão propensos a migrar, ou seja, regiões muito populosas, tanto atraem quanto repelem migrantes.

Com relação às variáveis de controle dos Modelos (2a) e (2b), percebe-se que a média de anos de estudo (*proxy* para possibilidade de acúmulo de capital humano nas regiões), a *proxy* referente à saúde da população na origem e no destino da migração e o número de pessoas com acesso à água encanada não foram estatisticamente significativas. A variável referente ao índice de Gini se mostrou estatisticamente significativa a 1%, e com o sinal esperado. Ou seja, dado o aumento da concentração de renda no destino, existe uma diminuição da migração para essas regiões de aproximadamente - 0,5%.

Quando se analisa a relação inversa Modelo (2b), ou seja, colocando a região de origem como numerador e a região de destino como denominador na razão entre as variáveis de controle, observa-se que, dada uma melhoria das condições na região de origem, acontece um processo de fricção da

migração. Como, por exemplo, o incremento no rendimento de 1% faz a migração diminuir em 0,31%. Por outro lado, observa-se aumento da migração em 0,5% diante elevação da concentração de renda de 1% nas regiões de origem da migração. Em contraste com trabalho de Sachsida, Caetano e Albuquerque (2010), observa-se aqui que as estimativas referentes ao índice de concentração de renda foram estatisticamente significativas, fazendo com que se reduza a migração para os destinos onde a concentração é elevada, e que há um aumento da saída de indivíduos dos estados com altos índices de concentração de renda.

Com relação ao nível de violência, evidencia-se que o parâmetro associado a essa variável foi estatisticamente significativo a 1%. Isso mostra que a violência impacta negativamente a migração na região de destino. Por meio do Modelo (2b), constata-se que aumentar a violência em 1% na região de origem provoca aumento da migração em torno de -0,0685%. Ou seja, mais pessoas, em busca de maior sensação de segurança, estarão dispostas a deixarem suas regiões de origem em prol de outras com menores índices de violência. Esses resultados contrastam com os obtidos por Sachsida, Caetano e Albuquerque (2010) e Golgher *et al.* (2005), que não encontraram significância estatística para o coeficiente da variável violência, e concluíram que a questão da violência não foi capaz de afetar a migração inter-regional. Entretanto, os resultados aqui encontrados corroboram com os resultados de Justo e Silveira Neto (2006) que também constataram uma relação negativa entre migração e violência na região de destino.

Ao verificar a relação entre a variável referente às pessoas com acesso à energia elétrica e a migração, evidencia-se que a estimativa se mostrou altamente significativa a 1% e com o sinal positivo, conforme esperado. Isso implica que um aumento de 1% no número de pessoas com acesso à eletricidade na região de destino aumentará a migração para essas regiões em cerca de 0,53%, Modelo (2a). Entretanto, o Modelo (2b) revela que essa relação é justamente ao contrário na região de origem; ou seja, se mais pessoas estão sendo beneficiadas com esse tipo de serviço, menos pessoas estão dispostas a deixar suas regiões.

Com esses resultados como um “pano de fundo”, salientam-se os argumentos de Andrienko e Guriev (2004), ao descreverem que os indivíduos preferem migrar para as regiões onde existem melhores condições de vida; ou conforme Stark e Bloom (1985), ao entenderem que as pessoas podem migrar de uma região para outra não somente motivadas pelo desejo monetário, mas também como um ato decorrente da busca por mudanças e/ou por minimizarem constrangimentos; ou ainda que a migração se aproxima de uma prevenção contra os riscos, sejam eles sociais ou até mesmo situações adversas, segundo Guilhoto e Sandron (2001). Nesse sentido, evidencia-se assim que alguns fatores podem ser tratados como fatores de repulsão de migração na região de origem, como por exemplo o índice de Gini, a violência, o acesso à energia elétrica e, principalmente, a discrepância no rendimento entre as regiões.

5. Conclusão

O presente trabalho procurou investigar de que forma um conjunto de variáveis socioeconômicas comumente relacionado na literatura especializada influenciou o processo de migração entre as Unidades da Federação (UF) do Brasil, via aplicação da metodologia de um modelo gravitacional com dados em painel no período de 2005 a 2014.

As análises preliminares permitiram identificar que a região que, em média, possui maior fluxo migratório, tanto de destino, quanto de origem é a Região Sudeste, com destaque para o estado de São Paulo. Outra consideração que pode ser feita com base na análise espacial dos dados é que as regiões que possuem piores indicadores de saúde (*proxy* utilizada para essa variável foi mortalidade infantil) e desigualdade na distribuição renda são as que menos recebem migrantes e as que mais empurram migrantes para outras regiões do Brasil.

Após a identificação dos problemas de estimação (heterocedasticidade e correlação contemporânea), procedeu-se a correção por meio da estimação com *Panel Corrected Standard Errors* (PCSE). Ademais, o presente estudo traz informações relevantes, principalmente na aplicação do modelo gravitacional de migração. Conforme esperado, as variáveis básicas do modelo de

gravidade se mostraram significativas a 1%, sendo que a migração está positivamente relacionada com o tamanho da população de origem e destino da migração, bem como negativamente relacionada com a distância entre origem e destino.

De uma forma geral, observaram-se que resultados econométricos indicaram a existência de uma relação positiva entre rendimentos superiores nas regiões de destino e o fluxo migratório, e uma relação negativa quando há rendimentos superiores nas regiões de origem. Com a inclusão de variáveis socioeconômicas no modelo básico gravitacional, pode-se inferir que estes são fatores de repulsão quando a renda é inferior na região de origem e de atração quando o rendimento é superior na região de destino.

Ademais, os resultados referentes aos custos da migração indicaram que quanto mais distantes são as regiões de origem e destino, menor é a migração. Outro fator que se mostrou como fricção na migração foi a desigualdade de renda na região de destino e o aumento da violência.

Com relação aos fatores de repulsão que influenciam o bem-estar, se apresentaram estatisticamente significativas: concentração de renda, violência, acesso à água e energia elétrica, bem como melhores condições de saúde dos indivíduos, e não somente o rendimento inferior na região de origem. Os resultados apontaram que, dada uma melhoria nas condições de vida dos indivíduos na região de origem, há a diminuição do fluxo migratório entre essas regiões.

Em trabalhos futuros, sugere-se a inclusão de uma variável que indique a existência de fronteira entre as regiões de destino e origem, a fim de captar o efeito de proximidade regional no processo de migração, bem como a inclusão de mais variáveis socioeconômicas.

Referências

- ALBUQUERQUE, P. H.; CRUZ, B. O; OLIVEIRA, C. W. A.; SANTOS, I. R. *Aglomeración Económica e Migração: uma análise para o caso brasileiro*. Rio de Janeiro: Ipea, 2013. (Texto para Discussão, n. 1913)
- ANDERSON, J. E. The Gravity Model. *Annual Review of Economics*, v. 3, n. 1, p. 133–160, 2011.
- ANDRIENKO, Y.; GURIEV, S. Determinants of interregional mobility in Russia. *Economics of Transition*, v. 12, n. 1, p. 1–27, 2004.
- BALTAGI, B. H. *Econometric analysis of panel data*. West Sussex: John Wiley & Sons, 2005.
- BANERJEE, B. Social Networks in the migration process: empirical evidence on chain migration in India. *Journal of Development Areas. Tennessee, College of Business*, v. 17, n. 2, p. 185–196, 1983.
- BARUFI, A. M. B. *Dimensões Regionais da Mortalidade Infantil no Brasil*. 2009. 86p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FEA), Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.
- BECK, N.; KATZ, J. What to do (and not to do) with time series cross-section data. *American Political Science Review*, v. 89, n. 3, p. 634–647, 1995.
- BECKER, G. S. *Human Capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. Chicago, University of Chicago Press, 3 ed., 1993.
- CANÇADO, R. P. Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 2, p. 211–236, 1999.

- CAREY, H. C. Principles of Social Science. *The North American Review*, v. 103, n. 213, p. 573–580, 1866.
- CATALDI, R. *Mobilidade, complementariedade e crescimento: impactos da migração interestadual na produtividade dos fatores e no crescimento econômico regional brasileiro*. 2014. 162p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2014.
- CROZET, M. Do migrants flow market potentials? An estimation of a new economic geography model. *Journal of Economic Geography*, v. 04, n. 04, p. 439–458, 2004.
- FERREIRA, A. H. B. Os movimentos migratórios e as diferenças de renda *per capita* entre os estados do Brasil (1970 -1980). *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 1, n. 13, p. 67–79, 1996.
- GOLGHER, A. B. *Os determinantes da migração e diferenciais entre migrantes e não migrantes em Minas Gerais*. 2001. 187 p. Tese (Doutorado em Demografia) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2001.
- GOLGHER, A. B.; ARAÚJO Jr., A. F.; ROSA, C. H. The determinants of migration in Brazil: regional polarization and poverty traps. *Papeles de Población*, v. 56, p. 135–171, 2008.
- GOLGHER, A.; ROSA, C. H.; ARAUJO Jr.; A. F. The determinants of migration in Brazil. In: *Anais Proceedings of the 33th Brazilian Economics Meeting*. Niterói: Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2005.
- GRAHAM, D. H. Divergent and convergent regional economic growth and internal migration in Brazil: 1940-1960. *Economic Development and Cultural Change*, v. 18, n. 3, p. 362–382, 1970.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 1026 p.
- GREENWOOD, M. J. Research of internal migration in the United States: A survey. *Journal of Economic Literature*, v. 13, n. 2, p. 397–433, 1975.
- GROGGER, J.; HANSON, G. H. Income Maximization and the Selection and Sorting of International Migrants. *Journal of Development Economics*, v. 95, p. 42–57, 2011.
- GUILMOTO, C. Z.; SANDRON, F. The Internal Dynamics of Migration Networks in Developing Countries. *Population: An English Selection*, v. 13, n. 2, p. 135–164, 2001.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria Básica*. New York: AMGHLTDA, 2011.
- ISARD, W. *Methods of Regional Analysis: an Introduction to Regional Science*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1960.
- JUSTO, W. R.; FERREIRA, R. A.; LIMA, F.; MARTINS, G. N. Imigração Intermunicipal no Brasil: A dinâmica dos fluxos migratórios municipais. *Revista Economia e Desenvolvimento*, n. 21, p. 108–129, 2009.
- JUSTO, W. R.; FERREIRA, R. de A. *Migração interestadual no Brasil: perfil do retornado: evidências para o período de 1998-2008*. In: *Anais do X Encontro de Economia Baiana*, Salvador, 2014.
- JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R. M. Migração inter-regional no Brasil: evidências a partir de um modelo espacial. *Economia*, v. 7, n. 1, p. 163–187, 2006.

- JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R. M. O que determina a migração interestadual no Brasil? Um modelo espacial para o período 1980-2000. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 39, p. 428–447, 2008.
- JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R. M. Quem são e para onde vão os migrantes no Brasil: o perfil do migrante interno brasileiro. *Revista ABET*, v. 8, n. 1, p. 125–144, 2009.
- LEAL, M. C.; SZWARCOWALD, C. L. Evolução da mortalidade neonatal no estado do Rio de Janeiro, Brasil, (1979 a 1993): análise por causa segundo grupo de idade e região de residência. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 12, n. 2, p. 243–252, 1996.
- LEWER, J. J.; VAN DEN BERG, H. A gravity model of immigration. *Economics Letters*, v. 99, n.1, p. 164–167, 2008.
- LEWIS, A. W. Economic development with unlimited supplies of labour. *Manchester School*, v. 22, p. 139–191, 1954.
- LIMA, C. F.; JUSTO, W. R. Perfil do Migrante de Retorno Nordeste: Evidências Econométricas Com Base No Censo De 2010. In: *Anais do III ENPECON, 2014, Recife - PE. III Encontro Pernambucano de Economia Políticas para o Desenvolvimento Estadual, 2014.*
- LINNEMANN, H. *An Econometric Study of International Trade Flows*. Amsterdam: North Holland, 1966.
- MASSEY, D. S.; ARANGO, J.; HUGO, G.; KOUAOUICI, A.; Pellegrino, A.; Taylor, J. E. Theories of International Migration: a Review and Appraisal. *Population and Development Review*, v. 19, n. 3, p. 431–466, 1993.
- MAYDA, A. M. International migration: a panel data analysis of the determinants of bilateral flows. *Journal of Population Economics*, v. 23, n. 4, p. 1249–1274, 2010.
- MENEZES, T. A.; FERREIRA, J. D. *Migração e convergência de renda*. São Paulo: USP/NEREUS, 2003. (Texto de Discussão, n. 13)
- MINCER, J. Family Migration Decisions. *The Journal of Political Economy*, v. 86, n. 5, p. 749–773, 1978.
- NORTH, D. C. *Institutions, institucional change and economic performance*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- OLIVEIRA, C. M. S.; RAMALHO, H. M. B. Migração de Retorno Interestadual de Retorno e Inserção no Mercado de Trabalho: Evidências para o estado da Paraíba. In: *Anais do XI Encontro de Economia Baiana, Salvador, 2015.*
- ORTEGA, F.; PERI, G. *The Causes and Effects of International Migrations: Evidence from OECD Countries 1980-2005*. National Bureau of Economic Analysis, 2009. (NBER Working Paper, n. 14833)
- ORTEGA, F.; PERI, G. The Effect of Income and Immigration Policies on International Migration. *Migration Studies*, v. 1, n. 1, p. 47–74, 2013a.
- ORTEGA, F.; PERI, G. *Migration, Trade and Income*. Oxford: Oxford University Press, 2013b. (IZA Discussion Paper, n. 7325)

- PAIS, P. S. M. *Migração interestadual e formação de capital humano no Brasil*. 2015. 103p. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2015.
- PEROBELLI, F. S.; SIQUEIRA, P. L.; FREGUGLIA, R. S. Migração no Brasil: um exercício de insumo-produto. *Economia Aplicada* (São Paulo), v. 19, n. 4, p. 625–640, 2015.
- PESARAN, M. H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics*. Faculty of Economics: University of Cambridge, 2004.
- PÖYHÖNEN, P. A. Tentative Model for the Volume of Trade Between Countries. *Welwirtschaftliches Archiv*, v. 90, n. 1, p. 93–99, 1963.
- RAMALHO, H. M. B.; FIGUEIREDO, E. A.; NETTO JUNIOR, J. L. S. Determinantes das migrações interestaduais no Brasil: Evidências a partir de um modelo gravitacional. In: *Anais do XIX Encontro Regional de Economia e Fórum BNB de Desenvolvimento*, Fortaleza, 2014.
- RAMALHO, H. M. B.; QUEIROZ, V. S. Migração Interestadual de Retorno e Autosseleção: Evidências para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico* (Rio de Janeiro), v. 41, n. 3, p. 369–396, 2011.
- RAMALHO, H. M. *Migração Rural-Urbana no Brasil: Determinantes, Retorno Econômico e Inserção Produtiva*. 2008. 198f. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal de Pernambuco, Recife-PE, 2008.
- RAVENSTEIN, E. G. The laws of migration. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 52, n. 2, p. 241–305, 1989.
- RAVENSTEIN, E. G. The Laws of Migration. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 48, n. 2, p. 167–235, 1885.
- REILLY, W. J. *Method for the Study of Retail Relationships*. Reserch Monograph, n. 4 – Austin: University of Texas Press. University of Texas Bulletin n. 2944. 1929.
- SACHSIDA, A.; CAETANO, M.; ALBUQUERQUE, P. *Distribuição de renda, transferências federais e imigração: um estudo de dados de painel para as Unidades da Federação do Brasil*. Brasília: 2010. (Texto para Discussão, n. 1471)
- SAHOTA, G. S. An economic analysis of internal migration in Brazil. *Journal of Political Economy*, v. 76, n. 2, p. 218–245, 1968.
- SANTOS, C. A. R.; FERREIRA, P. C. Migração e distribuição regional de renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico* (Rio de Janeiro), v. 37, n. 3, p. 405–425, 2007.
- SEN, A.; SMITH, T. E. *Gravity models of spatial interaction behavior*. Berlin: Springer, 1995.
- SIMPSON, N. B.; SPARBER, C. The short-and long-run determinants of less-educated immigrant flows into US states. *Southern Economic Journal*, v. 80, n. 2, p. 414–438, 2012.
- SINGER, P. *Economia política da urbanização*. São Paulo: Ed. Brasiliense, 1980.
- SJAASTAD, L. The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 80–93, 1962.

- STARK, O.; BLOOM, D. E. The new economics of labor migration. *American Economic Review*, v. 75, n. 2, p. 173–178, 1985.
- TINBERGEN, J. Shaping the world economy. Suggestions for an international economic policy. *Revue Economique*, New York, v. 6, n. 5, p. 840, 1962.
- TODARO, M. P. A model of labor migration and urban unemployment in LDCs. *American Economic Review*, v. 59, n. 01, p. 138–148, 1969.
- YAP, L. Internal migration and economic development in Brazil. *Quarterly Journal of Economics*, v. 90, n. 1, p.119–137, 1976.
- ZIPF, G. K. The P1P2/D Hypothesis: On the Intercity Movement of Persons. *American Sociological Review*, v. 11, p. 677–686, 1946.

A SOJA E O ESTADO DO MATO GROSSO: EXISTE ALGUMA RELAÇÃO ENTRE O PLANTIO DA CULTURA E O DESENVOLVIMENTO DOS MUNICÍPIOS?*

Lucas Siqueira de Castro

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV)
E-mail: lucancastro@hotmail.com

João Eustáquio de Lima

Professor no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)
E-mail: jelima@ufv.br

RESUMO: Exemplo de iniciativa que possibilita a interação entre os agentes da sociedade, a atividade agrícola desempenha papel transformador tratando-se do desenvolvimento socioeconômico brasileiro. Entre as culturas praticadas no país, a soja destaca-se, sobretudo no Mato Grosso. Iniciado a partir da segunda metade do século XX, o plantio dessa cultura trouxe um padrão de desenvolvimento considerado concentrado e desigual sobre as perspectivas econômicas, sociais e ambientais no estado. Assim sendo, este estudo procurou averiguar se realmente existe algum tipo de relação entre o plantio de soja e o desenvolvimento socioeconômico nos municípios mato-grossenses. Para tanto, criou-se o Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE), baseado na Análise Fatorial Exploratória, visando diferenciar o processo de desenvolvimento dos municípios mato-grossenses, a partir do plantio da soja, nos anos de 2000 e 2010. Os resultados mostraram que, tanto em 2000 quanto em 2010, os municípios que plantaram soja se desenvolveram mais em média, indicando uma relação positiva entre o plantio de soja e o desenvolvimento socioeconômico. Também pode ser visto que, pela posição geográfica em que se localizaram, houve formação de *clusters* de desenvolvimento, em função da aglomeração de municípios de diferentes regiões mato-grossenses, refletindo no transbordamento da cultura da soja.

Palavras-Chave: Soja; Desenvolvimento socioeconômico; Estatística multivariada.

Classificação JEL: C43; R11; R12.

ABSTRACT: Example of initiative that enables the interaction between the social agents, agricultural activity plays transformative role in the case of the Brazilian socioeconomic development. Among crops grown in the country, soy stands out especially in Mato Grosso. Started from the second half of the twentieth century, the planting of this crop brought a pattern of development considered concentrated and uneven on the economic, social and environmental perspectives in the state. Therefore, this study examined whether there really is some kind of relationship between soybeans plantations and socioeconomic development in Mato Grosso State. To address this goal, the authors created the General Index of Socioeconomic Development (IGDSE) based on the Exploratory Factor Analysis, aiming to differentiate the development process of Mato Grosso municipalities from soybean planting in 2000 and 2010. The results showed that both in 2000 and in 2010, the municipalities that had planted soybeans had higher average levels of development, indicating a positive relationship between soybeans plantations and socioeconomic development. It was also observed that due to the geographical position in which were located, were formed development clusters due to agglomeration of municipalities belonging to different Mato Grosso regions, reflecting the soybean crop overflow.

Keywords: Soybean; Socioeconomic development; Multivariate statistics.

JEL Code: C43; R11; R12.

1. Introdução

A atividade agrícola é o exemplo de uma iniciativa que possibilita a integração entre os agentes da sociedade, desempenhando um papel transformador no que se refere ao desenvolvimento socioeconômico.

Johnston e Mellor (1961) afirmaram que as funções exercidas pela agricultura se associam aos estágios primários de desenvolvimento econômico, sobretudo em países desenvolvidos. Entretanto, esse fato não representa a realidade brasileira, muito menos a do estado do Mato Grosso, em que a atividade agrícola contribui também nos estágios mais avançados, sendo geradora de muitos recursos e empregos (ABIOVE, 2012).

Hirakuri e Lazzarotto (2011) salientaram que, entre 1997 e 2010, o valor exportado referente aos produtos do complexo da soja (grão, farelo e óleo) representou 22,73% das exportações do agronegócio nacional e 9,06% das exportações gerais do país.

Já Castro, Almeida e Lima (2015) revelaram que no Brasil há evidências da convergência espacial da produtividade de soja, nas regiões Centro-Oeste e Sul. O estudo avaliou que, entre os anos de 1994 e 2013, houve uma tendência de homogeneização da produção dessa cultura nas regiões analisadas, o que, segundo os autores, poderia direcionar o país ao primeiro lugar na produção mundial da *commodity*.

Especificamente no Mato Grosso, a expansão da sojicultura ocorreu na década de 1970, tendo em 2010, o Estado produzido 18,78 milhões de toneladas de soja, representando 27,40% da produção total do país no mesmo ano.

Castro, Miranda e Lima (2015) mostraram que, no ano de 2010, dos 5.565 municípios brasileiros, 1.797 produziam soja, ou seja, 32%. Contabilizando os 150 maiores municípios produtores, foi visto que estes concentraram 58% do valor bruto da produção da cultura, sendo que 38 estão localizados no Mato Grosso. O estado ainda conta com os quatro principais municípios produtores de soja do país: Sorriso, Sapezal, Nova Mutum e Campo Novo do Parecis.

A evolução do PIB *per capita*¹ do Mato Grosso foi a maior entre os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, no período de 1985 a 2010. Para o primeiro ano, o seu valor era de R\$ 7,12 mil, enquanto em 2011 o valor foi de R\$ 21,71 mil, apresentando um crescimento de 205,04%. Outros estados pertencentes à região Centro-Oeste e que também possuem atividades agrícolas fortemente relacionadas às atividades econômicas, inclusive o plantio da soja, Goiás e Mato Grosso do Sul, ocuparam a 11ª e a 12ª posições entre o crescimento do PIB *per capita*, com taxas de 91,94% e 88,79%, respectivamente. Desta forma, as informações apontam uma possível relação entre a produção de soja e o desenvolvimento socioeconômico no Mato Grosso (IBGE, 2013).

O Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), por sua vez, mostrou que, para os municípios mato-grossenses com os dez melhores resultados, tanto em 2000 como em 2010, apenas Cuiabá não havia plantado soja. Para os municípios com os dez piores resultados, em ambos os anos, oito deles não plantaram soja, o que reforça uma possível associação entre o plantio dessa cultura e melhores níveis de desenvolvimento para Mato Grosso (IBGE, 2013).

A importância do fator soja ainda pode ser reforçada pela expansão das lavouras para o norte do Mato Grosso, última fronteira agrícola disponível. Municípios sem tradição no plantio mostraram crescimento da lavoura, sendo que a área na safra 2012/13 foi aproximadamente 48% maior nessa região, se comparada aos anos anteriores (IMEA, 2012).

Diante do exposto, constitui-se um tema importante a análise dos impactos da ocupação e do crescimento do cultivo da soja nos municípios² do Mato Grosso, sobre as condições econômicas e

¹ Os dados referentes ao PIB *per capita* estão em R\$ do ano de 2010 (preço constante), sendo que o deflator utilizado foi o Deflator Implícito do PIB nacional.

² O fato de se ter escolhido trabalhar com municípios em detrimento das Áreas Mínimas Comparáveis (AMC) ocorreu em virtude da disponibilidade das mesmas variáveis para o primeiro, em relação ao segundo, para os anos de 2000 e 2010.

sociais de desenvolvimento regional. Pode-se questionar se existe algum tipo de relação entre o plantio de soja e o desenvolvimento socioeconômico nos municípios mato-grossenses?

Na literatura internacional, trabalhos como os de Connor *et al.* (2004) e Vilella *et al.* (2010) avaliaram essa perspectiva de maneira geral, analisando os efeitos da cadeia da soja nos Estados Unidos e na Argentina, bem como as perspectivas de crescimento do setor e suas contribuições socioeconômicas positivas para o desenvolvimento dos respectivos países.

Na literatura brasileira, Carneiro *et al.* (2008) estudaram o desenvolvimento da sojicultura no Maranhão. Os autores obtiveram como resposta que a produção da *commodity* tendeu a se expandir no estado pela boa infraestrutura existente para o escoamento da produção de grãos, associada ao Porto de Itaqui. Outro diferencial revelado no Maranhão é o preço da terra, relativamente barato quando comparado ao de outras regiões produtoras.

Carvalho *et al.* (2012) verificaram, de forma comparativa, os efeitos do plantio da soja nos municípios dos estados da Bahia e do Tocantins sob a ótica do desenvolvimento econômico. Como resultado, foi visto que Tocantins apresentou melhores índices de desenvolvimento para os municípios plantadores de soja. O plantio de soja no Tocantins resultou em 70% de participação da cultura na região Norte, em área plantada. A perspectiva para a Bahia foi semelhante, na qual os municípios plantadores de soja apresentaram melhores estimativas de desenvolvimento quando comparados aos municípios que não plantaram soja.

Sabendo da importância da cultura da soja para o Mato Grosso, a literatura ainda não investigou de forma contundente se o plantio da cultura realmente possui alguma relação com o desenvolvimento socioeconômico dos municípios do estado. Este estudo, portanto, procura analisar a produção de soja nos municípios do Mato Grosso, identificando e comparando o grau de desenvolvimento dos municípios que plantam ou não tal cultura.

Nesse sentido, o papel da agricultura, representado pela soja nesse estado, merece atenção como modelo de desenvolvimento regional, uma vez que os agentes escolhem a maneira de atuar em função dos resultados obtidos com a manutenção da cultura e seus impactos.

Este artigo objetiva então verificar se houve algum tipo de relação entre o plantio de soja e os níveis de desenvolvimento socioeconômico municipais no Mato Grosso, entre os anos de 2000 e 2010. Especificamente, pretende-se avaliar os municípios de acordo com o nível de desenvolvimento, por meio da construção do Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE), a fim de agrupar variáveis caracterizadoras que possam elucidar esta questão.

Além desta introdução, o presente trabalho é composto por mais quatro seções. A segunda seção apresenta o referencial teórico acerca das teorias de desenvolvimento regional. A terceira seção implementa as técnicas capazes de construir o índice para a avaliação do desenvolvimento socioeconômico proposto. A quarta seção aborda as discussões dos resultados e, ao final, a quinta seção traz considerações gerais da pesquisa.

2. Referencial teórico

As teorias do desenvolvimento regional passaram por transformações ao longo dos anos. Inicialmente, a literatura classificava as mudanças conforme a temporalidade, formando assim três grupos heterogêneos (AMARAL FILHO, 2001).

O primeiro grupo³, tido como tradicional, era formado pelas teorias de localização industrial, cujos expoentes são: Von Thünen (1826), Weber (1929), Christaller (1933), Lösch (1940) e Isard (1956). O foco de suas análises econômicas incorporava a relação entre distâncias e áreas, visando minimizar custos de transporte, pois quantificam custos e lucros na determinação da localização ótima de uma firma. Essas teorias compreendem conceitos de aglomeração e concentração.

O segundo grupo, de acordo com Cavalcante (2008), era composto por três teorias principais: Polos de Crescimento (Perroux, 1955); Causação Circular Cumulativa (Myrdal, 1957); e Efeitos de

³ As descrições dos grupos foram feitas com base nos trabalhos de Amaral Filho (2001) e Cavalcante (2008).

Encadeamento para trás e para frente (Hirschman, 1958). Em comum, essas teorias defendiam a interdependência setorial como fator de localização das firmas e de desenvolvimento de uma região.

O que difere o segundo grupo do primeiro é a incorporação de ideias sobre economias externas. A região na qual a firma está inserida pode apresentar interligações comerciais e tecnológicas que possam trazer benefícios, dando suporte a investimentos tanto locais como nacionais.

Já o terceiro grupo teórico se destacou, para Amaral Filho (2001), sobretudo, pela missão de “refazer” a teoria da localização e “devolver” a Economia Regional a um lugar de destaque, por meio da formalização de modelos anteriormente considerados mal formulados. Arthur (1994) e Krugman (1995) se destacaram por incorporar, em seus trabalhos, externalidades do tipo marshallianas tecnológicas, referentes à renda, além dos rendimentos crescentes da produção e dos custos de transportes.

As modificações ocorridas nos processos produtivos ao longo das décadas de 1980 e 90, devido ao declínio de regiões fortemente industrializadas e à rápida ascensão econômica de novas regiões, trouxeram mudanças nas teorias e políticas de desenvolvimento. Associadas aos três grupos supracitados surgem duas novas perspectivas: sustentabilidade e endogenia.

Desenvolvimento sustentável estuda a relação entre o ser humano e a natureza. Nijkamp *et al.* (1990), por exemplo, estudaram a forma como os indivíduos deveriam se relacionar com os recursos naturais para que as futuras gerações não sofram com a escassez desses recursos.

Já o desenvolvimento endógeno pode ser definido, de acordo com Amaral Filho (2001), como um processo econômico que gera recorrente ampliação e acúmulo de valor sobre a produção. Ao mesmo tempo, esse processo fortalece a capacidade de absorção de uma região resultando em captação do excedente econômico gerado localmente, bem como na atração de novas modalidades de excedentes de outras regiões.

Diferentemente dos modelos clássicos de desenvolvimento regional que utilizaram a dinâmica de “cima para baixo”, ou seja, partiram do planejamento e da intervenção conduzidos pelo Governo, o modelo endógeno analisa a dinâmica de “baixo para cima”, partindo das potencialidades socioeconômicas locais para o desenvolvimento (AMARAL FILHO, 2001).

Para a presente pesquisa, as discussões acerca das economias de aglomeração mostram-se muito pertinentes, estando presentes nos trabalhos de Marshall (1982), Weber (1929), Ohlin (1933) e Hoover (1937; 1948), entre outros mais recentes como Glaeser *et al.* (1992), Henderson *et al.* (1995) e Fujita *et al.* (2002).

Com base na concentração espacial de atividades e pessoas, Marshall (1982) destaca três situações em que há vantagens referentes à aglomeração (economias de escala externa): um possível mercado de trabalho formado de maneira qualificada; disponibilidade de serviços e setores que tenham recursos especializados para atender a sua demanda; e transbordamentos de tecnologia e conhecimento.

Em geral, as três situações destacadas por Marshall (1982) enquadram-se no papel da soja no estado do Mato Grosso. Os grandes grupos Amaggi (Sapezal), Bunge (Rondonópolis), Cargill (Primavera do Leste) e ADM (Rondonópolis), processadores de soja, por exemplo, geram um mercado de trabalho específico (pessoas precisam se qualificar para trabalhar com o processamento da soja), além de serem responsáveis pelo transbordamento de tecnologias e conhecimento entre eles (mesmo sendo competidores no mercado).

Outros exemplos em que essa teoria se mostra pertinente referem-se aos mercados gerados pelo preço da terra e pela topografia, que facilitam os tratos com a cultura; pelas economias de escala existentes em grandes plantações; pela formação dos mercados exportador e de *commodities*. Portanto, é de extrema importância compreender como ocorre essa dinâmica de aglomeração para que haja planejamento em termos de desenvolvimento local e regional.

Fujita e Thisse (1996) afirmam que externalidades estão ligadas à especialização, associando tal fato à Marshall (1982), sobretudo pelo acúmulo de vantagens, ao longo do tempo, que uma indústria ganha quando escolhe um local para instalar-se.

Fujita *et al.* (2002) definem aglomeração como um conjunto de atividades econômicas que funcionam em torno de uma lógica circular, atraindo outras atividades e pessoas através de uma espécie de força centrípeta. Para os autores, essa ação incorre em um crescimento contínuo da região.

Crescimento contínuo esse que, para Fujita *et al.* (2002), pode ser explicado pelo efeito multiplicador da teoria Keynesiana. O efeito criado pela geração de renda dos novos setores da economia pode ser empregado para a melhoria local, a partir de investimentos em vários setores, como o exportador, no exemplo da soja.

Essa análise entra em conformidade com Jacobs (1969), afirmando que a diversidade da oferta de produtos (bens e serviços) leva à criação de novos trabalhos, gerando novos produtos e assim por diante, o que leva ao desenvolvimento econômico.

Discutidas as teorias do desenvolvimento regional, é importante identificar o nível de desenvolvimento dos municípios mato-grossenses e se ele possui alguma relação com o plantio de soja, pela análise e pelas implicações de suas variáveis econômicas e sociais.

3. Metodologia

Considerando que no Estado do Mato Grosso a relação econômica e a social estão fortemente ligadas à intensidade da exploração agropecuária, será realizada neste tópico a identificação de fatores que, associados à produção de soja, possam gerar desenvolvimento nos municípios ao longo dos anos estudados.

Dado o grande número de variáveis, optou-se pela utilização do método multivariado centrado na análise fatorial. Esta objetiva reduzir o número de variáveis/indicadores pela extração de fatores independentes, para que ocorra uma melhor explicação da relação entre as variáveis originais, evitando problemas correlacionais e diminuindo a relevância da endogeneidade⁴ (MINGOTI, 2007).

3.1. Fatores que visam a explicar a relação entre as variáveis socioeconômicas na produção da soja

A escolha dos indicadores foi baseada em aspectos que estabelecem questões de desenvolvimento econômico nos municípios mato-grossenses. A literatura já registrou perspectivas semelhantes, como nos trabalhos de Hoffmann e Kageyama (1985), que analisaram aspectos da modernização da agricultura e da distribuição de renda no Brasil; Melo e Parré (2007) cujo enfoque foi investigar a relação geral de desenvolvimento rural para os municípios paranaenses; e Shikida (2010) que procurou mostrar qual foi o quadro de desenvolvimento num município que abriga a atividade agroindustrial canavieira no Paraná.

Similar ao que foi feito por Carvalho *et al.* (2012) para os estados de Tocantins e Bahia, o presente trabalho buscou investigar o desenvolvimento socioeconômico, diferenciando municípios que plantaram e que não plantaram soja, para a realidade mato-grossense.

Dessa forma, foram consideradas 19 variáveis, classificadas em três grupos, descritos a seguir:

Grupo 1 – Indicadores Fundiários, Agrícolas e Ambientais:

- $X_{1,1}$ Valor da área plantada da lavoura temporária dividido pela área do município em hectares;
- $X_{1,2}$ Valor da produção da lavoura temporária dividido pelo PIB municipal;
- $X_{1,3}$ Valor da área plantada da lavoura permanente dividido pela área do município em hectares;
- $X_{1,4}$ Valor da produção da lavoura permanente dividido pelo PIB municipal;
- $X_{1,5}$ Taxa da participação de outras atividades da agropecuária, excluindo a soja, dividido pelo valor adicionado da agropecuária;
- $X_{1,6}$ Área desmatada, em hectares, até o respectivo ano dividida pela área do município.

⁴ A escolha da utilização da análise fatorial, como base para a construção do índice socioeconômico, foi feita em virtude de o método reduzir o número de variáveis/indicadores que explicam a relação desejada. Dessa forma, evita-se que aspectos como a endogeneidade influenciem fortemente a relação entre os fatores obtidos nos resultados.

De acordo Hoffmann e Kageyama (1985), a inclusão das variáveis $X_{1,1}$ e $X_{1,3}$ é importante, pois elas mensuram a intensidade de exploração da terra, ao mesmo tempo que $X_{1,2}$ e $X_{1,4}$ medem o retorno produtivo dessa exploração.

Como, em 2010, a produção de soja representou aproximadamente 60% do total das culturas temporárias no estado, construiu-se $X_{1,5}$ com o objetivo de avaliar a participação de outras atividades agropecuárias nos municípios de Mato Grosso, similar ao que foi feito por Melo e Parré (2007) em seu estudo para o Paraná.

Na tentativa de associar perspectivas ambientais, foi escolhida $X_{1,6}$, em função de Melo (2009). Segundo o autor, entre os anos de 2001 e 2007, as principais atividades responsáveis pelo desmatamento no Mato Grosso foram a pecuária bovina e os plantios de soja e milho.

Grupo 2 – Indicadores Demográficos e Econômicos:

- $X_{2,1}$ Número de habitantes do município em questão;
- $X_{2,2}$ Número de pessoas de 10 anos ou mais de idade ocupadas dividido pelo total da população;
- $X_{2,3}$ Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal referente ao Emprego e à Renda;
- $X_{2,4}$ PIB *per capita* a preços básicos;
- $X_{2,5}$ Valor adicionado da agricultura a preços básicos dividido pelo PIB municipal;
- $X_{2,6}$ Valor adicionado da indústria a preços básicos dividido pelo PIB municipal;
- $X_{2,7}$ Valor adicionado do setor de serviços a preços básicos dividido pelo PIB municipal.

O efeito demográfico foi controlado pela *proxy* $X_{2,1}$, assim como em Soares *et al.* (1999) e Castro, Miranda e Lima (2015). No que diz respeito aos aspectos econômicos, $X_{2,2}$ a $X_{2,7}$, os indicadores agregaram variáveis normalmente relacionadas ao desenvolvimento econômico, similar a Melo e Parré (2007).

Grupo 3 – Indicadores Sociais e de Infraestrutura:

- $X_{3,1}$ Número de casos de mortalidade infantil;
- $X_{3,2}$ Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal referente à Saúde;
- $X_{3,3}$ Taxa de alfabetização de pessoas com cinco anos ou mais de idade;
- $X_{3,4}$ Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal referente à Educação;
- $X_{3,5}$ Número de pessoas por domicílio;
- $X_{3,6}$ Número de domicílios particulares permanentes abastecidos de água dividido pelo total de domicílios.

Quanto à área da saúde, considera-se o número de casos de mortalidade infantil, $X_{3,1}$. Carvalho *et al.* (2012) justificam a importância dessa variável para medir a dimensão da longevidade. Na área da educação, Souza (1999) alega que poderiam ser utilizados variados instrumentos para captar a importância da educação no desenvolvimento socioeconômico, tais como matrículas nos ensinos fundamental, médio e superior, índice de analfabetismo, anos estudados. Em virtude da disponibilidade de dados, em nível municipal no Mato Grosso, foi utilizada como instrumento a taxa de alfabetização de pessoas com cinco anos ou mais de idade. No tocante à qualidade de vida, tem-se as variáveis $X_{3,5}$ e $X_{3,6}$ que, de acordo com Carvalho *et al.* (2012), representam condições básicas de moradia.

Por fim, para o segundo e terceiro grupos, optou-se por também empregar Índices FIRJAN de Desenvolvimento Municipal referentes a emprego e renda, $X_{2,3}$, à saúde, $X_{3,2}$, e à educação, $X_{3,4}$. Para Jorge *et al.* (2014), esses índices funcionaram de maneira eficiente na avaliação do desenvolvimento econômico dos municípios sergipanos.

No presente trabalho, as variáveis foram definidas como uma combinação linear dos fatores comuns para explicar a parcela possível da variância de cada variável (comunalidade), assim como em Mingoti (2007).

Esses fatores serão construídos pelo método de componentes principais, utilizando a matriz de correlações. A escolha do número de fatores baseia-se na literatura, em um conjunto que explique pelo menos 70% da variabilidade comum, além do critério das raízes características.

Associado à escolha do número de fatores, para identificar a adequabilidade do método com os dados, Hair Jr. *et al.* (2005) e Mingoti (2007) recomendam a utilização dos testes de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e de Bartlett.

O primeiro teste compara as correlações (simples e parciais) entre as variáveis e avalia se a inversa da matriz de correlação se aproxima da matriz diagonal; o segundo é responsável por mensurar a significância geral da matriz de correlação, testando a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade.

A forma matricial da análise fatorial pode ser definida, de acordo com Mingoti (2007), como:

$$X = \alpha F + \varepsilon \quad (1)$$

em que: X = é o vetor das variáveis selecionadas (Quadro 1); α = é a matriz de cargas fatoriais; F = é o vetor dos fatores; e ε = é o vetor de erros aleatórios ou fatores únicos.

Dada a solução da análise fatorial, ainda será feita a rotação pelo método *Varimax*⁵ para que os escores construídos se tornem os índices responsáveis pela análise do desempenho dos municípios, em um primeiro momento, frente às perspectivas econômicas e sociais.

A partir dessa simplificação no número das variáveis, será possível identificar ou não uma possível relação entre o plantio da soja e o nível de desenvolvimento dos municípios mato-grossenses entre os anos 2000 e 2010.

3.2. Índice geral de desenvolvimento socioeconômico

Identificados os fatores e determinados os escores fatoriais, o próximo passo é normalizar os valores dos escores fatoriais (F_{ji}), em conformidade com Lemos (2001 apud CUNHA, 2005). Dessa maneira, será possível refinar o modelo e o grau de explicação da análise, tornando-os positivos ou com valor zero ($0 < F_{ji} < 1$). Para tanto, tem-se:

$$F_{ji} = \frac{F_{ji} - F_j^{\min}}{F_j^{\max} - F_j^{\min}} \quad (2)$$

em que F_j^{\min} é o menor escore observado do j -ésimo fator; e F_j^{\max} é o maior escore observado do j -ésimo fator.

Na sequência, a evolução do desenvolvimento dos municípios entre 2000 e 2010 foi medida pela construção do Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE). Assim, a análise fatorial contribuiu para uma visão sobre o desenvolvimento, utilizando os valores dos fatores para a obtenção de medidas e posterior ranqueamento municipal em termos do grau de desenvolvimento.

Shikida (2010) ressalta a importância da construção de um índice para avaliar as questões de desenvolvimento, uma vez que há heterogeneidade nos fatores resultantes da análise fatorial. Um município pode, por exemplo, apresentar bom desempenho em um determinado quesito, ao mesmo tempo em que apresente desempenho ruim em outro, o que dificultaria estabelecer as relações comparativas desejadas.

⁵ A rotação de fatores significa a modificação das cargas fatoriais de forma a facilitar a interpretação dos fatores, uma vez que a proporção individual de cada fator para explicar a variância total é alterada, sem alterar a proporção conjunta. Na maioria das vezes, o resultado fornece fatores mais bem relacionados aos grupos de variáveis, ajudando na interpretação das relações existentes. Entre os vários métodos, o *Varimax* é o mais utilizado.

A equação abaixo denota como será formulado o IGDSE com base no índice de desenvolvimento municipal formulado por Soares *et al.* (1999) e adaptado por Lemos (2001) e Cunha (2005):

$$IGDSE_i = \sum_{j=1}^p \frac{\lambda_j}{\sum \lambda_j} F_{ji} \quad (3)$$

em que $IGDSE_i$ é o índice do i -ésimo município; λ_j é a j -ésima raiz característica; F_{ji} é o j -ésimo escore fatorial do i -ésimo município; e $\sum \lambda_j$ é o somatório das raízes características referentes aos p fatores extraídos. No intuito de captar a participação relativa do fator j na variância total dos p fatores, tem-se a expressão $\frac{\lambda_j}{\sum \lambda_j}$.

Dada a variedade de fatores que representam diferentes dimensões de desenvolvimento, opta-se por tirar uma média desses. Assim, aplica-se uma média quadrada em que os resultados são as raízes características que representam a importância do fator em termos do percentual da variância explicada dos dados.

3.3. Fonte de dados

O Quadro 1 é responsável por compilar as informações pertinentes sobre as fontes de dados.

Quadro 1 - Fonte de dados e descrição das variáveis utilizadas

Variável	Nome	Descrição	Fonte
$X_{1,1}$	%area_plan_temp	Valor da área plantada da lavoura temporária dividido pela área do município em hectares.	IPEA
$X_{1,2}$	%prod_temp	Valor da produção da lavoura temporária dividido pelo PIB municipal.	IPEA
$X_{1,3}$	%area_plan_per	Valor da área plantada da lavoura permanente dividido pela área do município em hectares.	IPEA
$X_{1,4}$	%prod_per	Valor da produção da lavoura permanente dividido pelo PIB municipal.	IPEA
$X_{1,5}$	%outras	Taxa da participação de outras atividades da agropecuária, excluindo a soja, dividido pelo valor adicionado da agropecuária.	IPEA
$X_{1,6}$	%desm	Área desmatada até o respectivo ano dividida pela área do município (hectares).	Seplan
$X_{2,1}$	Pop	Número de habitantes do município em questão.	IBGE
$X_{2,2}$	%pes_ocup	Número de pessoas de 10 anos ou mais de idade ocupadas dividido pelo total da população.	IBGE
$X_{2,3}$	IFDMER	Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal referente ao Emprego e a Renda.	Sistema Firjan
$X_{2,4}$	pib_per_cap	PIB <i>per capita</i> a preços básicos.	IBGE
$X_{2,5}$	%vaagro	Valor adicionado da agricultura a preços básicos dividido pelo PIB municipal.	IBGE
$X_{2,6}$	%vaind	Valor adicionado da indústria a preços básicos dividido pelo PIB municipal.	IBGE
$X_{2,7}$	%vaser	Valor adicionado do setor de serviços a preços básicos dividido pelo PIB municipal.	IBGE
$X_{3,1}$	mort_inf	Número de casos de mortalidade infantil.	IBGE
$X_{3,2}$	IFDMS	Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal referente à Saúde.	Sistema Firjan
$X_{3,3}$	taxa_alfab	Taxa de alfabetização de pessoas com cinco anos ou mais de idade.	IBGE
$X_{3,4}$	IFDMED	Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal referente à Educação.	Sistema Firjan
$X_{3,5}$	pes_dom	Número de pessoas por domicílio.	IBGE
$X_{3,6}$	%dom_agua	Número de domicílios particulares permanentes abastecidos de água dividido pelo total de domicílios.	IBGE

Fonte: Elaborado pelo autor.

4. Resultados e discussões

4.1. Fatores socioeconômicos e a relação com a produção de soja

Como o interesse deste estudo foca a dinâmica de desenvolvimento dos municípios mato-grossenses frente ao plantio de soja, optou-se por fazer a análise fatorial pelo método dos componentes principais, de tal modo que se agregasse as observações coletadas para as 19 variáveis originais nos dois anos considerados.

Para Souza (2000) e Santos e Bacha (2002), caso a análise fatorial fosse feita de maneira individual, separadamente para 2000 e 2010, os fatores obtidos não seriam os mesmos, o que dificultaria as comparações pretendidas acerca do desenvolvimento.

Em relação ao que foi dito, foi organizada uma matriz Z com dimensões 267×19 , ou seja, 267 linhas referentes aos municípios existentes em cada ano e 19 colunas que representam as variáveis originais:

$$Z = \begin{pmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{pmatrix} \quad (4)$$

em que Z_1 e Z_2 são as matrizes de ordem 126×19 e 141×19 referentes ao número de municípios e às variáveis empregadas, para os anos de 2000 e 2010, respectivamente.

A escolha do número de fatores foi feita observando quais deles apresentaram valores de raízes características maiores que a unidade, Tabela 1. Nesse caso, a matriz de correlações indicou cinco fatores que corresponderam aos critérios, os quais captaram 67,26% da variância total das variáveis. O primeiro fator foi responsável por explicar 26,69%, o segundo, 17,94%, o terceiro, 10,41%, o quarto, 6,19% e o quinto, 6,03% da variância dos dados.

Tabela 1 - Informações sobre os fatores após a análise fatorial pelo método dos Componentes Principais

Fator	Raiz Característica	Variância Explicada pelo Fator	Variância Acumulada
1	5,0705	0,2669	0,2669
2	3,4084	0,1794	0,4463
3	1,9778	0,1041	0,5504
4	1,1758	0,0619	0,6122
5	1,1466	0,0603	0,6726

Fonte: Resultados da pesquisa.

O resultado para o critério KMO geral foi de 0,6755, o que, de acordo com a classificação de Hair Jr. *et al.* (2005), em que valores acima de 0,5 indicam adequabilidade dos dados para esse tipo de análise, foi suficiente.

O teste de Bartlett resultou em uma estatística qui-quadrado de 3773,63, com p -valor próximo a zero. Dessa forma, a matriz de correlação não foi semelhante a uma matriz identidade. De maneira geral, ambos os testes indicaram adequabilidade dos dados para o prosseguimento da análise.

A partir da rotação pelo método *Vaximax*, foram obtidos os coeficientes de correlação entre os fatores e cada uma das dezenove variáveis, ou seja, as cargas fatoriais, dispostas na Tabela 2.

Cada fator captou a variação de variáveis em comum. Desse modo, os fatores puderam ser denominados de acordo com as variáveis que melhor explicaram. A metodologia recomenda que sejam definidos valores de corte aproximados, para determinar se algum fator explica consideravelmente uma variável. Para este trabalho, tomaram-se como referência estudos anteriores, como os de Souza (2000), Santos e Bacha (2002) e Cunha (2005), tendo sido o valor de corte escolhido de 0,50.

Na Tabela 2, também pode ser vista a comunalidade, proporção da variância captada pelos fatores para cada variável, e as proporções da variância total explicadas pelos fatores de maneira individual, após a rotação. Sendo assim, a contribuição do Fator 1 foi de 19%, enquanto a dos Fatores 2, 3, 4 e 5 foram, respectivamente, 17,87%, 12,20%, 11,07% e 7,12%. A contribuição total se manteve constante, como proposto pelo método, em 67,26%.

O primeiro fator (F1) mostrou-se positivo e fortemente relacionado com as variáveis Índice Firjan da Saúde ($X_{3,2}$) e Índice Firjan da Educação ($X_{3,4}$), e negativo com o número de pessoas por domicílio ($X_{3,5}$). Além dessas variáveis, relacionou-se de maneira moderada com as variáveis taxa de alfabetização ($X_{3,3}$) e percentual de pessoas ocupadas ($X_{2,2}$).

Verificou-se que F1 mantém intenso relacionamento com variáveis ligadas às áreas de saúde e educação, bem como às melhorias na qualidade de vida. Quanto maior o grau de instrução do indivíduo, espera-se que maior acesso o mesmo terá a serviços ligados à saúde, menor será o número de pessoas dividindo o mesmo ambiente para moradia e maior será o número de pessoas ocupadas. Dessa forma, tais associações são uma “medida da qualidade de vida” dos municípios mato-grossenses.

Tabela 2 - Cargas fatoriais rotacionadas pelo método Vaximax e comunalidades da análise fatorial para os municípios do Mato Grosso em 2000 e 2010

Variável	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Fator 5	Comunalidade
$X_{3,5}$ - pes_dom	-0,8643	-0,0299	0,0861	0,0539	-0,1693	0,7869
$X_{3,2}$ - ifdms	0,7459	0,1867	-0,0242	0,0649	-0,0186	0,5963
$X_{3,3}$ - taxa_alfab	0,6987	0,3823	0,2329	0,186	-0,055	0,7261
$X_{3,4}$ - ifdmed	0,8599	0,1997	0,0083	0,0433	0,2307	0,8345
$X_{2,2}$ - %pes_ocup	0,639	0,2628	0,0849	0,2147	-0,4025	0,6927
$X_{2,3}$ - ifdmer	-0,1158	0,5644	0,2077	0,4966	-0,0766	0,6276
$X_{2,4}$ - pib_per_cap	0,4588	0,6372	-0,0167	-0,0141	-0,0215	0,6174
$X_{1,1}$ - %area_plan_tem	0,1670	0,8788	0,0054	0,0723	0,1127	0,8182
$X_{1,2}$ - %prod_temp	0,1831	0,8063	-0,1375	-0,356	-0,0498	0,8318
$X_{1,5}$ - %outras	-0,1814	-0,8462	0,0171	0,2025	0,0274	0,791
$X_{2,1}$ - pop	0,0657	0,014	0,9405	0,1476	-0,0168	0,9110
$X_{3,6}$ - %dom_agua	0,3395	-0,1065	0,6085	-0,0158	0,1014	0,5074
$X_{3,1}$ - mort_inf	-0,0255	-0,0238	0,9449	0,1207	-0,0158	0,9089
$X_{2,5}$ - %vaagro	-0,0758	0,1718	-0,4047	0,8223	-0,1721	0,9048
$X_{2,6}$ - %vaind	0,1714	-0,1282	0,0339	0,8109	-0,0987	0,7143
$X_{2,7}$ - %vaser	-0,1169	-0,2797	0,4107	0,4463	0,3634	0,5919
$X_{1,3}$ - %area_plan_per	0,0533	0,0582	0,0905	-0,1629	-0,2501	0,1035
$X_{1,4}$ - %prod_per	-0,2606	-0,1919	-0,1027	-0,0535	-0,3464	0,2381
$X_{1,6}$ - %desm	0,2457	0,2565	-0,1231	0,1577	0,6407	0,5767
% da variância	0,1900	0,1787	0,122	0,1107	0,0712	

Fonte: Resultados da pesquisa.

O fator F2 relaciona-se fortemente de maneira negativa com o percentual das outras atividades do setor agropecuário ($X_{1,5}$), e de maneira positiva com o percentual da área plantada com lavouras temporárias ($X_{1,1}$) e com o seu percentual de produção ($X_{1,2}$). Moderadamente, F2 associa-se com o PIB *per capita* ($X_{2,4}$) e o índice Firjan do emprego e da renda ($X_{2,3}$).

Pode-se dizer que esse fator capta os “efeitos do plantio da soja”. Aumentando o plantio desta cultura, por exemplo, o PIB *per capita* e o percentual de produção das lavouras temporárias tecnicamente também se elevam, o que diminui a importância das outras atividades do setor agropecuário, daí a relação negativa.

F3 (fator 3) pode ser denominado “perspectivas gerais de desenvolvimento” por associar-se fortemente de maneira positiva com as variáveis população ($X_{2,1}$) e taxa de mortalidade infantil ($X_{3,1}$).

Moderadamente, tal fator se relaciona de forma positiva com percentual de domicílios abastecidos por água ($X_{3,6}$).

Já o fator 4 se correlaciona de maneira positiva e forte com os percentuais dos valores adicionados da agropecuária ($X_{2,5}$), da indústria ($X_{2,6}$) e de maneira moderada com o setor de serviços ($X_{2,7}$). Por ser assim, tal fator pode ser chamado de “perspectivas do desenvolvimento econômico”.

A quarta coluna da Tabela 2 mostra como a correlação entre as ações dos setores agropecuário e industrial foi bastante similar em relação ao desenvolvimento dos municípios do estado. Perspectiva essa que está fortemente relacionada à estrutura produtiva da cadeia da soja do Mato Grosso.

Por fim, o fator 5, intitulado “perspectivas do desenvolvimento ambiental”, relaciona-se moderadamente de maneira positiva com o percentual de área desmatada ($X_{1,6}$), e fracamente de maneira negativa com o percentual de área ocupada pelas culturas permanentes ($X_{1,3}$), bem como com o percentual do valor de sua produção ($X_{1,4}$).

O fato de haver uma diminuição no plantio de culturas permanentes implica aumento do plantio das culturas temporárias ou utilização das terras para outras práticas agropecuárias (criação de gado) que desmatam mais, daí a relação do coeficiente ambiental ser positivo nesse fator.

Os cinco fatores representaram diferentes “dimensões” de desenvolvimento do Mato Grosso.

4.2. Índice geral de desenvolvimento socioeconômico

Dada dificuldade em classificar os municípios mato-grossenses em níveis de desenvolvimento socioeconômico, para os anos de 2000 e 2010, com a utilização dos escores fatoriais dos cinco fatores identificados, foi criado o Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE). Este índice agrega tais fatores, permitindo ranquear com maior eficiência e qualidade os níveis de desenvolvimento nos municípios mato-grossenses.

A construção do IGDSE foi baseada na equação (3), que permitiu ranquear os 126 municípios existentes em 2000 e os 141 existentes em 2010, quanto ao desenvolvimento socioeconômico, e analisar a evolução do desenvolvimento desses municípios no período considerado. A disposição dos índices, bem como o ranqueamento, sua variação percentual e o montante plantado de soja, para ambos os anos, dos municípios, encontram-se dispostos na Tabela 1A⁶.

As estatísticas descritivas do IGDSE, para o ano de 2000, estão presentes na Tabela 3. A média geral do índice para os municípios mato-grossenses foi de 0,4086. O valor mínimo foi destinado ao município de Porto Estrela e o máximo a Lucas do Rio Verde.

Ampliando a análise, a Tabela 3 mostra os resultados para municípios que plantaram ou não soja. Para os municípios plantadores, a média foi de 0,4446, valor maior que a média geral. O mínimo pertenceu à cidade de Jangada e o máximo a Lucas do Rio Verde. Tratando dos demais municípios, a média foi de 0,3691, menor que a geral, com o valor mínimo sendo o mesmo do perfil geral e o máximo pertencido a Cuiabá.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas do IGDSE e teste de médias para os 126 municípios existentes no estado do Mato Grosso no ano de 2000

IGDSE 2000	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Geral	0,4086	0,0906	0,1862	0,6249
Municípios que não plantam soja	0,3691	0,0739	0,1862	0,5819
Municípios que plantam soja	0,4446	0,0898	0,2717	0,6246
Teste de Médias	Variável	Ano	Valor de Teste	P-valor
	IGDSE	2000	18,4100	0,0000***

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Fonte: Resultados da pesquisa.

⁶ A Tabela 1A está disposta no apêndice.

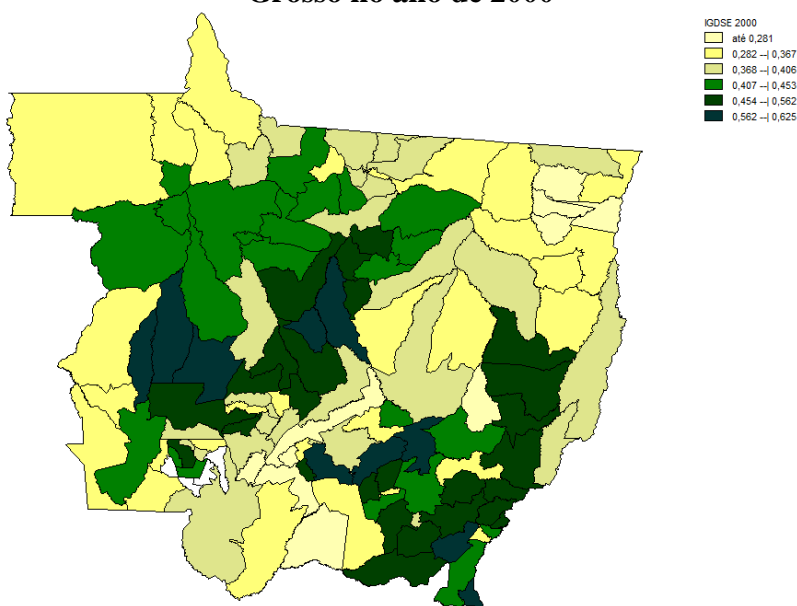
Na Tabela 3, também pode ser visto o teste de médias. A análise multivariada visou comparar a diferença entre as médias do IGDSE dos municípios que plantaram e dos que não plantaram soja. Essas comparações foram estatisticamente significativas a níveis de 1%, 5% e 10%, indicando, assim, que as médias dos IGDSE não foram iguais entre os grupos.

A Figura 1 ilustra a distribuição dos municípios em extratos, conforme o resultado obtido pelo IGDSE. Cabe destacar que os municípios com maiores índices estão geograficamente concentrados nas regiões Médio-Norte (Lucas do Rio Verde e Sorriso), Oeste (Campo Novo do Parecis, Campos de Júlio e Sapezal) e Sudeste (Alto Garças, Alto Taquari, Campo Verde, Primavera do Leste).

A disposição geográfica desses municípios sinaliza as questões de aglomeração discutidas por Marshall (1982), Fujita e Thisse (1996) e Fujita *et al.* (2002), com a formação de dois grandes *clusters* de desenvolvimento.

Observando os 20 maiores IGDSE para o ano de 2000, Tabela 1A, todos os municípios estavam presentes nos *clusters* formados e apenas Cuiabá, que ocupou a sexta posição, não plantou soja. Já os municípios com os piores IGDSE estão dispersos ao longo do estado.

Figura 1 - Mapa do Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE) para os municípios de Mato Grosso no ano de 2000



Fonte: Elaborado pelo autor através do programa Tabwin.

Para o ano de 2010, a Tabela 4 apresentou uma média geral de 0,5043 para o IGDSE, com o mínimo de 0,2045 pertencente a Campinápolis e o máximo de 0,7356, registrado por Lucas do Rio Verde.

A média para os municípios que não plantaram soja foi de 0,4600, novamente menor que a média geral, com o mínimo referente ao município de Campinápolis e o máximo pertencente a Cuiabá. Relacionando os municípios que plantaram soja, o mínimo foi o de Nova Nazaré e o máximo o de Lucas do Rio Verde. O teste de médias também foi estatisticamente significativo para 2010, revelando que as médias do índice não foram iguais entre os grupos de municípios.

Tabela 4 - Estatísticas descritivas do IGDSE e teste de médias para os 141 municípios existentes no estado do Mato Grosso no ano de 2010

IGDSE 2010	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Geral	0,5043	0,0837	0,2045	0,7356
Municípios que não plantam soja	0,4600	0,0684	0,2045	0,6350
Municípios que plantam soja	0,5251	0,0824	0,2610	0,7356
Teste de Médias	Variável	Ano	Valor de Teste	P-valor
	IGDSE	2010	21,0800	0,0000***

Nota: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

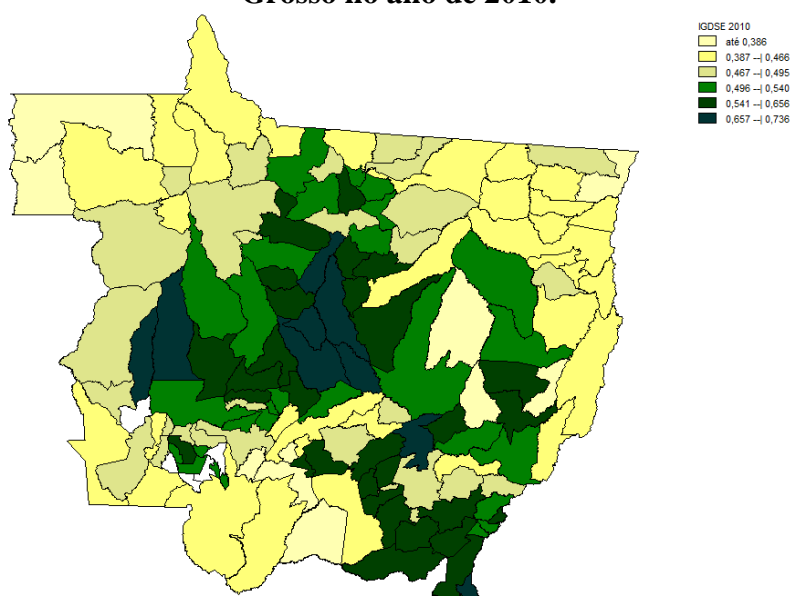
Fonte: Resultados da pesquisa.

O arranjo dos municípios frente aos níveis do IGDSE para o ano de 2010 pode ser visto na Figura 2. A concentração dos maiores índices está nas mesmas macrorregiões de 2000, reforçando as discussões acerca da teoria da aglomeração de Marshall (1982): Médio-Norte (Ipiranga do Norte, Lucas do Rio Verde, Nova Mutum, Santa Rita do Trivelato e Sorriso), Oeste (Campo Novo do Parecis, Campos de Júlio e Sapezal) e Sudeste (Alto Taquari e Primavera do Leste). Examinando os 20 maiores IGDSE de 2010, novamente Cuiabá foi o único município que não plantou soja, estando no 13º lugar.

A convergência dos maiores IGDSE nas mesmas regiões do Mato Grosso reflete a importância da soja ao longo dos anos estudados e uma relação entre o seu plantio e o desenvolvimento socioeconômico no estado.

A região Médio-Norte contava com 13 municípios em 2000, entre eles o de maior índice, Lucas do Rio Verde, e também com o maior índice médio (0,4692) entre as sete macrorregiões do estado. O Sudeste, por sua vez, possuía 29 municípios e apresentou um índice médio de 0,4596, e o Oeste, com seus 19 municípios, registrou um IGSDE médio de 0,4173. Em 2010, os postos foram mantidos, a região do Médio-Norte apresentou um IGDSE médio de 0,5942 pontos, contra 0,5435 do Sudeste e 0,5132 da região Oeste.

Figura 2 - Mapa do Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE) para os municípios de Mato Grosso no ano de 2010.



Fonte: Elaborado pelo autor através do programa Tabwin.

Resumindo, a evolução para o perfil médio dos municípios, no quesito desenvolvimento, entre os anos 2000 e 2010 do IGDSE, foi de 21,9254% para os municípios que não plantaram soja e 24,8647% para os que plantaram. Apesar de pequena, essa diferença é representativa, sendo respaldada pelos testes de médias.

Quando comparados em cada ano, os municípios que plantaram soja se desenvolveram cerca de 20,4644% a mais do que os que não plantaram em 2000, e, em 2010, esse percentual aumentou, 23,3684%, ou seja, há uma relação entre o plantio da soja e o desenvolvimento socioeconômico nos municípios do Mato Grosso.

A afirmação anterior pode ser corroborada por outro resultado. No ano de 2000, dos 60 municípios que não plantaram soja, apenas 36 mantiveram tal ação em 2010. A média do IGDSE para as 60 cidades em 2000 foi de 0,3691 pontos, Tabela 3. Por sua vez, para os 36 municípios que continuaram não plantando soja em 2010, a média foi 0,4664, contra 0,4778 dos 24 municípios que passaram a plantar soja. Portanto, houve um desenvolvimento médio de 26,4829% para os municípios que continuaram a não plantar a soja, contra um desenvolvimento médio de 29,3003% para os que começaram a plantar esta cultura.

Tais implicações dão suporte para afirmar que, no Mato Grosso, existe uma relação entre o plantio de soja e o desenvolvimento socioeconômico dos municípios, uma vez que os municípios que cultivaram soja foram, em média, regionalmente mais desenvolvidos quando comparados com os que não praticaram tal cultura, entre os anos de 2000 e 2010.

De maneira geral, os resultados encontrados foram semelhantes aos de Carvalho *et al.* (2012) para os estados do Tocantins e da Bahia. E, assim como em Castro, Miranda e Lima (2015), pode-se perceber também que os municípios, nesse caso mato-grossense, não se desenvolveram exclusivamente pelo plantio da soja.

Mesmo sendo menor, o desenvolvimento socioeconômico dos municípios que não plantaram soja foi significativo. A existência de outras importantes atividades agropecuárias no estado, como o plantio de milho, algodão e a criação de gado, deve ser levada em consideração no desenvolvimento dos municípios.

A realização de políticas públicas ligadas às áreas da saúde e da educação também se comporta como relevante ferramenta na análise do desenvolvimento socioeconômico no Estado. Na saúde, pode-se destacar o processo de regionalização no Estado, iniciado na década de 1990 e atuante durante a década de 2000 (MATO GROSSO, 2000). Entre as áreas de referência, podem-se ressaltar os cuidados com a saúde dos indígenas, parcela considerável da população mato-grossense.

Atreladas à educação, existem as metas estabelecidas pelo Plano Estadual de Educação, elaboradas em função dos ensinos infantil, fundamental, médio e superior, associadas aos diferentes públicos, como as populações indígenas (MATO GROSSO, 2016).

5. Considerações finais

Neste trabalho, procurou-se diferenciar o processo de desenvolvimento dos municípios do Mato Grosso por meio de uma possível relação com o plantio da soja. Para tanto, buscou-se quantificar e classificar a evolução dos municípios que plantaram e dos que não plantaram tal cultura, entre os anos de 2000 e 2010, através da construção do Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE).

Entende-se que o plantio da soja não deve ser considerado o único fator responsável pelo desenvolvimento socioeconômico municipal no Mato Grosso, mas a análise feita permitiu concluir que houve diferenças significativas entre o desenvolvimento dos municípios que plantaram ou não a soja.

Para o ano de 2000, os municípios que empregavam tal cultura em suas atividades se desenvolveram em média mais. O ano 2010 apresentou uma evolução média ainda maior. Quando analisados os municípios que não plantavam soja em 2000 e que começaram a plantar em 2010, em

relação aos que continuaram não plantando em 2010, os resultados indicaram um desenvolvimento médio maior dos que começaram a plantar essa cultura.

Em linhas gerais, esses resultados mostram que é viável estabelecer uma relação entre o plantio da soja e o desenvolvimento municipal no Mato Grosso. Entretanto, ainda não é possível esclarecer, com este estudo, se foi o incremento da soja que gerou maior grau de desenvolvimento, ou, em contrapartida, se foi o fato de o município ser mais desenvolvido que atraiu o plantio da soja. Futuramente, pretende-se elucidar de que forma se dá essa relação nos municípios mato-grossenses.

As limitações deste artigo residiram no campo das variáveis, em como encontrá-las para os dois anos em questão, de forma que respondessem à demanda existente, sobretudo na forma de tentar isolar o efeito soja pela criação da variável taxa da participação de outras atividades da agropecuária. Além disso, o fato de se ter escolhido trabalhar em nível municipal, ao invés das áreas mínimas comparáveis (AMC), se deu pela disponibilidade das mesmas variáveis para o primeiro, em relação ao segundo, para os anos de 2000 e 2010.

Assim sendo, a agricultura, nesse caso representada pela soja, mostrou ser um elemento que possui uma forte relação com o desenvolvimento socioeconômico dos municípios do Mato Grosso. O planejamento regional, bem como a inserção de políticas públicas, pode levar em consideração o papel dessa cultura como mais um mecanismo nas ações atreladas às perspectivas de desenvolvimento, no intuito de expandi-la para novos municípios, dadas as suas respectivas demandas econômicas, sociais e ambientais.

Referências

- ABIOVE - Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais. Disponível em: <<http://www.abiove.org.br>>. Acesso em: 2 set. 2012.
- AMARAL FILHO, J. do. A endogeneização no desenvolvimento econômico regional e local. *Revista Planejamento de Políticas Públicas*, n. 23, p. 261-286, 2001.
- ARTHUR, W. B. *Increasing returns and path dependence in the economy*. Michigan: Univ. Michigan, 1994.
- CARNEIRO, M. S.; *et al.* *Agricultura familiar da soja na região sul e o monocultivo no Maranhão: duas faces do cultivo da soja no Brasil*, 2008. Disponível em: <http://fase.org.br/wp-content/uploads/2014/09/5_soja_regiao_sul_e_maranhao.pdf>. Acesso em: 6 ago. 2013.
- CARVALHO, A. C. S.; *et al.* Soja e Desenvolvimento: uma análise comparativa entre os estados da Bahia e de Tocantins. In: *Anais do VI Encontro Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Ambiente e Sociedade*, Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Ambiente e Sociedade ANPPAS – Belém, PA, 2012.
- CASTRO, L. S.; ALMEIDA, E. S.; LIMA, J. E. A Convergência Espacial da Produtividade de Soja no Brasil: o Caso das Regiões Centro-Oeste e Sul. *Revista Espacios*, v. 36, n. 21, p. 20, 2015.
- CASTRO, L. S.; MIRANDA, M. H.; LIMA, J. E. Indicadores sociais de desenvolvimento e a produção de soja: Uma análise multivariada nos 150 maiores municípios produtores no Brasil. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, v. 11, n. 1, p. 69-87, 2015.
- CAVALCANTE, L. R. M. T. Produção Teórica em Economia Regional: Uma proposta de sistematização. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 2, n. 1, p. 9-32, 2008.
- CHRISTALLER, W. *Central places in Southern Germany*. New Jersey: Prentice-Hall, 1966 (Primeira edição em 1933).

- CONNOR, T.; *et al.* *The Challenges and Potential for Future Agronomic Traits in Soybeans*, 2004. Disponível em: <<http://www.agbioforum.org/v7n12/v7n12a09-conner.htm>>. Acesso em: 8 ago. 2013.
- CUNHA, N. R. S. A intensidade da exploração agropecuária na região dos cerrados e potencial de degradação ambiental. 2005. 181 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia Rural, Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Viçosa, 2005.
- FUJITA, M.; *et al.* *Economia Espacial*, São Paulo: Futura, 2002.
- FUJITA, M.; THISSE, J. F. Economics of agglomeration. *Journal of the Japanese and International Economies*, v. 10, n. 21, p. 339-378, 1996.
- GLAESER, E. L. *et al.* Growth in cities. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, 1992.
- HAIR Jr., J. F.; *et al.* *Análise multivariada de dados*. 5ª ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.
- HENDERSON, J. V.; *et al.* *Industrial development in cities*. *Journal of Political Economy*, v. 103, n. 5, p. 1067-1090, 1995.
- HIRAKURI, M. H.; LAZAROTTO, J. J. *Evolução e perspectiva de desempenho econômico associados com a produção de soja nos contextos mundial e brasileiro*. 3. ed. – Londrina: Embrapa Soja, 2011.
- HIRSCHMAN, A. O.; *The Strategy of Economic Development*. CN: Yale University Press, New Haven, 1958.
- HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. A. Modernização da agricultura e distribuição de renda no Brasil. *Revista de Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 15, n. 1, p. 171-208, 1985.
- HOOVER, E. M. *The location of economic activity*. New York: McGraw Hill, 1948.
- HOOVER, E. M. *Location theory and the shoe and leather industries*. Cambridge: Harvard Univ., 1937.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <[http://www .ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)>. Acesso em: 19 set. 2013.
- IMEA – Instituto Mato-grossense de Economia Agropecuária. Disponível em: < <http://www.imea.com.br>>. Acesso em: 26 nov. 2012.
- ISARD, W. *Location and space economy: a general theory relation to industrial location, market areas, land use trade and urban structure*. Cambridge: MIT, 1956.
- JACOBS, J. *The economy of cities*. New York: Vintage, 1969.
- JOHNSTON, B. F.; MELLOR, J. W. The role of agriculture in economic development. *American Economic Review*, v. 51, n. 4, p. 566-93, 1961.
- JORGE, M. A. *et al.* Medindo o Desenvolvimento Socioeconômico dos Municípios Sergipanos Através de Três Índices Diferenciados. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 45, n. 1, p. 63-77, 2014.
- KRUGMAN, P. *Development, geography and economic theory*. Cambridge: MIT, 1995.

- LEMOS, J. J. S. Indicadores de degradação no Nordeste Sub-úmido e Semiárido. In: *Anais do Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, 34, 2001, SOBER, Brasília-DF, 2001.
- LÖSCH, A. *The Economics of Location*. New Haven: Yale University Press, 1940.
- MARSHALL, A. *Princípios de economia*. São Paulo: Abril, 1982.
- MATO GROSSO - Secretaria de Estado de Educação, Esporte e Lazer (SEDUC). Plano Estadual de Educação, 2016. Disponível em: <<http://www.seduc.mt.gov.br>>. Acesso em: 8 jun. 2016.
- MATO GROSSO - Secretaria de Estado de Saúde. *Avaliação da política de saúde de Mato Grosso 1995-1998*. Cuiabá: SES, 2000, 188 p.
- MELO, C. O.; PARRÉ, J. L. Índice de desenvolvimento rural dos municípios paranaenses: determinantes e hierarquização. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 45, n. 2, p. 329-365, 2007.
- MELO, J. S. Qual é o Determinante da Expansão da Fronteira Agrícola Matogrossense no Período de 2001/2007: Produção Agrícola ou Pecuária? 2009. f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Mato Grosso, Faculdade de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, Cuiabá, 2009.
- MINGOTI, S. A. *Análise de Dados através de método de estatística multivariada - Uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte: Editora UFMG. 2007.
- MYRDAL, G. *Economic theory and under-developed regions*. London: Duckworth, 1957.
- NIJKAMP, P.; *et al.* *Regional sustainable development and natural resource use*. In: Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics, World Bank – 1990, Washington, DC, 1990.
- OHLIN, B. *Interregional and international trade*. Cambridge: Harvard Univ., 1933.
- PERROUX, F. Note sur la notion de Pôle de Croissance. *Économie Appliquée*, v. 7, p. 307-320, 1955.
- SANTOS, A. B. dos; BACHA, C. J. C. Evolução diferenciada da lavoura de soja e de seu processamento industrial no Brasil – período de 1970 a 1999. *Revista Economia Aplicada*, v. 6, n. 1, p. 123-153, São Paulo, 2002.
- SHIKIDA, P. F. A. Desenvolvimento socioeconômico e agroindústria canavieira no Paraná. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, n. 3, p.67-82, 2010.
- SOARES, A, C, L, G.; *et al.* Índice de Desenvolvimento Municipal: hierarquização dos municípios do Ceará no ano de 1997. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, Curitiba, n. 97, p. 71-89, 1999.
- SOUZA, M. R. P. de. Análise da Variável Escolaridade Como Fator Determinante do Crescimento Econômico. *Rev. FAE*, Curitiba, v. 2, n. 3, p. 47-56, 1999.
- SOUZA, P. M. de. Modernização e Mudanças Estruturais na Agricultura Brasileira, 1970 a 1995. 2000. 287 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia Rural, Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Viçosa, 2000.
- VILELLA, F.; *et al.* *El Sistema de Agronegocios de La Soja en La Argentina, su Cadena y Prospectiva al 2020*. Primeira Edição. Buenos Aires: Universidad de Buenos Aires, 2010.

VON THÜNEN, J. H. *The isolated state*. Oxford: Pergamon Press, 1966 (Primeira edição 1826).

WEBER, A. *Theory of the location of industries*. Chicago: Univ. Chicago, 1929.

Apêndice

Tabela 1A - Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE) dos municípios existentes no estado do Mato Grosso nos anos de 2000 e 2010, sua posição e sua variação percentual

Municípios	2000				2010				Variação % do IGDSE
	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	
Acorizal	0,3009	48,1711	112	-	0,4023	54,6934	128	-	33,7717
Água Boa	0,4773	76,4233	25	10.383	0,5679	77,2053	26	38.399	18,9760
Alta Floresta	0,4368	69,9437	43	-	0,5116	69,5531	58	-	17,1132
Alto Araguaia	0,4540	72,6906	37	15.000	0,6000	81,5717	18	15.034	32,1597
Alto Boa Vista	0,3006	48,1284	113	-	0,4442	60,3874	115	1.000	47,7688
Alto Garças	0,5631	90,1521	10	56.077	0,6178	83,9962	16	84.000	9,7290
Alto Paraguai	0,3899	62,4287	74	2.470	0,4605	62,6074	106	6.500	18,1080
Alto Taquari	0,5736	91,8352	9	61.000	0,6825	92,7855	4	34.000	18,9897
Apiacás	0,3404	54,5088	98	-	0,4352	59,1640	120	-	27,8287
Araguaiana	0,4050	64,8426	63	770	0,4627	62,8976	104	-	14,2382
Araguainha	0,3462	55,4364	95	-	0,5117	69,5723	56	-	47,8016
Araputanga	0,4703	75,2944	29	-	0,5550	75,4543	31	-	18,0210
Arenápolis	0,3945	63,1678	73	120	0,5414	73,5998	40	235	37,2204
Aripuanã	0,3110	49,7909	107	-	0,4390	59,6817	118	-	41,1655
Barão de Melgaço	0,2622	41,9767	122	-	0,3701	50,3183	136	-	41,1741
Barra do Bugres	0,3849	61,6192	79	-	0,4909	66,7413	75	3.500	27,5605
Barra do Garças	0,5154	82,5249	17	2.200	0,5137	69,8389	54	17.689	-0,3333
Bom Jesus do Araguaia	-	-	-	-	0,4790	65,1210	86	39.900	-
Brasnorte	0,4363	69,8567	44	52.660	0,5271	71,6550	49	14.6440	20,8026
Cáceres	0,3878	62,0894	76	-	0,4670	63,4825	100	4.078	20,4132
Campinápolis	0,2782	44,5490	118	-	0,2045	27,7981	141	-	-26,5123
Campo Novo do Parecis	0,5870	,	4	291.070	0,6574	89,3697	10	311.500	11,9893
Campo Verde	0,5809	93,0160	7	95.000	0,6285	85,4470	15	145.000	8,1874
Campos de Júlio	0,5928	94,9130	3	110.000	0,6730	91,4936	5	181.193	13,5280
Canabrava do Norte	0,1907	30,5390	125	-	0,4552	61,8802	110	1.440	138,6355
Canarana	0,4804	76,9165	24	35.000	0,5282	71,8050	48	90.230	9,9445
Carlinda	0,3273	52,4050	103	-	0,4804	65,3106	85	-	46,7739
Castanheira	0,4244	67,9557	48	-	0,4555	61,9306	108	-	7,3290
Chapada dos Guimarães	0,3806	60,9337	81	5.116	0,4769	64,8373	91	13.360	25,3157

continua

Tabela 1A - Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE) dos municípios existentes no estado do Mato Grosso nos anos de 2000 e 2010, sua posição e sua variação percentual

continua

Municípios	2000				2010				Variação % do IGDSE
	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	
Cláudia	0,4737	75,8472	27	300	0,5339	72,5833	44	28.000	12,7029
Cocalinho	0,3965	63,4822	71	290	0,4607	62,6376	105	-	16,2040
Colíder	0,4470	71,5740	40	400	0,5466	74,3133	35	700	22,2782
Colniza	-	-	-	-	0,3864	52,5315	132	-	-
Comodoro	0,3495	55,9545	92	4.620	0,4842	65,8221	81	34.000	38,5398
Confresa	0,2541	40,6818	123	-	0,4479	60,8884	112	-	76,2676
Conquista d'Oeste	-	-	-	-	0,4763	64,7583	92	-	-
Cotriguaçu	0,3473	55,6029	93	-	0,4306	58,5358	123	-	23,9830
Cuiabá	0,5819	93,1643	6	-	0,6350	86,3339	13	-	9,1364
Curvelândia	-	-	-	-	0,4965	67,5049	68	-	-
Denise	0,4025	64,4467	68	-	0,5116	69,5549	57	-	27,1058
Diamantino	0,5337	85,4582	15	200.000	0,6408	87,1161	12	279.119	20,0557
Dom Aquino	0,4681	74,9535	30	25.255	0,5480	74,5045	34	27.000	17,0653
Feliz Natal	0,3871	61,9797	77	350	0,4555	61,9217	109	42.000	17,6608
Figueirópolis d'Oeste	0,4203	67,2898	50	-	0,5099	69,3179	60	-	21,3205
Gaúcha do Norte	0,3289	52,6656	102	8.550	0,3507	47,6784	139	60.000	6,6184
General Carneiro	0,3351	53,6510	99	36.450	0,4449	60,4853	114	55.250	32,7730
Glória d'Oeste	0,4127	66,0797	55	-	0,5098	69,3105	61	-	23,5290
Guarantã do Norte	0,4010	64,2045	69	-	0,4867	66,1667	80	400	21,3700
Guiratinga	0,4961	79,4370	20	49.250	0,5462	74,2589	37	58.000	10,0940
Indiavaí	0,4097	65,6034	60	-	0,5129	69,7289	55	-	25,1770
Ipiranga do Norte	-	-	-	-	0,6716	91,2976	7	161.250	-
Itanhangá	-	-	-	-	0,5440	73,9526	38	46.000	-
Itaúba	0,3951	63,2608	72	1.800	0,4955	67,3662	70	16.800	25,4139
Itiquira	0,5145	82,3742	18	118.500	0,5903	80,2480	19	180.000	14,7310
Jaciara	0,4868	77,9436	22	23.500	0,5775	78,5087	22	30.000	18,6247
Jangada	0,2717	43,5090	121	405	0,3786	51,4725	135	300	39,3266
Jauru	0,3298	52,7965	101	-	0,4782	65,0146	88	-	45,0254
Juara	0,4126	66,0618	56	-	0,4834	65,7195	82	150	17,1607
Juína	0,4139	66,2672	54	-	0,4898	66,5901	76	-	18,3447
Juruena	0,4106	65,7415	59	-	0,4736	64,3811	95	-	15,3337
Juscimeira	0,4409	70,5992	41	14.270	0,5585	75,9323	29	35.140	26,6674
Lambari d'Oeste	0,3815	61,0889	80	13	0,4805	65,3277	84	900	25,9426
Lucas do Rio Verde	0,6246	100,0000	1	160.000	0,7356	100,0000	1	223.500	17,7709
Luciára	0,2763	44,2397	120	-	0,4001	54,4002	130	-	44,8194
Marcelândia	0,4221	67,5798	49	-	0,4774	64,9040	89	2.000	13,1078
Matupá	0,4067	65,1241	62	50	0,4960	67,4380	69	2.000	21,9552

Tabela 1A - Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE) dos municípios existentes no estado do Mato Grosso nos anos de 2000 e 2010, sua posição e sua variação percentual

continua

Municípios	2000				2010				Variação % do IGDSE
	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	
Mirassol d'Oeste	0,4559	72,9911	36	-	0,5463	74,2689	36	718	19,8325
Nobres	0,4035	64,6107	65	4.300	0,5069	68,9134	63	8.000	25,6138
Nortelândia	0,3589	57,4652	90	5.981	0,5349	72,7239	43	13.500	49,0424
Nossa Senhora do Livramento	0,2249	36,0013	124	-	0,3824	51,9885	134	-	70,0697
Nova Bandeirantes	0,2974	47,6200	114	-	0,4323	58,7704	122	-	45,3475
Nova Brasilândia	0,3549	56,8304	91	-	0,4420	60,0851	116	580	24,5158
Nova Canaã do Norte	0,4107	65,7577	57	-	0,5063	68,8290	65	4.500	23,2715
Nova Guarita	0,3785	60,5952	82	-	0,5215	70,8916	52	800	37,7827
Nova Lacerda	0,3099	49,6148	108	800	0,4719	64,1602	96	3.250	52,2973
Nova Marilândia	0,3860	61,7980	78	10.500	0,5495	74,7111	33	6.500	42,3799
Nova Maringá	0,3715	59,4819	87	14.000	0,5283	71,8173	47	93.666	42,1942
Nova Monte Verde	0,3893	62,3334	75	-	0,4888	66,4523	78	-	25,5530
Nova Mutum	0,5429	86,9197	13	175.300	0,6726	91,4404	6	330.000	23,8961
Nova Nazaré	-	-	-	-	0,2610	35,4844	140	1.835	-
Nova Olímpia	0,4578	73,2907	34	-	0,5167	70,2450	53	-	12,8767
Nova Santa Helena	-	-	-	-	0,4984	67,7549	67	1.500	-
Nova Ubiratã	0,3438	55,0478	96	85.200	0,5756	78,2491	23	240.000	67,4083
Nova Xavantina	0,4661	74,6255	32	16.000	0,5566	75,6663	30	33.000	19,4135
Novo Horizonte do Norte	0,4141	66,2947	52	-	0,4879	66,3299	79	-	17,8334
Novo Mundo	0,3718	59,5248	86	-	0,4672	63,5158	99	2.000	25,6672
Novo Santo Antônio	-	-	-	-	0,4145	56,3541	126	-	-
Novo São Joaquim	0,4403	70,4927	42	127.105	0,5308	72,1681	45	62.560	20,5700
Paranaíta	0,3729	59,7022	84	-	0,4566	62,0723	107	-	22,4462
Paranatinga	0,3742	59,9186	83	6.085	0,5058	68,7668	66	70.700	35,1623
Pedra Preta	0,5141	82,3177	19	42.244	0,5437	73,9137	39	41.500	5,7474
Peixoto de Azevedo	0,3038	48,6421	111	-	0,4195	57,0326	125	1.000	38,0855

Tabela 1A - Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE) dos municípios existentes no estado do Mato Grosso nos anos de 2000 e 2010, sua posição e sua variação percentual

Continua

Municípios	2000				2010				Variação % do IGDSE
	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	
Planalto da Serra	0,4107	65,7519	58	-	0,4892	66,5072	77	4.900	19,1238
Poconé	0,3061	49,0171	109	-	0,4010	54,5175	129	350	30,9864
Pontal do Araguaia	0,4664	74,6768	31	-	0,4914	66,8003	74	-	5,3491
Ponte Branca	0,4481	71,7441	39	-	0,5216	70,9184	51	-	16,4154
Pontes e Lacerda	0,4079	65,3084	61	-	0,4934	67,0778	72	6.500	20,9617
Porto Alegre do Norte	0,2813	45,0397	117	18	0,4659	63,3440	101	5.760	65,6333
Porto dos Gaúchos	0,4272	68,4015	46	1.500	0,5096	69,2832	62	7.550	19,2891
Porto Esperidião	0,3340	53,4794	100	-	0,4328	58,8458	121	-	29,5886
Porto Estrela	0,1862	29,8125	126	-	0,3852	52,3668	133	1.100	106,8689
Poxoréo	0,4292	68,7174	45	35.000	0,4706	63,9836	97	48.000	9,6580
Primavera do Leste	0,5772	92,4144	8	170.000	0,6890	93,6759	3	220.000	19,3785
Querência	0,4031	64,5443	66	14.400	0,5379	73,1297	42	180.600	33,4362
Reserva do Cabaçal	0,3967	63,5109	70	-	0,4687	63,7193	98	-	18,1573
Ribeirão Cascalheira	0,3045	48,7549	110	-	0,4651	63,2339	102	9.000	52,7461
Ribeirãozinho	0,5604	89,7277	11	7.140	0,6126	83,2793	17	8.940	9,3072
Rio Branco	0,4026	64,4595	67	-	0,5226	71,0459	50	-	29,8046
Rondolândia	-	-	-	-	0,3614	49,1270	138	-	-
Rondonópolis	0,5596	89,6007	12	49.500	0,6519	88,6230	11	72.000	16,4857
Rosário Oeste	0,2777	44,4643	119	600	0,4197	57,0565	124	1.600	51,1235
Salto do Céu	0,3255	52,1117	105	-	0,4790	65,1157	87	-	47,1597
Santa Carmem	0,4140	66,2840	53	4.752	0,5615	76,3341	27	50.000	35,6275
Santa Cruz do Xingu	-	-	-	-	0,4631	62,9529	103	-	-
Santa Rita do Trivelato	-	-	-	-	0,6691	90,9660	8	140.000	-
Santa Terezinha	0,2928	46,8748	115	70	0,3683	50,0692	137	1.700	25,7968
Santo Afonso	0,3675	58,8458	89	100	0,4762	64,7408	93	1.000	29,5688
Santo Antônio do Leste	-	-	-	-	0,5721	77,7715	24	118.800	-
Santo Antônio do Leverger	0,3214	51,4593	106	2.647	0,4103	55,7781	127	22.906	27,6551
São Félix do Araguaia	0,3424	54,8211	97	-	0,4410	59,9537	117	22.935	28,7971
São José do Povo	0,3719	59,5518	85	-	0,4811	65,4004	83	-	29,3372
São José do Rio Claro	0,4805	76,9344	23	32.000	0,5697	77,4455	25	85.420	18,5533
São José do Xingu	0,3467	55,5143	94	500	0,4504	61,2262	111	18.000	29,8884

Tabela 1A - Índice Geral de Desenvolvimento Socioeconômico (IGDSE) dos municípios existentes no estado do Mato Grosso nos anos de 2000 e 2010, sua posição e sua variação percentual

Municípios	2000				2010				Conclusão Variação % do IGDSE
	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	IGDSE	IGDSE (base 100)	Posição	Área Plantada de Soja	
São José dos Quatro Marcos	0,4508	72,1819	38	-	0,5412	73,5743	41	180	20,0427
São Pedro da Cipa	0,3268	52,3166	104	-	0,4770	64,8440	90	-	45,9716
Sapezal	0,6067	97,1374	2	209.560	0,6628	90,1046	9	362.234	9,2442
Serra Nova Dourada	-	-	-	-	0,4375	59,4811	119	320	-
Sinop	0,5369	85,9637	14	12.000	0,6293	85,5536	14	105.000	17,2090
Sorriso	0,5842	93,5287	5	360.000	0,7023	95,4769	2	590.000	20,2241
Tabaporã	0,4163	66,6535	51	1.500	0,5545	75,3854	32	82.000	33,1994
Tangará da Serra	0,4725	75,6519	28	27.650	0,5298	72,0332	46	49.648	12,1374
Tapurah	0,4579	73,3092	33	81.000	0,5842	79,4279	20	114.714	27,6005
Terra Nova do Norte	0,4047	64,7985	64	-	0,5104	69,3841	59	500	26,1052
Tesouro	0,5161	82,6277	16	12.200	0,4938	67,1314	71	28.500	-4,3163
Torixoréu	0,4770	76,3656	26	6.620	0,5064	68,8437	64	10.595	6,1706
União do Sul	0,4262	68,2400	47	-	0,4923	66,9265	73	6.000	15,5040
Vale de São Domingos	-	-	-	-	0,4462	60,6549	113	1.200	-
Várzea Grande	0,4892	78,3315	21	-	0,5611	76,2880	28	-	14,6985
Vera	0,4565	73,0828	35	9.307	0,5815	79,0603	21	110.000	27,4034
Vila Bela da Santíssima Trindade	0,2856	45,7226	116	-	0,3913	53,1980	131	7.400	37,0260
Vila Rica	0,3688	59,0462	88	-	0,4752	64,6089	94	4.500	28,8660

Nota: A área plantada da soja foi mensurada em hectares, pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento - MAPA.
Fonte: Resultados da pesquisa.

**CUSTO DE VIDA, AMENIDADES E SALÁRIOS NAS REGIÕES METROPOLITANAS
BRASILEIRAS^{1,2*}**

Maria Cristina Galvão

Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Esalq/USP
E-mail: galvao.mariacristina@usp.br

Alexandre Nunes Almeida

Professor no Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP
E-mail: alex.almeida@usp.br

Humberto Francisco Silva Spolador

Professor no Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP
E-mail: hspolador@usp.br

Carlos Roberto Azzoni

Professor no Departamento de Economia da FEA/USP
E-mail: cazzoni@usp.br

RESUMO: Este artigo analisou a relação entre o custo de vida e os salários de onze regiões metropolitanas brasileiras, tendo como base o modelo de Winters (2009) e a hipótese de compensação plena, segundo a qual aumentos nos custos de vida estariam associados a aumentos de mesma magnitude nos salários dos trabalhadores. Os resultados indicam que, para aumentos dos custos de transporte, habitação, saúde e despesas pessoais, há uma compensação de salários superior à participação de cada um desses custos na renda das famílias. Para os custos com educação e alimentação, não foi possível estabelecer relações conclusivas, já que as estimativas não foram estatisticamente significantes. As conclusões indicam que salários mais altos mais do que compensam os aumentos no custo de vida, após controlarem-se pelas amenidades. Assim, pessoas que vivem em cidades com elevado custo de habitação, saúde e transporte obtêm compensação de salários significativamente superior à participação média desses custos nos gastos da família.

Palavras-Chave: Custo de vida; Salários; Regiões metropolitanas.

Classificação JEL: R20; J30.

ABSTRACT: This article examined the relationship between cost of living and wages of eleven metropolitan regions in Brazil. We use the model developed by Winters (2009), that considers the hypothesis of full compensation, whereby increases in living costs would be associated with the same magnitude increases in workers' wages. The results indicate that increases in the costs of transport, housing and personal care and health are more than compensated by higher wages, given the participation of each of these costs on household income. Education and food costs are not statistically associated with wage levels. The findings indicate that higher wages more than outweigh the increases in cost of living, after controlling for amenities. Therefore, people who live in cities with high cost of housing, health and transportation get compensation of wages significantly higher than the average of these participation costs in the household expenditure.

Keywords: Living cost; Wages; Metropolitan regions.

JEL Code: R20; J30.

¹ Os autores agradecem as sugestões da Prof. Tatiane Menezes do PIMES-UFPE durante o XII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos em Belo Horizonte, e de três revisores anônimos, cujos comentários contribuíram para o enriquecimento deste trabalho.

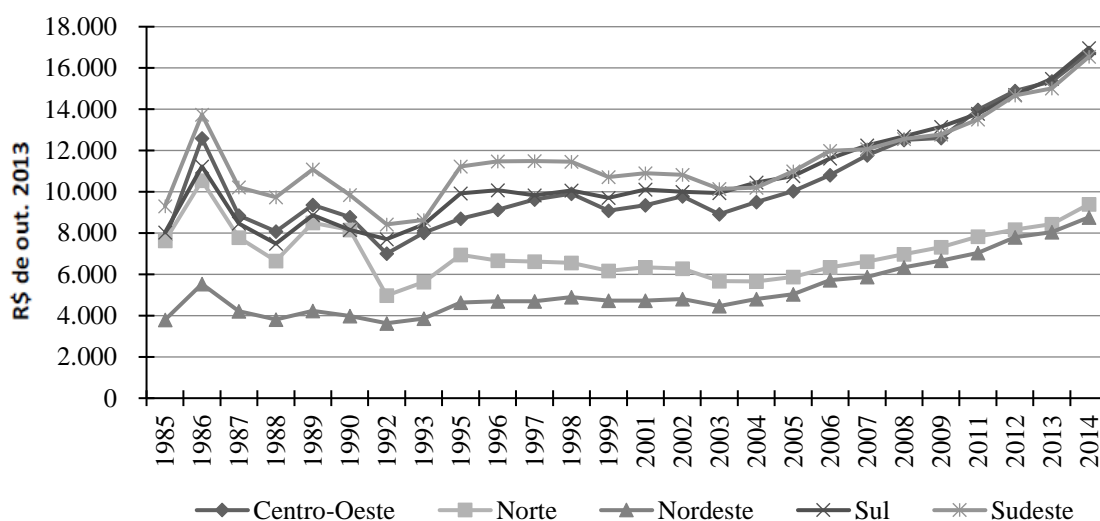
² O primeiro autor agradece ao apoio da CAPES.

1. Introdução

Ao longo da última década, o Brasil obteve um crescimento econômico moderado, que colaborou de modo significativo para o crescimento do emprego e da renda. Após o sucesso das reformas implementadas para combater o processo inflacionário, a combinação de crescimento econômico e estabilidade monetária permitiu às famílias a capacidade de ajustar seus orçamentos domésticos a fim de melhorar o nível de bem-estar. Cabe ressaltar que a abertura da economia nos anos 1990 também permitiu que as famílias tivessem acesso a novas variedades de produtos, diversificando, portanto, os bens disponíveis para a composição de sua cesta de consumo (ALMEIDA; AZZONI, 2016). Adicionalmente, o aumento de produtividade fez com que houvesse um crescimento substancial da oferta agrícola, ocasionando mudanças nos preços relativos, especialmente dos alimentos (AZZONI *et al.*, 2009). Ademais, a consolidação das políticas de proteção social, como programas de transferência de renda (Bolsa Família, Benefícios de Prestação Continuada etc.), favoreceu a redução significativa da pobreza e as alterações da cesta de consumo de bens e serviços das famílias, principalmente das classes de renda mais baixa. Isso trouxe impactos expressivos de consumo sobre os diversos setores da economia (SILVA; SCHERER; PORSSSE, 2012).

A análise da evolução da renda domiciliar *per capita* das regiões brasileiras no período de 1985 a 2014 mostra que houve significativo aumento na região Centro-Oeste. As regiões Sul e Sudeste tiveram trajetórias semelhantes, seguindo o mesmo padrão de estabilidade nos anos 1990, e posterior crescimento nos anos 2000. Já as regiões Norte e Nordeste, embora tenham apresentado crescimento positivo da renda domiciliar *per capita*, ao final do período ainda tinham um nível de renda bastante abaixo das demais regiões. A Figura 1 mostra o comportamento dessa evolução para todas as regiões brasileiras a preços de outubro de 2013.

Figura 1 – Renda domiciliar *per capita*



Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

O crescimento regional, como o verificado no Brasil em tempos recentes, pode proporcionar transformações a nível de investimentos, estrutura produtiva e potencial do mercado consumidor. Krugman (1991), por exemplo, analisou que as firmas, enquanto buscam minimizar custos de transporte e realizam economias de escala, tendem a se localizar em regiões com maior demanda por seus produtos, com o surgimento de padrões denominados centro-periferia associados a custos de transporte, economias de escala e participação da indústria na renda nacional. Ellison e Glaeser (1999) apresentaram resultados que completaram a análise de Krugman (1991), sendo que os resultados

daqueles autores sugeriram que a localização de indústrias é afetada por aquilo que os autores denominaram como vantagens naturais. Por exemplo, as atividades intensivas no uso de energia elétrica se concentram em regiões onde o preço desta é mais baixo, ou as indústrias que utilizam mão de obra pouco qualificada e competem com importados tendem a se concentrar em regiões onde os salários são relativamente mais baixos. Duranton (2007) mostrou que as mudanças de localização das indústrias entre cidades são influenciadas por choques de inovações tecnológicas, de modo que as cidades experimentam crescimento ou redução com ganhos ou perdas de emprego conforme os resultados produzidos por tais inovações. Portanto, é de se esperar que os níveis dos salários no âmbito regional, além de representarem o equilíbrio do mercado de trabalho local, sejam também determinados por outras características associadas à localização, como a estrutura produtiva local, a intensidade tecnológica da indústria local, as habilidades da força de trabalho, as características do clima e da qualidade de vida.

Dadas as diferenças entre as regiões em termos de estrutura produtiva, as características específicas do mercado de trabalho e do custo de vida, entre outros, a literatura mostra que os diferentes salários entre as regiões correspondem a um modo de compensação de salários, especialmente em regiões mais populosas. Roback (1982) mostrou que não apenas o preço da terra, mas também salários e aluguéis são influenciados por amenidades locais (relacionadas ao clima, por exemplo). A existência dessa compensação deve-se aos altos custos de deslocamento, à poluição e a outros fatores que afetam negativamente a qualidade de vida local, e acabam por afetar a produtividade da força de trabalho. Assim, os salários não diferem apenas por habilidades e gostos diferentes, mas também por causa de amenidades³, condições fiscais e preços de bens e serviços que são diferentes entre as cidades (DUMOND; HIRSCH; MACPHERSON, 1999). Se uma cidade tem altos preços para bens e serviços que proporcionam um dado nível de utilidade, trabalhadores exigirão maiores salários para trabalhar ali. Similarmente, se a cidade possui um ambiente caracterizado com amenidades positivas, então os trabalhadores poderão aceitar salários menores para residir nessa cidade (WINTERS, 2009). Para Winters (2009), altos salários poderiam compensar os trabalhadores por amenidades negativas, tais como crime, congestionamento e poluição.

Azzoni (2001) encontrou sinais de convergência absoluta entre as regiões brasileiras no período de 1939 a 1995, mas observou que há ciclos de convergência e divergência no período analisado, sendo que esse fenômeno pode ser explicado pelo fato de que períodos de expansão econômica favorecem maior crescimento das regiões mais desenvolvidas, enquanto que, em períodos de recessão, essas mesmas regiões são mais afetadas diretamente, impactando negativamente as regiões mais pobres. Menezes, Silveira Neto e Azzoni (2012), com a utilização de microdados organizados por coortes de idades, concluíram que a desigualdade de renda regional brasileira possui diferentes dinâmicas entre as regiões. Observou-se, ainda, que a convergência de renda é observada apenas para as gerações mais velhas, e que a maior participação dos jovens na renda produziu redução da velocidade de convergência (MENEZES; SILVEIRA NETO; AZZONI, 2012). Contudo, ao considerar apenas a renda do trabalho, desconsiderando aposentadorias, pensões e transferências de renda do governo, não verificam convergência de renda nem para as gerações mais velhas. Esse resultado indica um papel relevante para a renda do trabalho no sentido de manter a desigualdade de renda *per capita* do país, ao passo que as formas de renda não associadas ao trabalho presente apontam no sentido da sua redução.

Apesar do crescimento econômico ocorrido em período recente, ainda há grande disparidade de renda e nível de bem-estar, além de diferenças do nível de custo de vida entre as regiões brasileiras, principalmente nas cidades, como apontado por Simão Filho, Fregulia e Procópio (2012)⁴ e Almeida e Azzoni (2016). Almeida e Azzoni (2016) identificaram os pesos de 41 itens nos orçamentos das famílias representativas de 11 regiões metropolitanas a partir dos dados da POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares), para os anos de 1996, 2003 e 2009. Esses pesos são identificados na Figura

³ Referem-se a características de cidades ou regiões como temperatura, topografia etc. que impactam na qualidade de vida local.

⁴ Os autores avaliaram índices de desigualdade e pobreza para 38 cidades de médio porte a partir dos dados do censo demográfico de 2000.

2. Nota-se que habitação e alimentação são os grupos que mais impactam os orçamentos familiares, representando conjuntamente mais de 50% do total de gastos. Observa-se que a parcela destinada a gastos com habitação elevou-se no período em quase todas as regiões consideradas, e que a parcela despendida com alimentação, o segundo maior gasto, reduziu-se no período da pesquisa. Já as despesas com transporte correspondem ao terceiro maior gasto dentro do orçamento familiar para quase todas as localidades e tiveram sua participação no orçamento domiciliar aumentada entre os anos de 2003 e 2009. As despesas com vestuário e saúde e as despesas pessoais se alternam em quarto e quinto lugares e o grupo de despesas com educação ocupa o último lugar, variando entre 3% e 8% do orçamento doméstico mensal.

Figura 2 - Participação (peso) dos grupos de bens e serviços nos orçamentos familiares

continua

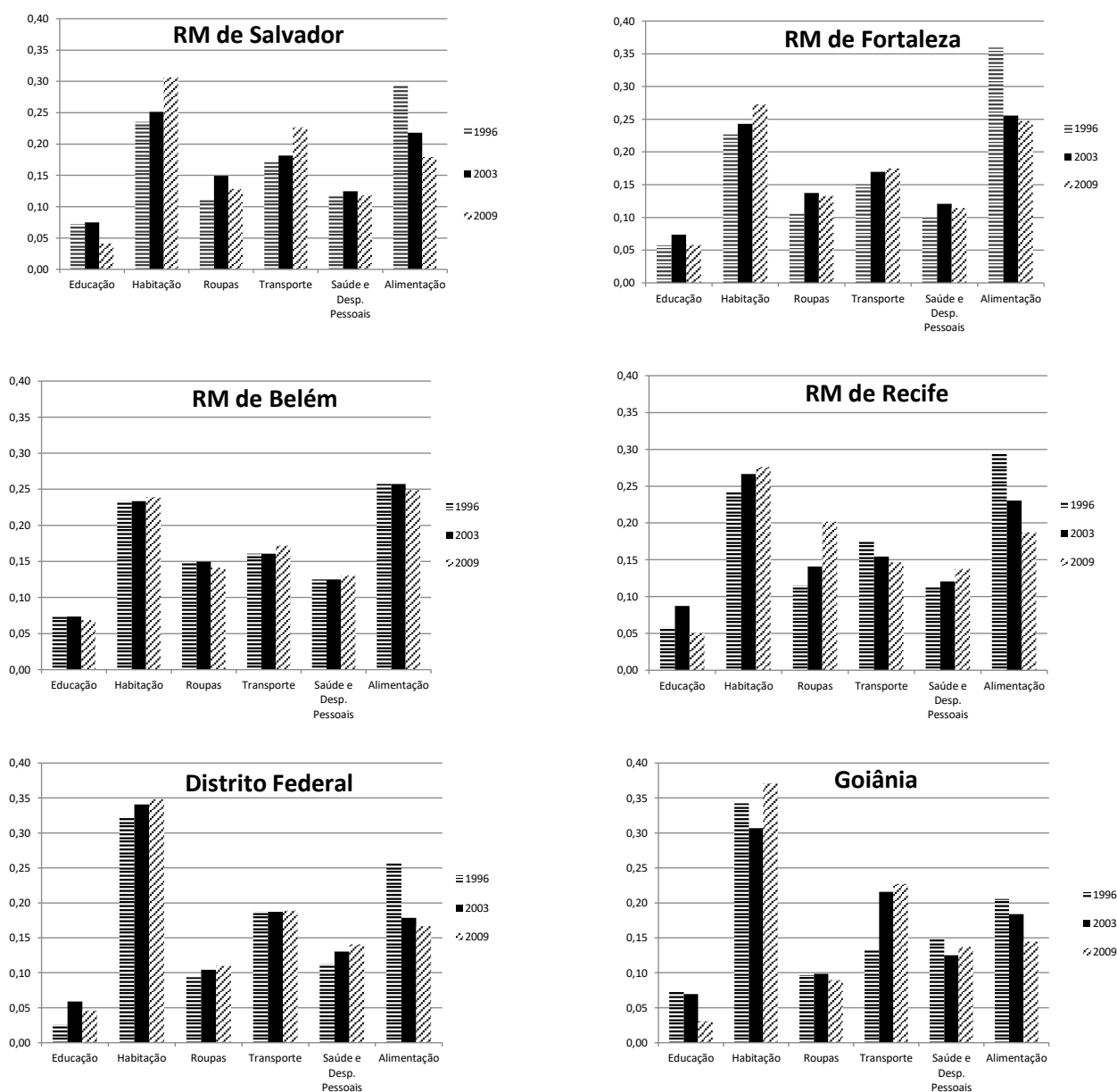
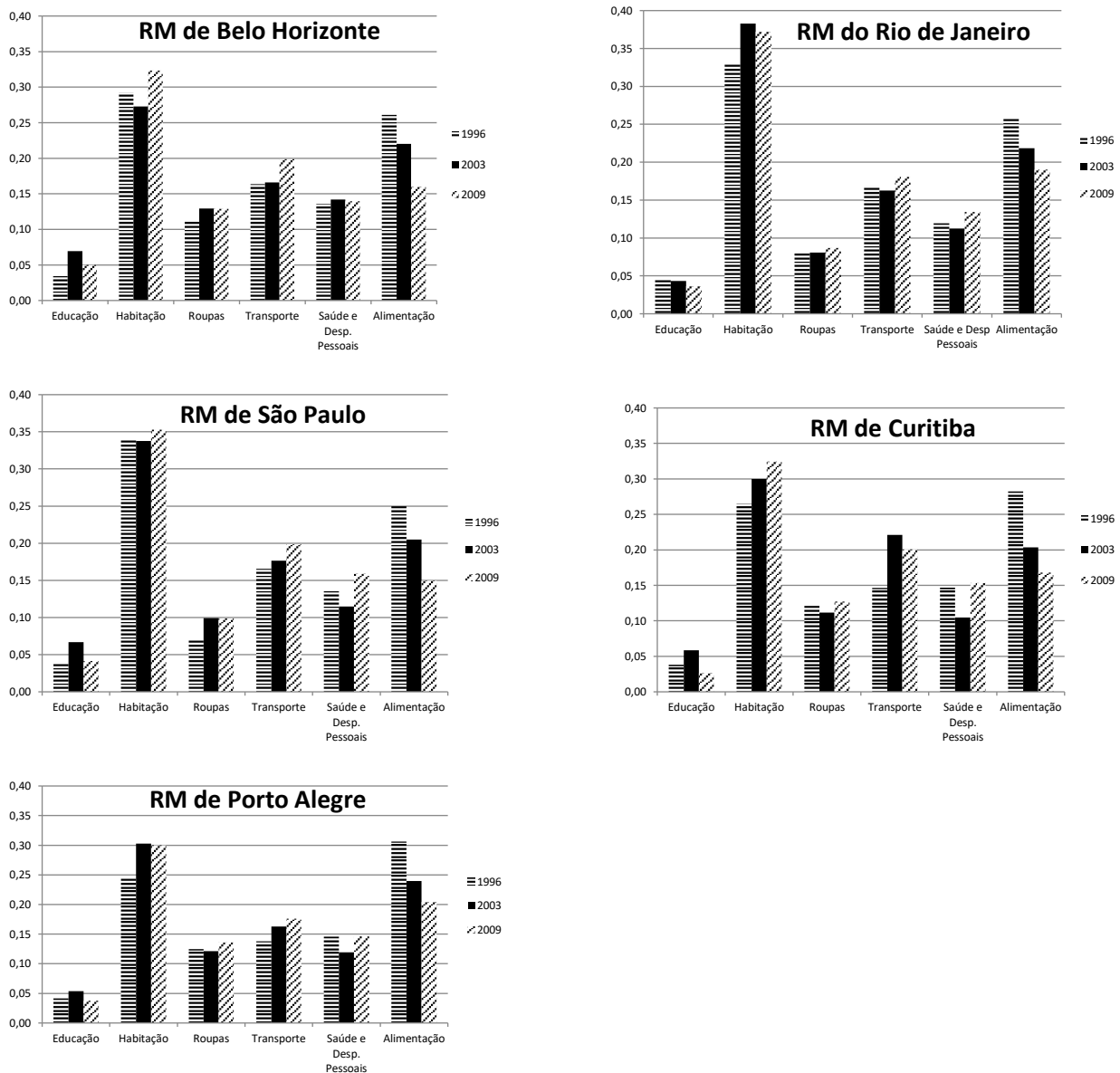
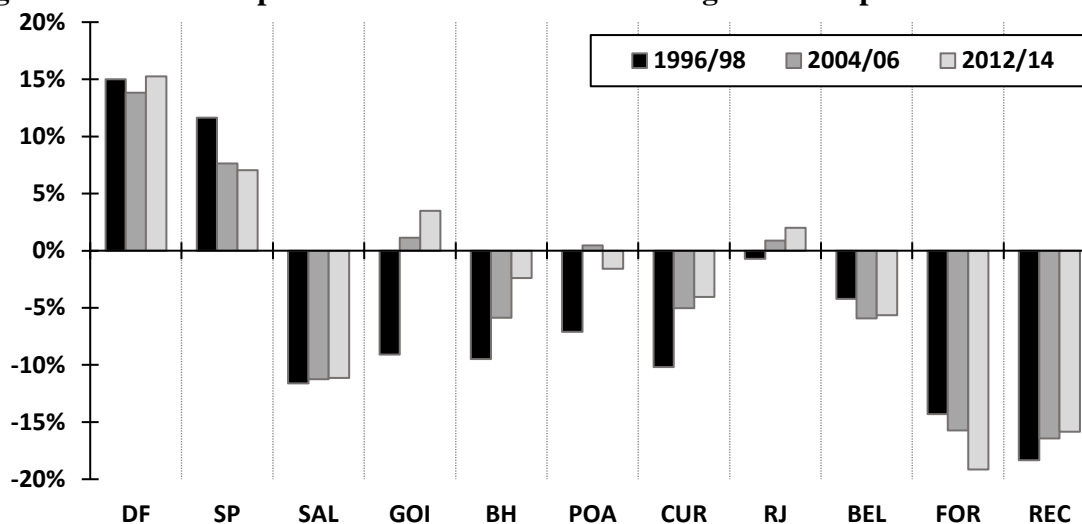


Figura 2 - Participação (peso) dos grupos de bens e serviços nos orçamentos familiares
Conclusão



Fonte: Almeida e Azzoni (2016).

Almeida e Azzoni (2016) também calcularam os níveis de custo de vida para nove regiões metropolitanas (RMs), mais as cidades de Goiânia e Distrito Federal, no período de 1996 a 2012, utilizando o método do *Country Product Dummy*. Os resultados estimados pelos autores – apresentados como médias trienais na Figura 3 – sugerem que os níveis relativos de custo de vida intraRMs não se alteraram de modo significativo no período da pesquisa, sendo que São Paulo, Rio de Janeiro e Brasília sustentaram os maiores níveis. A cidade de Goiânia passou de uma posição abaixo da média para se tornar a terceira região mais cara do país ao final do período. Já as regiões metropolitanas de Salvador, Fortaleza e Recife continuam sendo as que possuem menores níveis comparativos de custo de vida.

Figura 3 - Níveis comparativos de custo de vida nas regiões metropolitanas brasileiras

Fonte: Almeida e Azzoni (2016).

O objetivo deste artigo consiste em avaliar empiricamente se as diferenças nos custos de vida calculados por Almeida e Azzoni (2016) para os anos de 1996, 2003 e 2009 e as amenidades presentes nas regiões metropolitanas são balanceadas por diferenças nos salários, como proposto nos trabalhos de Roback (1982) e Winters (2009), a serem apresentados na seção de metodologia. Conforme os principais resultados dos dois artigos mencionados anteriormente, a hipótese principal que norteia este estudo é a de que trabalhadores que vivem em regiões mais caras devem receber uma compensação, por meio de maiores salários, para equalizar as diferenças de custo entre regiões e manter a sua utilidade constante. De acordo com Greenwood *et al.* (1991), se o sistema econômico inter-regional está em equilíbrio, diferenciais de preços e salários podem ser usados como *proxies* para quantificar diferenças na qualidade de vida dos indivíduos. Dessa forma, existe o problema da endogeneidade das variáveis, já que salários e custos de vida seriam determinados simultaneamente no mercado. Para corrigir esse problema e para testar a robustez dos dados, serão utilizados os métodos de estimação GMM (Método dos Momentos Generalizados) e 2SLS (Mínimos Quadrados em dois Estágios).

O artigo está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2, apresenta-se uma breve revisão da literatura que analisa a questão de custo de vida, salários, amenidades e qualidade de vida; a Seção 3 traz o modelo teórico, os métodos de estimação e os testes utilizados; a Seção 4 resume informações sobre a base de dados e suas fontes; a Seção 5 mostra os principais resultados estimados e os testes realizados; e, finalmente, na Seção 6 encontram-se as considerações finais do artigo.

2. Revisão bibliográfica

A literatura internacional contém uma variedade elevada de trabalhos que abordaram, de maneira teórica e empírica, a compensação de renda devido a diferenças de custo de vida e/ou amenidades. Roback (1988) procurou explicar a existência e a persistência de diferenciais de salários entre as regiões a partir de dados do *Census Bureau's Current Population Survey* de 1973, considerando as informações de indivíduos de 32 cidades dos EUA. O resultado mostrou que a inclusão dos índices de custos de vida nos cálculos de diferenciais de ganhos regionais pode aumentar tais diferenciais. Esse resultado estava implícito no trabalho anterior do autor (Roback, 1982), mas não tinha sido totalmente articulado até o trabalho de 1988. Essa conclusão resulta de um modelo no qual variações em aluguéis e salários equalizam as diferenças por meio das amenidades locais (ou regionais).

Beeson e Eberts (1989) estimaram a importância relativa de diferenças nas amenidades e na produtividade para explicar diferenças salariais entre as regiões metropolitanas, utilizando as condições de equilíbrio dos mercados da terra e do trabalho para a equalização entre famílias e firmas locais. Os autores adotaram um modelo no qual as cidades possuem características diversas, que podem afetar tanto a utilidade das famílias quanto a produtividade das firmas. Quando em equilíbrio, a utilidade entre trabalhadores e o custo unitário entre firmas são os mesmos, enquanto os salários e a renda da terra são diferentes para poder compensar os trabalhadores pelas diferenças inter-regionais. Os resultados mostraram que, na maior parte dos casos, as diferenças de produtividade são determinantes para as diferenças entre salários.

Conforme Greenwood *et al.* (1991), em equilíbrio, diferenças nos preços e salários não necessariamente refletem diferenças das utilidades dos agentes econômicos, que podem ser arbitradas por meio de migrações. Outro aspecto da hipótese de equilíbrio nos trabalhos que consideram a qualidade de vida é que os mercados regionais são considerados eficientes, sendo que os preços regionais rapidamente se ajustam a mudanças exógenas e desequilíbrios nas condições de oferta ou demanda (GREENWOOD *et al.*, 1991). Dessa forma, se o sistema econômico inter-regional está em equilíbrio, diferenças de preços e salários representam compensações, podendo ser utilizadas como *proxies* para diferenças na qualidade de vida dos agentes.

Dumond, Hirsch e Macpherson (1999) estimaram a elasticidade entre salários e preços para 185 áreas metropolitanas americanas, que compreendiam cerca de 70% da força de trabalho dos EUA. Também utilizaram dados populacionais e dados sobre as amenidades locais para estimar os diferenciais de renda com base em salários nominais. Os autores verificaram que a dispersão dos salários reais aproximados entre as 185 áreas metropolitanas analisadas era substancialmente menor do que a dispersão dos salários nominais.

Berger, Blomquist e Peter (2007) analisaram se o equilíbrio do modelo de compensação de diferenças salariais diante das amenidades poderia ser aplicado para as cidades russas. As equações estimadas para salários e habitação sugeriram que os trabalhadores são compensados por diferenças no clima, condições ambientais, conflitos étnicos, taxas de criminalidade e condições de saúde, mesmo depois de controladas as características dos trabalhadores (ocupação, indústria e condições econômicas) e variações nas características de habitação. Nota-se que as cidades que estão mais bem posicionadas no *ranking* de qualidade tendem a estar em áreas relativamente mais quentes e mais ao ocidente, que correspondem à parte europeia do país.

Albouy (2008), observando a relação entre qualidade de vida e proporção do custo de vida no nível de salários, obteve estimativas que apontaram que nem o tamanho da população nem a sua densidade impactam na qualidade de vida das cidades norte americanas, uma vez que as amenidades associadas ao processo de urbanização foram capazes de mitigar os potenciais efeitos negativos. O modelo proposto pelo autor indicou que um aumento de 1% nos salários está associado a um aumento de 1,5% no custo de habitação, controlando as amenidades. De acordo com o autor, esse resultado é menor do que os resultados encontrados em estudos anteriores, que obtiveram estimativas da ordem de 3% a 4%.

Winters (2009) analisou a relação de equilíbrio existente entre os salários e o nível de preços no mercado de trabalho americano. O autor desenvolveu um modelo que leva em consideração as amenidades de cada área, estabelecendo que, sob certas condições, a elasticidade entre os salários e o nível geral de preços deve ser igual a um. Os resultados encontrados indicam que quando os preços de habitação são medidos pelos valores de aluguéis e o nível geral de preços é instrumentado, obtém-se elasticidade unitária, controlando-se as amenidades.

Servo (1999) salientou que três explicações têm sido apresentadas com mais destaque para explicar as diferenças regionais de salários na literatura. A teoria do capital humano considera que as diferenças regionais de salários ocorrem devido a diferenças na distribuição de capital humano entre as pessoas. Assim, diferenças na distribuição de escolaridade, diferenças na estrutura etária, nas experiências e no treinamento recebido no trabalho deveriam explicar, se não toda, ao menos grande parte dos diferenciais de salários regionais. A teoria da segmentação e do desenvolvimento polarizado, por sua vez, procura explicar as diferenças salariais com base nas diferenças de

organização das estruturas produtivas, institucionais e de desenvolvimento entre as regiões. Assim, diferenças na estrutura produtiva das regiões seriam capazes de fazer com que trabalhadores igualmente produtivos recebessem remunerações diferentes porque, por exemplo, determinadas regiões utilizam tecnologia de ponta, enquanto em outras regiões as empresas possuem tecnologias obsoletas. Na teoria dos diferenciais compensatórios, avalia-se que os diferenciais de salários são necessários para equalizar as vantagens e as desvantagens monetárias e não monetárias existentes entre as atividades e os trabalhadores. Elementos como risco à saúde derivado do trabalho, crime, poluição, diferenças climáticas, estabilidade de emprego e diferenças de custo de vida entre as regiões podem ser alguns dos fatores que explicam os diferenciais de salários (SERVO, 1999).

Conforme a argumentação de Servo (1999), essas três teorias devem ser consideradas complementares quando se trata de explicar as diferenças de salários. Assim sendo, pode-se argumentar que parte das diferenças de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras pode dever-se a diferenças nos custos de vida e nas amenidades entre as mesmas. A existência de diferenças nos níveis de preços talvez seja a explicação mais comum para os diferenciais regionais de salários, especialmente em um país tão grande e diversificado como o Brasil (SAVEDOFF, 1990).

Servo (1999) avaliou também as diferenças regionais salariais no Brasil com foco nas diferenças regionais associadas ao mercado de trabalho e à renda. A autora teve como objetivo observar em que medida as diferenças regionais de salários poderiam ser explicadas por distribuições regionais de características pessoais desiguais, como escolaridade, sexo, posição na família e condições díspares de emprego (posição na ocupação, setor de atividade e tempo de trabalho). A autora concluiu que, mesmo quando controladas essas diferenças nas características pessoais e empregatícias, ainda se verificava significativo diferencial de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras, que permaneceu bastante estável e significativo mesmo após a introdução de controles (SERVO, 1999).

Já Azzoni e Servo (2002) tiveram como objetivo analisar as desigualdades salariais nas 10 maiores regiões metropolitanas brasileiras em 1992, 1995 e 1997. Os autores avaliaram em que medida as características do trabalhador (educação, idade, sexo, raça, posição na família) e as características do emprego (posição ocupacional, setor, experiência) poderiam explicar a desigualdade salarial, e se a desigualdade seria reduzida quando diferenciais de custo de vida fossem introduzidos. Os resultados indicaram que os níveis de custo de vida têm um papel na explicação da desigualdade de salários no Brasil. Porém, mesmo depois de ajustar esse fator, as diferenças regionais remanescentes ainda se mantinham relevantes.

O presente trabalho se baseia nos resultados apresentados na literatura sobre a compensação de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras, uma vez que o trabalho de Almeida e Azzoni (2016) proporcionou novas estimativas do custo de vida para essas regiões. Ainda a partir da literatura consultada, foram incluídas algumas variáveis no modelo econométrico para captar os efeitos de amenidades, aqui medidas em termos de temperatura, precipitação, número de estabelecimentos escolares, taxa de homicídios, número de leitos nos hospitais e tamanho da frota de veículos.

3. Metodologia

Este estudo parte do modelo proposto por Winters (2009), que apresentou um modelo que relaciona o nível de preços e os salários entre cidades e regiões. Esse modelo admite as seguintes pressuposições básicas: as firmas produzem apenas dois bens, X_1 e X_2 , com retornos constantes de escala, usando como fatores de produção trabalho (N), capital (K) e terra (L), dadas as diferenças locais devido às amenidades (Z). Os produtos marginais do trabalho, do capital e da terra são todos não negativos, e podem tanto aumentar como diminuir, conforme as variações das amenidades. O preço do capital é determinado exogenamente, e normalizado para a unidade, enquanto que os preços do trabalho (W) e da terra (P_L) são determinados de forma competitiva no mercado local.

Os trabalhadores maximizam utilidade sujeita a uma restrição orçamentária. A função utilidade indireta pode ser expressa na relação entre salários e preços de X_1 e X_2 , dadas as amenidades locais:

$$V = V(W, P_1, P_2; Z) \quad (1)$$

Tomando o diferencial de ambos os lados da expressão (1), e aplicando a identidade de Roy⁵, para $dV = 0$, tem-se que:

$$dW = X_1 dP_1 + X_2 dP_2 - P_Z dZ \quad (2)$$

Dividindo a expressão (2) por W e convertendo-a para a forma logarítmica, obtém-se:

$$d \ln W = \left(\frac{P_1 X_1}{W} \right) d \ln P_1 + \left(\frac{P_2 X_2}{W} \right) d \ln P_2 - \left(\frac{P_Z}{W} \right) dZ \quad (3)$$

A expressão (3) mostra que, controlando os efeitos das amenidades, um aumento de 1% no preço de X_1 , por exemplo, necessitaria de um aumento no salário igual ao que é gasto do salário (ou parcela desse) com X_1 , para a utilidade se manter constante. O mesmo é válido para o bem X_2 . Assim, a elasticidade entre preços e salários para um determinado bem deve ser igual à parcela do orçamento gasto nesse mesmo bem. Dessa forma, se temos que a soma dos gastos de consumo é equivalente ao total da renda do trabalho, $P_1 X_1 + P_2 X_2 = W$, então um aumento de 1% nos preços dos bens requer um aumento também de 1% na renda do trabalho, a fim de se manter a utilidade igual. Assumindo que não há restrição de migração ou mobilidade entre regiões, e que os trabalhadores possuem habilidades homogêneas, esse modelo sugere que deve haver compensação salarial para diferenças de preços entre as regiões.

Winters (2009) sugeriu o seguinte modelo econométrico para testar a hipótese da compensação salarial para as diferentes regiões:

$$\ln W_{ij} = X_{ij} \beta + \theta \ln P_j + \gamma Z_j + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

em que: W_{ij} é o salário recebido pelo trabalhador i na cidade j ; X_{ij} é o vetor de características pessoais (educação, gênero, raça, etc.) do trabalhador i na cidade j ; P_j é o nível de preços na cidade j ; Z_j é o vetor de amenidades da cidade j ; ε_{ij} é o termo de erro, com média zero.

Ao estimar a expressão (4) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), as elasticidades entre custos e salários obtidas representam compensações que os trabalhadores recebem ao residirem em locais com altos custos de vida e diferentes amenidades.

Neste trabalho, especificamente, pretendeu-se verificar se existe compensação entre os níveis de custos de vida e os salários. Não obstante, foi também verificado o impacto das amenidades sobre os salários. Além da estimação do modelo, foi empregado adicionalmente um teste de hipótese (Wald) para averiguar se os coeficientes estimados da regressão de salários em função dos custos poderiam ser considerados estatisticamente iguais aos pesos dos grupos dentro do orçamento familiar, conforme as pressuposições do modelo de Winters (2009). Ademais, para testar a robustez dos dados e corrigir possíveis vieses decorrentes de endogeneidade das variáveis explicativas no modelo, ou seja, os índices do custo de vida considerados, foram empregados o método dos mínimos quadrados em dois estágios (*2 Stage Least Squares*) e o método dos momentos generalizados (*Generalized Method of Moments*), sendo o primeiro uma aplicação específica do segundo. Após realizadas as estimativas, foram aplicados testes de validação dos instrumentos propostos. Diante das hipóteses de endogeneidade, métodos de estimação GMM e 2SLS proporcionam estimativas mais consistentes e eficientes, do que no método de MQO (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

⁵ Para derivação da identidade de Roy, ver Silberberg e Suen (1990), p. 315.

4. Base de dados

A expressão (4) foi estimada com base nos índices de custo de vida calculados por Almeida e Azzoni (2016) para os anos de 1996, 2003 e 2009 em 11 regiões, sendo elas: as regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Fortaleza, Belém, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, mais o Distrito Federal e Goiânia. Os índices de custo utilizados foram: educação, saúde e despesas pessoais, alimentação, transporte e habitação.⁶

Já os dados sobre os trabalhadores, como renda do trabalho (salário), sexo, idade, condição na família (chefe de família, filho, cônjuge e outros) e total de filhos, foram retirados da POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) publicada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) referente aos anos de 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009 totalizando um total de 32.630 indivíduos. Também foram retiradas dessa base de dados variáveis de controle *dummies* para setores, sendo que estes foram divididos em (a) privado, para indivíduos que trabalham no setor privado; (b) público, para indivíduos que trabalham no setor público; e (c) outro setor, para indivíduos que são empregados domésticos, empregados temporários na área rural, empregadores, indivíduos que trabalham por conta própria e trabalhadores na produção para próprio consumo.

Com o intuito de verificar as diferenças entre as regiões metropolitanas, foram incluídas 4 binárias regionais: 1) a variável região_nordeste, junção da região Norte (RM de Belém) e Nordeste (RMs de Fortaleza, Recife e Salvador), que representou cerca de 35,8% da amostra de indivíduos; 2) a variável região_centro-oeste, correspondente ao Centro-Oeste, (DF e Goiânia), que representou 13,6% da amostra; 3) região Sul (região_sul) que englobou as RMs de Curitiba e Porto Alegre, representando 15,7% da amostra; e, finalmente, 4) a região Sudeste (região_sudeste), contando com as RMs de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte, representando 34,8% da amostra total. Além disso, também foi incluída a variável população (pop) em termos percentuais (%) que corresponde a parcela da população residente em cada uma das RMs para equilibrar o tamanho das regiões metropolitanas.

As medidas de amenidades consideradas e extraídas de outras fontes foram:

1. Número de estabelecimentos escolares (estabelecimentos_escola): corresponde ao número de estabelecimentos escolares da educação básica, que englobam o ensino fundamental e o ensino médio. Os dados são do INEP (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira) para os anos de 1996, 2003 e 2009, sendo o nível estadual uma *proxy* para regiões metropolitanas;
2. Taxa de homicídios (tx_homicidios): correspondente à taxa de homicídios por 100.000 habitantes. Esses dados foram retirados do IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), para os anos de 1996, 2003 e 2009 para regiões metropolitanas;
3. Tamanho da frota (num_frotas): significando o número de veículos. Os dados foram extraídos do DENATRAM (Departamento Nacional de Trânsito) para os anos de 1998 (*proxy* para 1996), 2003 e 2009, utilizando o nível estadual como uma *proxy* para as regiões metropolitanas;
4. Temperatura e precipitação: ambas retiradas da base de dados do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET);
5. Número de leitos nos hospitais: dados extraídos do DATASUS para regiões metropolitanas para os anos de 1996, 2002 e 2009.

⁶ Como sugerido por um dos pareceristas anônimos, a falta de variabilidade das variáveis regionais (no caso do presente trabalho, os custos de vida) pode produzir estimativas viesadas. Uma alternativa seria o emprego de modelos lineares hierárquicos ou multinível, que permitem que a variabilidade da variável resposta possa ser explicada pelas variáveis explicativas em diferentes níveis, já que esses métodos de estimação garantem que o pressuposto da independência das observações não seja violado. No entanto, a estimação desses modelos sob o arcabouço de variáveis instrumentais está além do escopo deste trabalho, de modo que é uma alternativa para trabalhos futuros.

A série do PIB-municipal (pib_municipal) a preços constantes de 2000, extraída do IPEA para os anos de 1996, 2003 e 2009, foi utilizada com uma *proxy* da renda das regiões metropolitanas.

Segundo Winters (2009), com base no trabalho seminal de Roback (1982), as amenidades poderiam afetar salários e custos de vida independentemente, como proposto na equação 4. Como o próprio autor sugere, não existe uma especificação mais robusta de amenidades que pudesse captar completamente o diferencial da qualidade de vida entre as cidades. Winters (2009), por exemplo, realizando a mesma análise comparando cidades, utilizou temperatura, precipitação, percentual de terra coberto por água, índices de criminalidade, indicadores topográficos e de poluição e binárias de controle para tamanho da população entre as cidades. No entanto, o autor omitiu em sua análise o impacto dessas sobre os salários, com exceção de binárias para regiões.

As médias e desvios-padrão de todas as variáveis pertencentes à amostra de 32.630 indivíduos estão apresentados na Tabela 1. A unidade de referência com a qual se trabalha é o indivíduo. Os resultados descritos nessa tabela indicam que a renda média dos trabalhadores assalariados presentes na amostra cresceu pouco entre os anos de 1996 e 2009 nas regiões metropolitanas, em termos reais. Já as variáveis de custo mostram que os custos médios de educação, saúde, alimentação tiveram um aumento em seus índices, enquanto os custos médios de transporte e habitação apresentaram uma pequena diminuição quase imperceptível. Os valores também sugerem que a idade média dos indivíduos considerados na amostra aumentou no período, acompanhando o aumento da expectativa de vida dos brasileiros. A participação dos homens na amostra diminuiu durante o período da pesquisa, sendo que em 1996 eram 61%, passando para 53% em 2009.

Tabela 1 - Média e Desvio-Padrão das Variáveis

Variáveis	1996		2003		2009	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
Rentrab [†]	1.598,37	30,08	1.379,45	25,57	1.865,91	42,63
Custo educ.	1,00743	0,003357	1,0114	0,003503	1,01280	0,002631
Custo saúde e pessoais	1,00513	0,00163	1,00137	0,001879	1,00988	0,00178
Custo alimen.	0,998455	0,000733	0,99588	0,000681	1,00106	0,00058
Custo transp.	1,0076	0,001746	0,99423	0,000837	1,001	0,000765
Custo habit.	1,00648	0,002422	0,99316	0,002132	1,00303	0,001417
Idade	33,30	0,21	33,72	0,18	36,18	0,17
Sexo	0,61	0,01	0,55	0,01	0,53	0,01
Chefe	0,43	0,01	0,47	0,01	0,48	0,01
Filho	0,33	0,01	0,25	0,01	0,24	0,01
Outros	0,09	0,00	0,08	0,00	0,06	0,00
Privado	0,28	0,01	0,27	0,01	0,30	0,01
Público	0,06	0,01	0,20	0,01	0,17	0,005
Outro Setor	0,66	0,01	0,53	0,01	0,53	0,01
Total filhos	1,1011	0,02	1,02	0,02	0,96	0,017
População (%)	0,1975	0,0018	0,1885	0,0019	0,1783	0,0016
Temperatura	21,55	0,025	22,60	0,04	22,72	0,04
Precipitação	150,58	0,35	123,86	0,47	162,92	0,35
Estab. escola.	13.902,85	61,99	17.219,02	105,50	17.097,43	117,39
Txhomic.	46,45	0,20	48,19	0,14	31,76	0,20
PIB munic.	75.500.000	81.3693,8	75.300.000	1.034.678	92.200.000	1.106.432
Núm. Frotas	4.251.194	57.910,97	5.976.284	85.050,72	8.756.998	11.0439,1
Núm. Leitos	28.731	212,84	25.245	203	23.406	190,109
No. Obs. ⁷	15.504		7.551		9.575	

Total de observações = 32.630

[†] Deflacionado com base no INPC (Base=2013).

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos microdados da POFs e de outras fontes do IBGE.

⁷ Para a estimação das regressões na próxima seção, optou-se por trabalhar com a amostra ampliada, e os pesos de amostragem utilizados são os mesmos adotados pelo IBGE para a concepção do inquérito.

Os indivíduos na condição de chefe de família tiveram maior participação, aumentando de 43% para 48%, diferentemente dos indivíduos na condição de filho, que, além de terem menor participação, tiveram diminuição em seu percentual, de 33% para 24%. Isso pode estar relacionado com o fato de os jovens saírem cada vez mais cedo da casa dos pais para estudar, ou mesmo para iniciar carreira profissional, saindo assim da condição de filho e assumindo a condição de chefe. Para o último ano da pesquisa utilizada, observa-se que aproximadamente 30% dos indivíduos considerados na amostra trabalhavam no setor privado, 17% trabalhavam no setor público e 53% se situavam em outros setores. Já o número médio de total de filhos decresceu com o passar dos anos, indicando menor taxa de fecundidade das mulheres. A média de estabelecimentos escolares cresceu significativamente, comportamento também notado para o PIB municipal e para o tamanho médio da frota em cada região, que cresceu mais do que o dobro. A taxa de homicídios média teve queda de aproximadamente 15% nas regiões metropolitanas. Já as médias observadas para temperatura e precipitação não tiveram alterações significativas, enquanto observou-se uma redução do número de leitos dos hospitais dentro das RMs.

Hipóteses podem ser feitas em relação aos sinais esperados dos coeficientes para algumas das variáveis utilizadas no modelo. Uma vez que a renda do trabalho (salário) entra como variável dependente, é esperado um coeficiente positivo para os custos de educação, saúde e despesas pessoais, alimentação, transporte e habitação, pois espera-se que variações positivas nesses custos ocasionem variações positivas nos salários. Para as variáveis de idade, e idade ao quadrado, são esperados coeficientes positivo para o primeiro e negativo para o segundo, considerando que a renda cresce com o aumento da idade, mas cresce a taxas decrescentes. É esperado também um coeficiente positivo para a variável de gênero, pois tem-se registrado que homens ainda auferem maiores rendimentos do que mulheres. Quanto aos sinais dos coeficientes de chefe e filho, espera-se que sejam um positivo e outro negativo, respectivamente, pois indivíduos na condição de chefe de família têm mais experiência e estão próximos da metade ciclo de vida de rendimento, enquanto os indivíduos na condição de filho são mais jovens e estão no começo de suas carreiras profissionais.

5. Resultados

O primeiro método de estimação baseado na expressão (4) corresponde ao método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A variável dependente é o logaritmo natural do salário (renda do trabalho) e as variáveis explicativas são os logaritmos naturais dos custos de vida dos grupos, que foram considerados exógenos, além do vetor de características pessoais que inclui idade, idade ao quadrado, sexo, condição na família (chefe, filho, cônjuge, outros⁸, sendo a categoria cônjuge a base), setor em que trabalha (privado, público ou outro setor, sendo a categoria privada a base), total de filhos, mais as variáveis consideradas como amenidades (estabelecimentos escolares, taxa de homicídios, número de leitos hospitalares, temperatura, precipitação e número de veículos), PIB municipal e população da RM, duas binárias para os anos de 1996 e 2003 – com o intuito de captar diferenças entre as pesquisas e os contextos históricos nos quais estavam implementados, e três binárias regionais, sendo a região sudeste a considerada como base.

Em relação à especificação do modelo representado pela expressão (4), é importante relembrar que: 1) apenas as rendas mensais de trabalhadores que obtiveram algum rendimento na forma de salário foram consideradas como variável dependente nos modelos estimados; 2) diferenças regionais de salário podem ser explicadas pelas amenidades locais, e que o valor das amenidades se refletiriam também no preço da terra (imóvel) e no aluguel, afetando os custos de vida (ROBACK, 1982; WINTERS, 2009). A exata decomposição desse efeito dependeria do impacto das amenidades locais na produção e da estrutura de preferências dos consumidores. Portanto, a lista de amenidades acima mencionadas mais o PIB municipal foram consideradas como variáveis explicativas no método OLS, e como instrumentos nos métodos de GMM e 2SLS. Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 2.

⁸ Para a categoria outros, estão presentes os indivíduos que são: outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico.

Tabela 2 - Resultados Regressão: variável dependente é o ln da renda do trabalho (salário) mensal

	MQO	GMM	2SLS
Incusto_educação	-0,0503 (0,1151)	-0,0711 (0,1774)	-0,1177 (0,1826)
Incusto_habitação	0,2697** (0,1229)	0,8176*** (0,2138)	0,8041*** (0,2142)
Incusto_saúde e pessoais	-0,6993** (0,3231)	0,8381*** (0,2798)	0,8706*** (0,2817)
Incusto_alimento	-0,0473 (0,3767)	0,0951 (0,3281)	0,0376 (0,3318)
Incusto_transporte	0,6001*** (0,1197)	0,4770** (0,2403)	0,4778** (0,2402)
Idade	0,0193*** (0,0006)	0,0191*** (0,0011)	0,0192*** (0,0011)
idade2	-0,0000224*** (0,0000)	-0,0000222*** (1,28e-06)	-0,0000223*** (1,28e-06)
Sexo	0,2205*** (0,0133)	0,2188*** (0,0211)	0,2198*** (0,0211)
Chefe	0,1744*** (0,0186)	0,1774*** (0,0298)	0,1767*** (0,0298)
Filho	-0,1242*** (0,0222)	-0,1222*** (0,0370)	-0,1235*** (0,0370)
Outros	-0,2512*** (0,0256)	-0,2530*** (0,0411)	-0,2522*** (0,0411)
estab_escola	5,94e-06** (2,61e-06)	-	-
tx_homicídios	0,0030*** (0,0011)	-	-
pib_munic	6,73e-09*** (1,49e-09)	-	-
Temperature	0,0025 (0,0113)	-	-
núm_frotas	-3,23e-08*** (7,97e-09)	-	-
Precipitação	0,0019*** (0,0003)	-	-
núm_leitos	-0,0000178** (7,27e-06)	-	-
Pop	0,4475 (1,1084)	-0,4270 (0,2516)	-0,3819 (0,2549)
outro_setor	0,0456*** (0,0130)	0,0457** (0,0199)	0,0460** (0,0199)
Público	-0,0128 (0,0204)	-0,0139 (0,0307)	-0,0136 (0,0307)
região_nordeste	-0,5651*** (0,0879)	-0,1639** (0,0673)	-0,1813*** (0,0692)
região_centro-oeste	0,1572** (0,0702)	0,0075 (0,0671)	0,0151 (0,0674)
região_sul	0,1595** (0,0653)	0,1380*** (0,0272)	0,1384*** (0,0273)
total_filhos	-0,0438*** (0,0055)	-0,0447*** (0,0093)	-0,0442*** (0,0093)
Controle de ano	Sim	Sim	Sim
Constante	1,7681* (1,0401)	0,0302 (0,6926)	0,0419 (0,6976)
N	32.630	32.630	32.630
R ²	0,22	0,22	0,22
F	345,64		
Wald		5.716,34	5.532,70

Erros padrão em parênteses abaixo dos coeficientes. Nota: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Pode ser observado, nos resultados da Tabela 2, que maiores salários estão associados a maiores números de estabelecimentos escolares, taxa de homicídios, nível de precipitação e PIB municipal, embora o efeito seja baixo. Aumentar a frota de veículos e o número de leitos está associado a reduções de salário, com efeito também baixo. Os coeficientes de temperatura e população não foram estatisticamente significativos aos níveis padrão mais usuais. Ao contrário de alguns trabalhos da literatura internacional, que verificaram uma participação importante de amenidades para explicar as diferenças de salários regionais, no Brasil esse impacto é menos importante. O coeficiente da variável idade é positivo e da idade ao quadrado é negativo, indicando que os salários aumentam com a evolução da idade, mas que esse crescimento se dá a taxas decrescentes. Indivíduos do sexo masculino ou chefes de família recebem maiores salários quando comparados às mulheres e cônjuges, enquanto que indivíduos na situação de filho possuem menores salários, quando comparados a indivíduos que são cônjuges. As *dummies* para os anos são significativas, o que indica que existem diferenças entre os anos da pesquisa.

Analisando apenas os resultados dos coeficientes dos custos de vida na estimação por MQO, isto é, ainda sem estarem instrumentalizados, o maior impacto positivamente associado a salários refere-se aos custos de transporte, seguidos pelos custos de habitação, ambos positivos e estatisticamente significativos ao nível de 5% ou menos. O resultado é esperado, já que os grupos de bens e serviços que compõem esses dois índices representaram juntos, em média, 50% dos orçamentos familiares e estão associados ao tamanho das cidades. Quanto maior a competição pelo espaço, maior o custo da terra e, conseqüentemente, da habitação. Maiores custos de habitação levam à maior dispersão geográfica das moradias e atividades, levando a maiores custos de transporte. O resultado para alimentação, item também importante na cesta de consumo, mostrou-se não estatisticamente significativo e com sinal negativo. Uma das hipóteses é que esse grupo pode estar associado à maior eficiência e competitividade do setor em cidades mais densas, e de maiores salários, gerando preços menores dos itens alimentícios. Ou que o setor de alimentos, envolvendo supermercados e demais estabelecimentos da cadeia de alimentação, seja homogêneo entre as cidades, praticando preços mais similares do que os dos outros dois grupos. Resultado estatisticamente significativo e inesperado foi observado para o grupo de saúde e despesas pessoais possivelmente por problemas de endogeneidade do modelo. O coeficiente para o custo de vida com educação mostrou-se negativo, mas não estatisticamente significativo.

Pode-se pressupor que se existem problemas de endogeneidade entre custos e salários, as estimativas obtidas podem ser viesadas e ineficientes, indicando a necessidade de métodos de estimação alternativos. Procurou-se, então, atribuir o impacto das amenidades selecionadas sobre os custos de vida, como sugerido por Roback (1982) e Winters (2009). Essas foram então usadas como instrumentos para os índices dos custos de vida. Antes, uma série de testes foi executada para checar formalmente a hipótese de endogeneidade das variáveis (os índices de custos de vida) e a validade dos instrumentos escolhidos para os modelos GMM e 2SLS. Todos os testes realizados (Durbin, J de Hansen, Sargan e Wu-Hauman) estão apresentados na Tabela A1 no Apêndice. Em resumo, nos dois métodos empregados, GMM e 2SLS, pode-se corroborar as hipóteses de que as variáveis de custos consideradas potencialmente endógenas são de fatos endógenas, e que os instrumentos empregados são válidos.⁹

De fato, como observado nas colunas 2 e 3 da Tabela 2, quando considerados endógenos, os coeficientes dos grupos alimentação e saúde e despesas pessoais tornam-se positivos, tanto na estimação por GMM quanto por 2SLS. Ademais, o coeficiente do grupo custos de saúde e despesas pessoais mostrou-se positivo e estatisticamente significativo, com valores muito parecidos nos métodos 2SLS e GMM, em torno de 0,85. Habitação e transporte continuam impactando os salários como foi observado na estimação MQO. Assim, os resultados da estimação por métodos que controlam a endogeneidade indicam que a maior correlação com salários ocorre com o grupo saúde

⁹ Ressalta-se que, mesmo tendo passado em todos os testes possíveis, a validade dos instrumentos, como em qualquer análise empírica, deve sempre ser considerada questionável (LE, 2009).

e despesas pessoais, vindo o grupo habitação em segundo e o grupo transporte em terceiro. Os custos de vida dos grupos educação e alimentação não apresentam correlação com os salários.

Diante desses resultados, o que se pode concluir? Afinal, existe ou não compensação de salários diante aumento dos custos de vida nas regiões metropolitanas? Isto é, como ilustrado por Winters (2009), ao controlar as amenidades, o nível dos salários acompanharia os níveis de custo de vida? Por exemplo, se o preço do transporte aumenta 1% e o consumidor gasta 30% da sua renda com transporte, seu salário deveria aumentar em 0,3%. Portanto, os coeficientes dos índices de custo de vida devem ser comparados com a participação de cada grupo de consumo no orçamento familiar.¹⁰

Assim, testou-se a hipótese de que cada coeficiente estimado é igual ao peso do grupo respectivo no orçamento.¹¹ Para tanto, aplicou-se o teste de Wald, que segue uma distribuição *qui-quadrado*, uma vez que se está trabalhando com grande amostra. Os resultados para cada coeficiente estão descritos na Tabela 3 e corroboram estatisticamente a hipótese de que os coeficientes estimados apresentaram valores que diferem das respectivas participações nos gastos das famílias. Tanto para saúde e despesas pessoais quanto para habitação e transportes, se somados, os salários mais do que compensam os custos adicionais. Resultado similar foi observado por Winters (2009), que obteve uma estimativa de 0,231 para a variável *non-housing prices*, enquanto que a participação dessa no orçamento era de 0,71%, uma diferença estatisticamente significativa.

Tabela 3 - Testes de Hipóteses

Grupos de custo	GMM	2SLS
Habitação (29,6%)	5,95**	5,62**
Saúde e Despesas Pessoais (12,9%)	6,42**	6,93***
Transporte (17,7%)	2,59	2,92*
Habitação+Saúde e Despesas Pessoais + Transporte (60,2%)	30,60***	31,27***
Habitação+Saúde e Despesas Pessoais +Transporte + Alimentação + Educação (88,3%)	7,22***	6,15**

Nota: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Considerando que as variações salariais mais do que compensam as variações de gastos nos três grupos destacados (com exceção do teste do grupo transporte do resultado GMM), pode-se concluir que salários elevados mais do que compensam os aumentos no custo de vida, após controlarem-se pelas amenidades. Os itens de custo mais significativos, em termos de associação com as diferenças de salários ao nível regional, são aqueles associados à infraestrutura, e mostram que as pessoas que aceitam viver em regiões onde há elevado custo associado à habitação, saúde e transporte, em geral, obtêm compensação de salários significativamente superior à participação média desses custos nos gastos da família. Sendo assim, há incentivo para que famílias procurem cidades com maiores níveis de salários, já que os aumentos do custo de vida que deverão enfrentar terão proporção menor do que os aumentos de salário, deixando um saldo positivo.

6. Considerações finais

Estudos relacionados a questões regionais voltam a ganhar importância, uma vez que o mercado de trabalho está sofrendo grandes alterações, em diferentes níveis, por causa das mudanças da economia no contexto nacional. Apesar das regiões metropolitanas serem uma parcela significativa do mercado nacional, estudos referentes aos mercados de trabalho estaduais ou ainda no nível

¹⁰ Winters (2009) utilizou um índice geral de preços e, no seu caso, a compensação plena ocorre quando a variação percentual observada no (coeficiente) custo de vida é igual à variação percentual no salário. Nós agradecemos a um dos pareceristas anônimos por ter chamado a atenção para esse ponto.

¹¹ Os pesos no orçamento familiar que foram utilizados nos testes correspondem aos valores referentes às médias dos anos disponíveis: 5,4% (educação), 29,6% (habitação), 17,7% (transporte), 12,9% (saúde) e 22,7% (alimentação). A diferença para 100% refere-se à parcela dos gastos mensais com roupas e acessórios, a qual não foi utilizada na análise.

microrregional devem ser realizados com o intuito de trazer contribuições importantes para as questões referentes ao desenvolvimento regional.

Sob a hipótese de ausência de barreiras à migração, trabalhadores que migram para regiões com maiores custos poderiam não ser totalmente compensados em termos de rendimentos. Como os resultados indicam que há sobre compensação em três grupos e para os demais grupos a associação entre salários e custo de vida não é significativa, pode-se concluir que os salários em geral mais do que compensam os níveis de custo de vida. Isso é particularmente verdade com os grupos habitação, transporte e saúde e despesas pessoais. Os dois primeiros estão muito associados ao tamanho de cidade, pois, em última análise, estão relacionados à competição pelo espaço urbano. Como espaço apresenta oferta inelástica, maiores níveis populacionais implicam maior dispersão geográfica das atividades econômicas e da população, acarretando maiores gastos e tempo de transporte. Isso acrescenta valor a localidades residenciais próximas a centros de emprego, processo que se materializa em maiores gastos com habitação.

Esses resultados apontam para vantagens líquidas para trabalhadores localizados em cidades que apresentam maiores níveis salariais, já que os aumentos em custos de vida, em comparação a cidades em que os salários são menores, são mais do que compensadores. Uma possível forma de acomodação seria pagar maiores custos de transporte em troca de menores custos de habitação. Como ambos os grupos apresentam sobre compensação em relação a salários, não parece ser esse o caso nas regiões consideradas. Dadas essas vantagens, os sinais emitidos pelos mercados de trabalho das cidades com maiores níveis salariais são no sentido de atrair mais trabalhadores. Por outro lado, não se considerou o tempo gasto em deslocamentos internos a cada região, assim como outros aspectos ligados ao bem-estar dos trabalhadores. Esses últimos sinalizariam de forma contrária, tornando-se menos atrativos para novos trabalhadores. Sendo prevaletes os primeiros, haveria a tendência de crescimento contínuo dos grandes aglomerados urbanos, com as externalidades negativas conhecidas. O crescimento moderado observado nessas áreas, entretanto, parece indicar que o segundo grupo de efeitos pode estar compensando os efeitos do primeiro, mantendo os níveis populacionais comparativos em relativa estabilidade.

Referências

- ALBOUY, D. Are big cities really bad places to live? Improving quality-of-life estimates across cities. *Ann Arbor*, Cambridge, v. 1001, n. 14472, p. 1-33, 2008.
- ALMEIDA, A. N.; AZZONI, C. R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996–2014. *Estudos Econômicos*, v. 46, n. 1, p. 253-276, 2016.
- AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science*, Berlim, v. 35, n. 1, p. 133–152, 2001.
- AZZONI, C. R.; GUILHOTO, J.; SILVEIRA, F. G.; MENEZES, T.; HADDAD, E. A.; HAZEGAWA, M. Commodity price changes and their impacts on poverty in Developing Countries: the Brazilian case. *Studies in Regional Science*, Cambridge, v. 39, n. 1, p. 131-147, 2009.
- AZZONI, C. R.; SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. *Papers in regional science*, Malden, v. 81, n. 2, p. 157-175, 2002.
- BEESON, P. E.; EBERTS, R. W. Identifying productivity and amenity effects in interurban wage differentials. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 71, n. 3, p. 443-452, 1989.
- BERGER, M. C.; BLOMQUIST, G. L.; PETER, K. S. Compensating differentials in emerging labor and housing markets: Estimates of quality of life in Russian cities. *Journal of Urban Economics*, Atlanta, v. 63, n. 1, p. 25–55, 2007.

- BRASIL – Ministério da Saúde. DATASUS. Informações de Saúde. Disponível em: <<http://www.datasus.gov.br>>. Acesso em 15 abr. 2016.
- CAMERON, A.; TRIVEDI, P. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. 1056 p.
- DENATRAN – Departamento Nacional de Trânsito. Disponível em: <<http://www.denatran.gov.br>>. Acesso em: 02 jul. 2015.
- DUMOND, J. M.; HIRSCH, B. T.; MACPHERSON, D. A. Wage differentials across labor markets and workers: does cost of living matter? *Economic Inquiry*, Eugene, v. 37, n. 4, p. 577–598, 1999.
- DURANTON, G. Urban evolutions: the fast, the slow and the still. *The American Economic Review*, v. 97, n. 1, p. 197-221, 2007.
- ELLISON, G.; GLAESER, E. L. The geographic concentration of industry: does natural advantages explain agglomeration? *The American Economic Review*, v. 89, n. 2, p. 311-316, 1999.
- GREENWOOD, M. J.; HUNT, G. L.; RICKMAN, D. S., TREYZ, G. L. Migration, regional equilibrium and the estimation of compensating differentials. *American Economic Review*, Pittsburgh, v. 81, n. 5, p. 1382-1390, 1991.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 03 jul. 2015.
- INEP – Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira. Sinopses Estatísticas da Educação Básica. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br>>. Acesso em: 02 jul. 2015.
- INMET – Instituto Nacional de Meteorologia. Disponível em: <<http://www.inmet.gov.br>>. Acesso em: 02 jul. 2015.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 03 jul. 2015.
- KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.
- LE, K. T. Shadow wages and shadow income in farmers's labor supply functions. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 91, n. 3, p. 685-696, 2009.
- MENEZES, T. A.; SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. Demography and evolution of regional inequality. *The Annals of Regional Science*, Berlim, v. 49, n.3, p. 643–655, 2012.
- ROBACK, J. Wages, rents, and amenities: differences among workers and regions. *Economic Inquiry*, Eugene, v. 26, n. 1, p. 23-41, 1988.
- ROBACK, J. Wages, rents, and the quality of life. *The Journal of Political Economy*, v. 90, n. 6, p. 1257-1278, 1982.
- SAVEDOFF, W. D. Os diferenciais regionais de salários no Brasil: segmentação *versus* dinamismo da demanda. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 521-556, 1990.

- SERVO, L. M. S. Diferenças de salários no Brasil: uma análise para as regiões metropolitanas. In: *Anais do Encontro Nacional de Economia*, 27., Belém, 1999. Belém: Associação Nacional de Centros de Pós-Graduação em Economia, v. 3, p. 1869-1986, 1999.
- SILBERBERG, E.; SUEN, W. *The structure of economics: a mathematical analysis*. 2ª. ed. New York: McGraw-Hill, 1990. 686 p.
- SILVA, A. S. P.; SCHERER, C. E. M.; PORSSE, A. A. A nova classe média: alterações de consumo e seus efeitos regionais. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 5, n. 1, p. 1-15, 2012.
- SIMÃO FILHO, J.; FREGULIA, R. S.; PROCÓPIO, I. V. Pobreza e desigualdade de renda nas cidades médias brasileiras. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 06, n. 1, p. 16-36, 2012.
- WINTERS, J. V. Wages and prices: Are workers fully compensated for cost of living differences? *Regional Science and Urban Economics*, Montgomery, v. 39, n. 5, p. 632–643, 2009.

Apêndice

Tabela A1 - Testes de instrumentos e endogeneidade

Testes	GMM	p-valor	2SLS	p-valor
J de Hansen	1,31318	0,5186		
Durbin	39,7483	0,0000	34,4598	0,0000
Sargan			1,56485	0,4573
Wu-Hausman			7,79764	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores.

PROVÁVEIS IMPACTOS DE UM ACORDO PREFERENCIAL DE COMÉRCIO ENTRE O MERCOSUL E A UE PARA OS PRODUTOS INDUSTRIALIZADOS BRASILEIROS*

Marina Milani Almeida

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)

E-mail: millanimarina@gmail.com

Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos

Professor no Departamento de Economia e no Programa de Pós-Graduação em

Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)

E-mail: claudio.foffano@ufjf.edu.br

RESUMO: O presente estudo objetivou analisar os prováveis impactos de um acordo comercial entre Mercosul e UE para o comércio brasileiro, com foco nos produtos industrializados para o ano de 2014. A metodologia de cálculo utilizada para estimar a criação e o desvio de comércio empregou o modelo de equilíbrio parcial computável baseado em Laird e Yeats (1986). Consideraram-se duas situações, a primeira caracterizada pela hipótese de formação de uma área de livre comércio com tarifa zero para todo o fluxo comercial dentro do bloco e a segunda considerando plano de integração comercial com seus percentuais de liberalização tarifária de acordo com a proposta europeia encontrada em Kume *et al.* (2004). Os resultados apontam para o comércio líquido positivo no ano analisado, obtendo resultados negativos apenas em um grupo tarifário, o grupo de preferências fixas. Isso significa que o efeito criação de comércio foi maior que o desvio, então, nesses casos, o acordo preferencial aumentaria o bem-estar brasileiro.

Palavras-Chave: Mercosul; União Europeia; Acordo preferencial de comércio; Criação de comércio; Desvio de comércio.

Classificação JEL: F14; F15.

ABSTRACT: This present study estimates the impacts of a trade agreement between Mercosur and the UE for the industrial Brazilian products from 2014. The calculations used to estimate the trade creation and trade diversion were performed from computable partial equilibrium model based on Laird and Yeats (1986). It considered two scenarios, the first is characterized by the possibility of construction a free trade area with zero tariff for the entire business flow within the block, and the second considering trade integration plan with their percentage of tariff liberalization according to European proposal found in Kume *et al.* (2004). The results point to the positive net trade in the average of the year analyzed, with negative result only in a tariff group, the group of fixed preferences. This means that the effect of trade creation was higher than the deviation, and then in such cases the preferential agreement would increase the Brazilian welfare.

Keywords: Mercosur; European Union; Trade agreement; Trade creation; Trade diversion.

JEL Code: F14; F15.

1. Introdução

Segundo Savini (2001), as negociações entre Mercosul e UE foram iniciadas menos de um mês após a assinatura do Tratado de Assunção, a reunião entre os líderes dos dois blocos tinha como objetivo lançar a ideia de um acordo de cooperação institucional. Esse acordo foi concretizado em maio de 1992 e, quando o México se aderiu ao Nafta, a ideia de ampliar o comércio com o Mercosul ganhou força na UE.

Desde então, foram feitas algumas concessões por ambas as partes, mas não chegaram a nenhuma decisão definitiva, pois nota-se uma diferença significativa entre as exigências de cada bloco e por isso é relevante avaliar os efeitos dessas propostas, caso fossem aceitas, para a economia brasileira, visto que o Brasil é um importante membro do Mercosul e possui uma posição de destaque frente ao bloco.

O acordo comercial entre Mercosul e UE beneficiaria a economia brasileira, uma vez que, em termos de formação, o Brasil exporta principalmente produtos primários e seus derivados, enquanto importa predominantemente bens manufaturados, 28,5% do total abrangem os produtos químicos, plásticos e borracha e 53,5% do total, bens de capital (KUME *et al.*, 2004).

A hipótese levantada neste trabalho é a de que haja criação de comércio para a indústria brasileira, pois, por meio das conclusões obtidas em Kume *et al.* (2004), observou-se uma dificuldade de inserção dos produtos agrícolas devido às quotas e à liberalização restrita desses produtos na UE. O que não ocorreria com os produtos industrializados, devido ao fato de que, segundo Batista (2005), existe uma insistência por parte da UE em possibilitar uma ampla liberalização do comércio de bens industriais e, caso prevaleça essa concepção europeia, o acordo não caracterizará uma área de livre comércio propriamente, e, sim, uma área de livre comércio para os produtos industrializados.

Nesse contexto, diante do destaque da economia brasileira nas relações de comércio entre Mercosul e UE, este artigo tem como objetivo avaliar se um possível acordo preferencial de comércio entre o Mercosul e a UE acarretaria criação ou desvio de comércio para a indústria brasileira, considerando o ano de 2014 como referência.

O tratamento desse problema requer uma metodologia que estime os impactos no bem-estar através da criação (deslocamento da produção doméstica gerada pelo aumento da importação advinda da UE) e desvio de comércio (desvio da importação de um terceiro país para um país membro após o acordo) para a economia brasileira. Para isso, foi escolhido o modelo de equilíbrio parcial computável desenvolvido por Laird e Yeats (1986). Esse modelo fornece informações sobre os efeitos comerciais diretos de vários possíveis cenários de liberalização comercial, além de auxiliar os países na avaliação quantitativa sobre as propostas de liberalização comercial em futuras negociações.

Assim, a contribuição deste artigo na literatura consiste no foco aos produtos industrializados brasileiros, visto que o trabalho de Kume *et al.* (2004) faz um apanhado sobre os produtos em geral. Isso se justifica pelo fato de que na proposta de liberalização os produtos agrícolas sofrem uma liberalização mais lenta, ou seja, o período de proteção é mais prolongado que o dos demais, e a representatividade dos produtos agrícolas é de aproximadamente 50% do total em negociação.

Além desta introdução, o artigo está organizado em mais 6 seções. A seção 2 caracteriza as relações entre os dois blocos econômicos e entre Brasil e UE. Por sua vez, a seção 3 traz a revisão de literatura. A seção 4 detalha a metodologia utilizada. A seção 5 apresenta os resultados e, por fim, as considerações finais estão na seção 6.

2. Caracterização das relações comerciais entre o Mercosul e Brasil com a UE

O Mercosul foi iniciado em 1991 com a assinatura do Tratado de Assunção e a partir desse momento começou, no então governo do Presidente Collor, a negociação de uma Tarifa Externa Comum (TEC), que buscava a abertura da economia brasileira para atingir o máximo de equilíbrio possível com a maior liberalização que caracterizava a economia argentina. O Mercosul, na visão dos autonomistas, auxiliaria na implementação de diálogos com outros esquemas de integração latino-

americanos ou até mesmo com outros blocos, como, por exemplo, a UE. Isso iria favorecer a estratégia brasileira de contatos com mercados diferentes, melhoraria as condições para enfrentar o mercado internacional competitivo e com barreiras comerciais (SARAIVA, 2010).

O comércio dentro do bloco multiplicou-se por mais de 12 vezes em duas décadas, saltando de US\$ 4,5 bilhões (1991) para US\$ 59,4 bilhões (2013). Oitenta e sete por cento (87%) das exportações brasileiras para o bloco é composta de produtos industrializados¹. Além disso, observou-se que os ganhos desse acordo comercial para os produtos agrícolas, segundo Kume *et al.* (2004), representaram 78,6% dos ganhos totais, sendo o etanol responsável por metade desse resultado. O crescimento das manufaturas foi pouco expressivo, visto que as tarifas de importações desses produtos são baixas.

Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, em 2014 os principais produtos exportados pelo Brasil eram a soja com 14% da participação total e o minério com 12,6% do total. Sendo que os principais destinos das exportações brasileiras são: Ásia, com 32,7%; seguido da América Latina e Caribe, com 20,5%; desse total, o Mercosul corresponde a 11,1%; e em terceiro a UE com 18,7%. Com relação às importações, os principais produtos importados são combustíveis e lubrificantes com 19,7%; equipamentos mecânicos, com 13,9%; e equipamentos elétricos e eletrônicos, com 11,8%. Os principais países fornecedores do Brasil são Ásia, com 31,1%; UE 20,4%; e América Latina e Caribe com 16,4%, sendo o Mercosul responsável por 8,1% desse valor (BRASIL, 2014).

A UE tem se mostrado um bloco interessante no que diz respeito ao comércio internacional brasileiro, além de ser um bloco relativamente grande, com 28 membros, pode-se observar nos dados anteriores que o bloco tem participado expressivamente do comércio com o Brasil, aparecendo como terceiro destino das exportações brasileiras e segundo fornecedor de produtos.

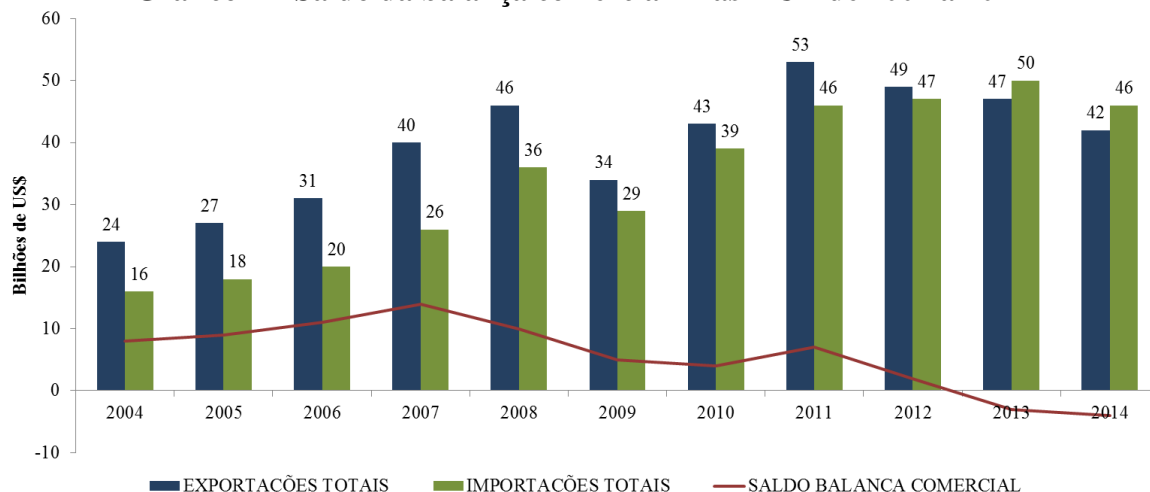
Outro dado interessante a ser analisado é o percurso das exportações totais do Brasil. A série das exportações anuais em dólar disponível no IPEA Data (IPEA, 2015) com dados originais da Secex/MDIC indica um crescimento das exportações brasileiras entre os anos de 2004 e 2008. Em 2004, esses dados estavam em torno de US\$ 20 bilhões, chegando a US\$ 40 bilhões em 2008. A partir de então, observa-se um decréscimo em 2009 para US\$ 28 bilhões aproximadamente, voltando a crescer em 2010, quando atingiu US\$ 36 bilhões, seguindo esse crescimento para o ano de 2011, com US\$ 45 bilhões. E, então, a partir de 2012, tem-se outro decréscimo que aumenta até atingir 2014, sendo que em 2012 as exportações chegaram a US\$ 42 bilhões, em 2013 a US\$ 41 bilhões e em 2014 a US\$ 37 bilhões. Uma possível explicação para esse decréscimo a partir de 2012 pode ser o reflexo da crise econômica vivida pela UE nos anos seguintes a 2010, visto que em 2009 a UE registrou uma descida acentuada, tanto nas exportações quanto nas importações. Esse fato poderia afetar, além do comércio com o Brasil, as relações de acordo com o Mercosul e com os outros países no comércio mundial (EUROSTAT, 2016).

Segundo dados do Ministério das Relações Exteriores de janeiro a novembro de 2014, a UE foi o quarto principal destino das exportações brasileiras, cerca de 18,7% do total exportado. Com relação às importações, o bloco aparece como terceiro principal bloco de origem das importações com 20,5% (BRASIL, 2014).

Com relação ao comércio entre Brasil e UE no período de 2004 a 2014, esse apresentou a princípio uma tendência de crescimento, que logo depois não foi mais identificada. A média de crescimento das exportações nesse período foi igual a 9,19% e das importações 13,58% ao ano, o saldo da balança comercial foi positivo até o ano de 2012, nos dois últimos períodos analisados observam-se valores negativos para tal dado, o que pode ser verificado no Gráfico 1.

¹ Disponível em: <<http://www.mercosul.gov.br/>>. Acesso em: 03 mai. 2015.

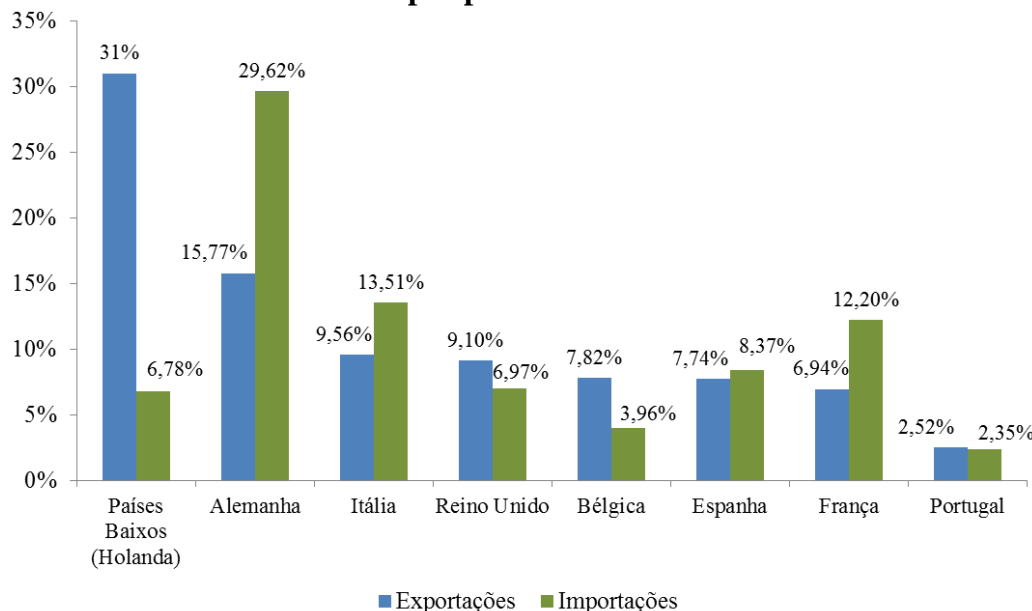
Gráfico 1 – Saldo da balança comercial Brasil–UE de 2004 a 2014



Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponíveis no sistema Aliceweb (2004-2014).

Como foi observado anteriormente, a UE é composta por 28 estados membros, no Gráfico 2 pode-se observar quais desses membros são os principais parceiros comerciais do Brasil no ano de 2014. No que diz respeito à exportação, os Países Baixos (Holanda) lideram a participação no total exportado para a UE com 31%, seguido da Alemanha, com 15,77% e Itália, com 9,56%. Com relação às importações, observa-se que a Alemanha lidera com 29,62%, seguida pela Itália, com 13,51% e França, com 12,20%.

Gráfico 2 – Porcentagem das exportações e importações totais do Brasil para UE por país em 2014



Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponíveis no sistema Aliceweb (2014).

Com o propósito de caracterizar as relações comerciais do Brasil com a UE e conhecer tanto o crescimento ao longo de um período de dez anos (2004 a 2014), quanto as mudanças ocorridas na estrutura do comércio, foram separados e analisados, quanto à tendência de crescimento, os principais

capítulos de produtos comercializados entre os dois parceiros comerciais, de acordo com os dados encontrados no sistema Aliceweb e conforme a caracterização da NBM, ao longo dos dez anos.

Percebe-se que algumas seções que compõem os produtos industrializados aparecem como principais mercadorias exportadas e importadas pelo Brasil, ou seja, possuem maior porcentagem de crescimento anual no comércio Brasil-UE. A primeira seção é a Seção VI (Produtos das indústrias químicas ou das indústrias conexas) que aparece com duas mercadorias obtendo valores percentuais significativos, a de número 29 (Produtos químicos orgânicos) e a de número 38 (Produtos diversos das indústrias químicas), o crescimento médio das exportações da mercadoria 29 é de 11,80% e das importações, 10,31%. Com relação à mercadoria 38, o crescimento médio da exportação é igual a 8,81% e da importação 16,90%.

A Seção VII (Plásticos e suas obras; borrachas e suas obras) possui apenas uma mercadoria apresentando valores percentuais significativos, a de número 39 (Plásticos e suas obras) que possui uma tendência média de crescimento das exportações igual a 15,21% e das importações, 12,86%. A Seção XVI (Máquinas e aparelhos, material elétrico, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som, aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som em televisão, e suas partes e acessórios) possui duas mercadorias. A primeira é a de número 84 (Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos, e suas partes), exibindo tendência de crescimento médio das exportações igual a 6,42% e das importações, 13,10%; a segunda mercadoria, de número 85 (Máquinas, aparelhos e materiais elétricos, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som, aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som em televisão, e suas partes e acessórios) expõe um crescimento médio das exportações igual a 8,07% e das importações 9,84%.

A última seção de produtos industrializados que foram analisados é a Seção XVII (Material de Transporte) possui apenas uma mercadoria como valores percentuais do produto no comércio Brasil-UE representativo, a de número 87 (Veículos automóveis, tratores, ciclos e outros veículos terrestres, suas partes e acessórios) que traz como crescimento médio das exportações, o valor de 6,11% e das importações 17,50%.

Algumas mercadorias analisadas não são consideradas industrializadas, mas são de relevante análise para o comércio entre Brasil e UE por apresentarem números de exportação e importação consideráveis. É o caso das de número 9 (Café, chá, mate e especiarias), 12 (Sementes e frutos oleaginosos; grãos, sementes e frutos diversos; plantas industriais ou medicinais; palhas e forragens), 23 (Resíduos e desperdícios das indústrias alimentares; alimentos preparados para animais), 24 (Tabaco e seus sucedâneos manufaturados), 26 (Minérios, escórias e cinzas), 27 (Combustíveis minerais, óleos minerais e produtos da sua destilação; matérias betuminosas; ceras minerais) e de número 90 (Instrumentos e aparelhos de óptica, de fotografia, de cinematografia, de medida, de controle ou de precisão; instrumentos e aparelhos médico-cirúrgicos; suas partes e acessórios).

Com a intenção de observar quais foram as mudanças ocorridas no comércio entre Brasil e UE, foi descrito o comportamento das exportações e importações oriundas desse comércio. Pode-se observar uma variação significativa dos produtos no período analisado, além disso, é importante destacar que, de acordo com os dados encontrados no sistema Aliceweb, das 13 principais mercadorias nesse comércio, 6 são industrializadas, isso mostra que o comércio entre Brasil e UE é bastante equilibrado no que se refere às exigências do acordo por parte dos interessados. Essa análise pode ser aprofundada quando se avalia a eficiência produtiva e comercial dessas exportações a partir do cálculo de criação e desvio de comércio.

3. Revisão de literatura

Inicialmente, com relação ao cálculo do efeito do acordo comercial entre UE e Mercosul, tem-se o trabalho de Kume *et al.* (2004) que objetivava avaliar os impactos das propostas de comércio entre Mercosul e UE. Esses autores abordam os fluxos de comércio entre o Brasil e a UE até maio de 2004. Quanto aos resultados, empregando o modelo de equilíbrio parcial computável, eles apontam que as estimativas de ganho de comércio para a UE superam em 47% as projetadas para o Brasil.

Entretanto, para os autores, isso não constituiria algo indesejado ou inesperado. Porém, o fato a ser destacado como negativo seriam as limitadas ofertas feitas pela UE aos produtos brasileiros de origem agropecuária. Assim, essa situação permanece sendo um fator que inviabiliza a exploração da complementaridade econômica entre os países do Mercosul e o bloco europeu.

Com relação ao Mercosul, outro trabalho importante é o de Nonnenberg e Mendonça (1999), o estudo possui como principal objetivo estimar os valores para criação e desvio de comércio, tanto individual quanto para o conjunto de seis produtos agropecuários de importação do Brasil entre 1988 e 1996. Com a análise dos resultados obtidos, a criação de comércio foi superior ao desvio de comércio para os produtos analisados, tanto para o caso individual quanto para a análise do conjunto dos seis produtos. Os autores evidenciam que “a criação de comércio provocada pelo processo global de liberalização comercial é significativamente inferior à gerada pelo Mercosul”.

Ainda sobre o Mercosul, Vasconcelos (2001) procurou analisar o fluxo de comércio entre Brasil e Mercosul sob a avaliação dos impactos estáticos do processo de integração por meio da criação de comércio e desvio de comércio para produtos industrializados selecionados. Para mensurar tanto a criação quanto o desvio de comércio, o modelo utilizado foi o de equilíbrio parcial das elasticidades proposto por Laird e Yeats (1986). Os resultados obtidos pelo autor demonstram que, para as simulações realizadas para o ano de 1991, com relação a todos os produtos selecionados para o estudo, o valor da criação de comércio se mostra superior ao valor de desvio de comércio. Em termos desagregados, somente duas seções, VI e XVI (produtos das indústrias químicas e conexas e a de máquinas e aparelhos, material elétrico, etc. respectivamente) da nomenclatura brasileira de mercadorias (NBM), denotam maior evidência de desvio de comércio superior à criação de comércio. Outro ponto importante a ser destacado é o de que o desvio de comércio esperado para a seção XVII (material de transporte) não foi encontrado nas simulações realizadas.

Continuando essa abordagem, Rodrigues e Tavares (2012) realizaram um estudo no qual o objetivo era estimar os ganhos estáticos da integração econômica no contexto do Mercosul. Isso se deu por meio de um estudo da criação e desvio de comércio observado no Brasil com integração regional comparando com as perdas e ganhos do resto do mundo. A metodologia consistiu na comparação da situação antes da criação do bloco, 1993, e quinze anos depois do bloco ter sido criado, 2009. Os principais resultados do estudo demonstram que, por meio dos cálculos, o aumento do bem-estar econômico relativo ao Mercosul é de aproximadamente US\$ 17 bilhões, superior ao que a união proporcionou para o resto do mundo, US\$ 5 bilhões. Os setores mais beneficiados no Mercosul foram os de siderurgia, ferramentaria e material de transporte.

Por outro lado, Silva (2014) buscou simular a entrada da Venezuela no Mercosul, com eliminação de 100% das barreiras comerciais para o fluxo dos produtos comercializados com o Brasil, entre 1995 e 2011. Além disso, o trabalho tinha como propósito principal analisar o potencial impacto da entrada da Venezuela como um membro permanente do bloco para as exportações advindas do Brasil, e, para isso, o modelo utilizado foi o de equilíbrio parcial de Laird e Yeats (1986). Sobre os resultados, tem-se que, devido à entrada da Venezuela no Mercosul somada a eliminação das barreiras comerciais dentro do bloco, o impacto sobre as exportações resultantes do Brasil é relevante. A análise feita pela autora demonstra um aumento notório das exportações em consequência da criação de comércio. Foi verificado que, para quase todos os produtos analisados no estudo, os valores obtidos para criação de comércio se mostram maiores que os calculados para desvio de comércio. Outro ponto importante é que as expansões observadas no efeito criação de comércio se dão com maior intensidade na maioria dos produtos a partir do ano de 2004, sendo apresentada uma redução em 2009, recuperando-se em 2010 e demonstrando para os anos posteriores uma tendência de crescimento.

Então, dada a importância da relação comercial do Mercosul com a União Europeia (UE), o estudo dos possíveis impactos, em termos de criação e desvio de comércio, da integração comercial entre Mercosul e UE podem contribuir para o aprimoramento do acordo em desenvolvimento. Caso se encontre um desvio líquido de comércio, ou seja, maior parte dos produtos resultando em desvio de comércio ao invés de criação de comércio, isso implicaria em uma redução de bem-estar para o país em questão.

4. Metodologia

O modelo utilizado neste trabalho é o de equilíbrio parcial computável baseado em Laird e Yeats (1986). Esse modelo busca estimar os ganhos de comércio com a redução tarifária e fornece informações sobre os efeitos comerciais diretos de vários possíveis cenários de liberalização comercial, além de calcular se haverá criação ou desvio de comércio para tal negociação.

O modelo demonstrado nesta seção será o modelo básico, que utiliza expressões algébricas para o cálculo desses efeitos e pode ser dividido em duas partes, a primeira, de criação de comércio e a segunda, de desvio de comércio.

4.1. Criação de comércio

Segundo Laird e Yeats (1986), o efeito da criação de comércio é caracterizado pelo aumento da demanda pela mercadoria i no país j , que é exportada por outro país, k , como resultado da diminuição dos preços associada à transmissão integral, assumindo as variações de preços causadas pela redução ou eliminação das tarifas.

A fórmula básica para calcular o efeito de criação de comércio pode ser expressa como:

$$CC_i = M_{ijk} * E_m * \Delta t_{ijk} / [(1 + t_{ijk}) * (1 - (E_m/E_x))] \quad (1)$$

Em que CC_i significa criação de comércio do setor i ; M_{ijk} significa importações da mercadoria i , para o país j do país k ; E_m é a elasticidade-preço da demanda por importações; t é a tarifa *ad valorem* e E_x consiste na elasticidade-preço das exportações.

Caso a elasticidade-preço das exportações seja infinita, pode-se reorganizar a expressão (1), para:

$$CC_i = M_{ijk} * E_m * \Delta t_{ijk} / (1 + t_{ijk}) \quad (2)$$

4.2. Desvio de comércio

De acordo com Kume *et al.* (2004), o efeito de desvio de comércio pode ser descrito como a medida do aumento das importações resultante da substituição das importações de fornecedores extrabloco pelas de um país que pertence ao seu bloco as quais apresentariam menor eficiência (a preços maiores).

Vasconcelos (2001) utiliza a expressão para o desvio de comércio que considera 'a elasticidade de substituição entre os produtos provenientes dos países beneficiados com o acordo comercial e os produtos provenientes dos países não beneficiados'. Essa abordagem é utilizada pela metodologia da UNCTAD (*United Nations Conference on Trade and Development*) e do Banco Mundial. Desse modo, a expressão para o desvio de comércio (DC_i) é a seguinte:

$$DC_{ijk} = \frac{M_{ijk}}{\sum M_{ijk}} \cdot \frac{\sum M_{ijk} \cdot \sum M_{ijK} \cdot \varepsilon_s \cdot \frac{d(P_{ijk}/P_{ijK})}{P_{ijk}/P_{ijK}}}{\sum M_{ijk} + \sum M_{ijK} + \sum M_{ijk} \cdot \varepsilon_s \cdot \frac{d(P_{ijk}/P_{ijK})}{P_{ijk}/P_{ijK}}} \quad (3)$$

Em que, DC_i representa o desvio de comércio da mercadoria i ; M as importações do produto; ε_s é a elasticidade de substituição; os subscritos k , j e i representam o país membro, o país doméstico e o bem em questão, respectivamente. O K maiúsculo denota o país não membro e $\frac{d(P_{ijk}/P_{ijK})}{P_{ijk}/P_{ijK}}$ configura a mudança nos preços relativos.

Formalmente, a mudança nos preços relativos pode ser escrita como:

$$\frac{dPR}{PR} = \frac{1 + T_1^{ijk}}{1 + T_0^{ijk}} - 1$$

O autor destaca que o preço das importações advindas de outros países parceiros, referente ao preço das importações de outras fontes, cairá proporcionalmente quando se reduz a tarifa de importação. Da mesma forma, se o acordo de comércio não provoca mudanças nas tarifas sob os produtos importados de países não membros do acordo, pode-se reescrever a expressão (3) da seguinte forma:

$$DC_{ijk} = \frac{M_{ijk}}{\sum M_{ijk}} \cdot \frac{\sum M_{ijk} \cdot \sum M_{ijk} \cdot \epsilon_s \cdot \frac{dPR}{PR}}{\sum M_{ijk} + \sum M_{ijk} + \sum M_{ijk} \cdot \epsilon_s \cdot \frac{dPR}{PR}} \quad (4)$$

4.3. Estratégia empírica e base de dados

Os cálculos para criação e desvio de comércio foram realizados de acordo com as equações (2) e (4), considerando duas possíveis situações. A primeira simulação é caracterizada pela hipótese de formação de uma área de livre comércio com tarifa zero para todo o fluxo comercial dentro do bloco. Na segunda, considerou-se o plano de integração comercial com seus percentuais de liberalização tarifária de acordo com a proposta enviada pelo Mercosul em 2003. Conforme a Tabela 1, a proposta enviada pelo Mercosul englobava cinco categorias de produtos (A, B, C, D e E) com prazos de liberalização diferentes. A “A” tem redução imediata de 100% das tarifas para os produtos que compõem essa categoria; a categoria “B” tem redução imediata de 50% e os outros 50% no ano um; a “C” tem redução imediata de 11%, 22% no ano um, 33% no ano dois, 44% no ano três, e assim sucessivamente até chegar a 100% no oitavo ano; a “D” não tem redução imediata e no ano um reduz apenas 10% das tarifas, variando até chegar ao décimo ano com 100% das tarifas reduzidas; a última categoria, “E”, só acontece a redução no ano dois que é de 10% e assim ocorre o mesmo que na categoria anterior chegando a 100% no décimo ano. Além dessas categorias, tem-se a Preferência Fixa, em que a redução percentual é de 20% em todos os anos (KUME *et al.*, 2004).

Tabela 1 – Calendário de reduções tarifárias proposto pelo Mercosul, por categoria de produtos

Categoria/Ano	em %										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
A	100										
B	50	50	50								
C	11	22	33	44	55	66	77	88	100		
D	0	10	15	25	30	40	50	60	70	85	100
E	0	0	10	15	25	35	45	55	70	85	100
Preferência fixa	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20
Não definido											

Fonte: Kume *et al.* (2004, p. 3).

Os cálculos tanto de criação quanto de desvio de comércio foram realizados em relação aos capítulos pertencentes à nomenclatura comum do Mercosul (NCM) de acordo com o exposto na Tabela A1. Para que esses cálculos pudessem ser realizados de acordo com o modelo de Laird e Yeats (1986), é necessário, além dos dados de comércio, as informações acerca das tarifas aduaneiras, da elasticidade preço demanda de importações, da elasticidade de substituição e da elasticidade oferta

de exportação. Com relação aos dados de comércio, foram utilizados dados encontrados no site do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC) junto ao sistema Aliceweb para o ano de 2014.

Os dados para elasticidade preço demanda de importação foram divididos em dois conjuntos de valores, sendo o primeiro calculado por Carvalho e Parente (1999), tais dados foram determinados por meio de cointegração, sendo os dados referentes ao período de 1978-1996. Quanto ao segundo conjunto de dados, consideraram-se os valores obtidos por Cline *et al.* (1978, apud SILVA, 2014). De acordo com a autora, o emprego dessas elasticidades deve-se ao fato de que o trabalho em questão é um dos mais utilizados para o cálculo dos prováveis impactos estáticos comerciais gerados entre várias economias e o Brasil. Segundo Vasconcelos (2001), essas elasticidades foram mensuradas por meio de um nível de seções do SH, que causa maior fragmentação quando comparado ao primeiro conjunto.

Para a elasticidade de substituição, utilizaram-se os dados de Vasconcelos (2001), sendo -1,5 o valor referência para elasticidade e , como limites inferior e superior, empregaram-se os valores de -0,5 e -2,5, respectivamente. A respeito das tarifas de importação para os anos entre 2004-2014, utilizaram-se informações contidas em Brasil (2014).

5. Resultados

Inicialmente, os resultados apresentados serão os caracterizados na subseção 4.3 como primeira simulação, na qual ocorre a formação de uma área de livre comércio com a tarifa intrabloco igual à zero para todos os bens, aplicada para o ano de 2014 e intitulada Grupo A e o plano de integração comercial com seus percentuais de liberalização tarifária de acordo com a proposta do Mercosul encontrada em Kume *et al.* (2004).

Para o conjunto de capítulos analisados, referentes ao ano de 2014, considerando a elasticidade de substituição igual a 1,5 e a elasticidade preço demanda de importação calculada por Cline *et al.* (1978, apud SILVA, 2014), os resultados evidenciaram que os valores de criação de comércio foram superiores ao de desvio de comércio, gerando então um comércio líquido positivo no ano analisado (Tabelas A2, A3 e A4).

Na Tabela A2, observa-se o efeito criação de comércio para o ano de 2014, analisando os valores encontrados para todos os capítulos de produtos selecionados, pode-se notar que os primeiros cinco grupos de redução tarifária apresentam os valores idênticos. Isso ocorre porque o ano de 2014 representa o ano 10 na tabela de redução tarifária (Tabela 1), com 100% de diminuição da tarifa para todos os grupos, exceto o grupo PF, que possui uma redução de 20% para todos os anos. Já a Tabela A2 representa o efeito desvio de comércio, nessa tabela podem-se notar os valores calculados considerando as reduções tarifárias para o ano de 2014 por grupo, as importações advindas da UE e as importações advindas do resto do mundo.

A Tabela A3 é a de comércio líquido, ou seja, a subtração entre criação de comércio e desvio de comércio. Essa tabela representa se a criação foi superior ao desvio (comércio líquido positivo) ou não. Observa-se que, para todos os grupos de redução tarifária, a criação foi superior ao desvio, pois o comércio líquido é positivo em todos os capítulos analisados. Isso significa que haveria um aumento de bem-estar por parte da economia brasileira caso o acordo fosse fechado.

Para os outros valores de elasticidade preço demanda de importação, calculada por Carvalho e Parente (1999), e elasticidade de substituição ($E_s = 0,5$ e $2,5$), o comércio líquido é positivo em quase todos os grupos. Valores negativos surgem apenas no Grupo PF para valores da elasticidade preço demanda de importação calculada por Cline *et al.* (1978, apud SILVA, 2014) com $E_s = 2,5$ e a calculada por Carvalho e Parente (1999) com $E_s = 1,5$ e $2,5$. É importante destacar que esses valores negativos aparecem em alguns capítulos com as especificidades citadas acima, não podendo ser considerado todos os produtos com desvio de comércio superior a criação.

Tabela 2 – Comércio líquido para os capítulos de maior expressão dentre os grupos de redução tarifária – 2014

em bilhões de US\$						
CAP	GRUPO A	GRUPO B	GRUPO C	GRUPO D	GRUPO E	GRUPO F
39	6,17	6,17	6,17	6,17	6,17	1,09
40	5,99	5,99	5,99	5,985	5,99	1,04
84	6,67	6,71	6,67	6,67	6,67	0,55
87	8,39	8,45	8,39	8,392	8,39	1,06

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponíveis no sistema Aliceweb.

Fazendo uma análise agregada do conjunto de setores para o ano de 2014, foi calculado um percentual de criação e de desvio de comércio sobre o total efetivamente importado. Esses valores foram divididos por grupos de redução tarifária e podem ser melhor observados na Tabela 3.

Tabela 3 – Porcentagem da Criação e desvio de comércio sob o total importado por grupo – 2014

em bilhões de US\$					
GRUPOS	TOTAL IMPORTADO	TOTAL CRIAÇÃO DE COMÉRCIO*	% CRIAÇÃO	TOTAL DESVIO DE COMÉRCIO**	% DESVIO
GRUPO A	39,34	53,81	136,77%	5,06	12,87%
GRUPO B	39,34	53,81	136,77%	4,88	12,41%
GRUPO C	39,34	53,81	136,77%	5,06	12,87%
GRUPO D	39,34	53,81	136,77%	5,06	12,87%
GRUPO E	39,34	53,81	136,77%	5,06	12,87%
GRUPO PF	39,34	10,76	27,35%	4,02	10,22%

* Considerando elasticidade preço demanda de importação calculadas por Cline *et al.* (1978, apud SILVA, 2014);

**Considerando Elasticidade de substituição $E_s = 1.5$.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponíveis no sistema Aliceweb.

Observa-se que, para todos os grupos, os valores percentuais da criação de comércio são superiores aos do desvio, isso significa que o deslocamento da produção doméstica gerada pelo aumento da importação advinda da UE é maior que o desvio da importação de um terceiro país para um país membro após o acordo. Também se pode notar que os valores de criação e desvio de comércio são parecidos nos primeiros grupos, obtendo maior diferença apenas no grupo PF, o que confirma a ideia de aumento de bem-estar por parte da economia brasileira. Essa diferença ocorre, pois os grupos de redução tarifária só variam em termos de percentual de desgravação de resultados, logo, os resultados alcançados são proporcionais a esse percentual. Como o grupo PF é um grupo de percentual fixo, seus resultados são diferentes dos demais, pois sua redução se dá sempre com o mesmo valor, que é igual a 20%.

6. Considerações finais

O objetivo deste artigo foi analisar os prováveis impactos em termos de criação e desvio de comércio de um acordo comercial entre Mercosul e UE para o comércio brasileiro, com foco nos produtos industrializados para o ano de 2014. Para tanto, empregou-se um modelo de equilíbrio parcial computável baseado em Laird e Yeats (1986).

Assim, foram simulados os resultados de um possível acordo comercial entre Mercosul e UE no ano em questão. Os valores encontrados indicam que o acordo entre os dois blocos econômicos seria benéfico para a economia brasileira, visto que, na maioria dos casos, para os seis tipos de grupos de redução tarifária, a criação sobrepõe o desvio de comércio, indicando assim um aumento de bem-estar para essa economia. A hipótese levantada no início deste trabalho era de que haveria criação de

comércio para a indústria brasileira; de acordo com o que foi observado neste parágrafo, pode-se confirmar a hipótese inicial. Deve-se ressaltar que os valores encontrados para criação e desvio de comércio são valores simulados, representando apenas uma análise do fluxo de comércio e não está relacionada com as modificações ocorridas nesse período.

Considerando os valores obtidos pelos cálculos descritos acima, por grupo de redução tarifária, observam-se alguns capítulos de produtos que obtiveram um comércio líquido superior aos demais capítulos analisados, caracterizado por uma criação de comércio superior ao desvio, podendo assim dizer que tais capítulos seriam beneficiados pelo acordo preferencial de comércio analisado neste trabalho.

Para o grupo A, tem-se nove capítulos, que apresentaram valores de criação superior ao desvio de comércio, sendo eles o de número 29 (Produtos químicos orgânicos), 30 (Produtos farmacêuticos), 39 (Plásticos e suas obras), 40 (Borracha e suas obras), 73 (Obras de ferro fundido, ferro ou aço), 84 (Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos, e suas partes), 85 (Máquinas, aparelhos e materiais elétricos, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som, aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som em televisão, e suas partes e acessórios), 87 (Veículos automóveis, tratores, ciclos e outros veículos terrestres, suas partes e acessórios) e 88 (Aeronaves e aparelhos espaciais, e suas partes).

Tais capítulos continuam obtendo destaque nos demais grupos. Para os grupos B, C, D e E, têm-se os nove capítulos relatados anteriormente no grupo A. Já o grupo PF só possui três capítulos com destaque, são eles: 39, 40 e 87. Todos os capítulos citados obtiveram criação superior ao desvio nos cálculos realizados, sendo esses com os valores de comércio líquido superior aos demais capítulos.

Portanto, pode-se inferir a partir dos resultados encontrados que um acordo abrangente para os produtos industrializados seria benéfico para a economia brasileira, pois os valores calculados de criação de comércio são superiores aos valores de desvio de comércio.

Dessa forma, pode-se dizer que, em relação aos resultados encontrados no trabalho de Kume *et. al* (2004), de que existiam dois acordos distintos, um de liberalização bastante abrangente para produtos industrializados, e outro de uma liberalização bastante restrita, para os produtos de origem agropecuária, esse acordo dos produtos industrializados seria também benéfico para a economia brasileira, pois observou-se neste artigo um aumento do bem-estar da economia. Neutralizando, assim, o que autor trata no artigo dele como 'um fator que inviabiliza a exploração da complementaridade econômica entre os países do Mercosul e o bloco europeu', visto que, para o Brasil, esse acordo traria resultados positivos.

Por fim, deve-se observar cada capítulo dos produtos analisados, para que em uma futura negociação do acordo, o governo possa ter conhecimento de quais seções e quais capítulos especificamente deve-se ter maior cuidado na definição da liberalização tarifária.

Referências

- BATISTA, P. N. J. O Brasil e a economia internacional: recuperação e defesa da economia nacional. In: _____. *Negociações comerciais do Brasil: ALCA, União Europeia, OMC e Acordos Sul-Sul*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005. cap. 5, p. 117-149.
- BRASIL. Ministério das Relações Exteriores. Departamento de Promoção Comercial e Investimento. *Comércio Exterior: dados de janeiro a novembro de 2014*. Disponível em: <<http://www.brasilexport.gov.br/>>. Acesso em: 27 ago. 2015.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Estatísticas de Comércio Exterior. *Balança Comercial Brasileira: dados consolidados, 2014*. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 23 jun. 2015.

- CARVALHO, A.; PARENTE, M. A. *Estimação de Equações de demanda de importações por categoria de uso para o Brasil (1978/1996)*. IPEA. Rio de Janeiro, 1999. (Texto para discussão, n. 636)
- CLINE, W. R.; KAWANABE, N.; KRONSTJO, T.; WILLIAMS, T. *Trade negotiations in the Tokyo Round: a quantitative assessment*. Washington, D. C.: The Brookings Institution, 1978.
- EUROSTAT. *Eurostat Statistics Explained: Comércio Internacional de Mercadoria*. 2016. Disponível em: <<http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained>>. Acesso em: 17 jun. 2016.
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. IPEADATA. *Página institucional*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 05 mai. 2015.
- KUME, H. *et al. Acordo de livre-comércio Mercosul-União Europeia*. IPEA. Rio de Janeiro, 2004. (Texto para discussão, n. 1054)
- LAIRD, S.; YEATS, A. *The UNCTAD trade policy simulation model*, 1986. (Discussion papers)
- MDIC - Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços. Aliceweb. *Página institucional*. 2015. Disponível em: <<http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 18 ago. 2015.
- MERCOSUL. *Página institucional*. Disponível em: <<http://www.mercosul.gov.br/>>. Acesso em: 03 mai. 2015.
- NONNENBERG, M. J. B.; MENDONÇA, M. J. C. *Criação e desvio de comércio no Mercosul: o caso dos produtos agrícolas*. IPEA. Rio de Janeiro, 1999. (Texto para discussão, n. 631)
- RODRIGUES, A. P.; TAVARES, H. C. *Criação e desvio de comércio no Brasil, uma análise sobre as vantagens estáticas da integração regional*. *Revista Metropolitana de Sustentabilidade*, v. 2, n. 1, p. 20-39, 2012.
- SARAIVA, M. G. *Política externa brasileira: As diferentes percepções sobre o Mercosul*. *Civitas*, Porto Alegre, v. 10, n. 1, p. 45-62, 2010.
- SAVINI, M. *As negociações comerciais entre Mercosul e União Europeia*. *Revista Brasileira de Política internacional*, v. 44, n. 2, p. 109-125, 2001.
- SILVA, C. C. *Mercosul: três ensaios sobre tarifas endógenas, efeito do ingresso da Venezuela e a concorrência chinesa no bloco*. 2014. 155f. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Pernambuco, Recife, 2014.
- VASCONCELOS, C. R. F. *Criação e desvio de comércio: análise do fluxo comercial entre o Brasil e o Mercosul para alguns produtos industrializados*. *Análise Econômica*. Porto Alegre, v. 19, n. 36, p. 123-144, 2001.

Anexos

Quadro A1 – Seções selecionadas de produtos industrializados

Seções	Descrição da Seção	Capítulos
VI	Produtos das indústrias químicas ou das indústrias conexas.	Para os capítulos 28 a 38
VII	Plásticos e suas obras; borracha e suas obras.	Para os capítulos 39 a 40
X	Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas; papel ou cartão para reciclar (desperdícios e aparas); papel ou cartão e suas obras.	Para os capítulos 47 a 49
XI	Matérias têxteis e suas obras.	Para os capítulos 50 a 63
XV	Metais comuns e suas obras.	Para os capítulos 72 a 83
XVI	Máquinas e aparelhos, material elétrico, e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som, aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som em televisão, e suas partes e acessórios.	Para os capítulos 84 a 85
XVII	Material de transporte.	Para os capítulos 86 a 89

Fonte: Elaboração própria com base nas informações coletadas na Tabela de Incidência do Imposto sobre Produtos Industrializados (TIPI) versão 2012.

Tabela A1 – Criação de comércio para todos os grupos de redução tarifária – 2014

continua

CAP	GRUPO A	GRUPO B	GRUPO C	GRUPO D	GRUPO E	GRUPO PF
28	352.206.604,29	352.206.604,29	352.206.604,29	352.206.604,29	352.206.604,29	70.441.320,86
29	2.737.982.669,21	2.737.982.669,21	2.737.982.669,21	2.737.982.669,21	2.737.982.669,21	547.596.533,84
30	3.556.932.614,92	3.556.932.614,92	3.556.932.614,92	3.556.932.614,92	3.556.932.614,92	711.386.522,98
31	811.315.840,22	811.315.840,22	811.315.840,22	811.315.840,22	811.315.840,22	162.263.168,04
32	373.539.939,09	373.539.939,09	373.539.939,09	373.539.939,09	373.539.939,09	74.707.987,82
33	248.670.719,37	248.670.719,37	248.670.719,37	248.670.719,37	248.670.719,37	49.734.143,87
34	187.045.331,56	187.045.331,56	187.045.331,56	187.045.331,56	187.045.331,56	37.409.066,31
35	165.375.655,04	165.375.655,04	165.375.655,04	165.375.655,04	165.375.655,04	33.075.131,01
36	3.752.363,14	3.752.363,14	3.752.363,14	3.752.363,14	3.752.363,14	750.472,63
37	68.299.751,91	68.299.751,91	68.299.751,91	68.299.751,91	68.299.751,91	13.659.950,38
38	1.742.303.669,08	1.742.303.669,08	1.742.303.669,08	1.742.303.669,08	1.742.303.669,08	348.460.733,82
39	6.407.771.514,99	6.407.771.514,99	6.407.771.514,99	6.407.771.514,99	6.407.771.514,99	1.281.554.303,00
40	6.246.398.126,91	6.246.398.126,91	6.246.398.126,91	6.246.398.126,91	6.246.398.126,91	1.249.279.625,38
47	59.352.657,32	59.352.657,32	59.352.657,32	59.352.657,32	59.352.657,32	11.870.531,46
48	761.547.650,49	761.547.650,49	761.547.650,49	761.547.650,49	761.547.650,49	152.309.530,10
49	110.980.091,25	110.980.091,25	110.980.091,25	110.980.091,25	110.980.091,25	22.196.018,25
50	1.969.039,39	1.969.039,39	1.969.039,39	1.969.039,39	1.969.039,39	393.807,88

Tabela A1 – Criação de comércio para todos os grupos de redução tarifária – 2014*Conclusão*

CAP	GRUPO A	GRUPO B	GRUPO C	GRUPO D	GRUPO E	GRUPO PF
51	6.329.571,43	6.329.571,43	6.329.571,43	6.329.571,43	6.329.571,43	1.265.914,29
52	13.343.688,10	13.343.688,10	13.343.688,10	13.343.688,10	13.343.688,10	2.668.737,62
53	7.220.963,89	7.220.963,89	7.220.963,89	7.220.963,89	7.220.963,89	1.444.192,78
54	153.800.760,79	153.800.760,79	153.800.760,79	153.800.760,79	153.800.760,79	30.760.152,16
55	148.517.951,47	148.517.951,47	148.517.951,47	148.517.951,47	148.517.951,47	29.703.590,29
56	81.200.217,69	81.200.217,69	81.200.217,69	81.200.217,69	81.200.217,69	16.240.043,54
57	22.470.607,80	22.470.607,80	22.470.607,80	22.470.607,80	22.470.607,80	4.494.121,56
58	22.001.179,50	22.001.179,50	22.001.179,50	22.001.179,50	22.001.179,50	4.400.235,90
59	156.531.588,46	156.531.588,46	156.531.588,46	156.531.588,46	156.531.588,46	31.306.317,69
60	10.893.111,43	10.893.111,43	10.893.111,43	10.893.111,43	10.893.111,43	2.178.622,29
61	41.155.646,40	41.155.646,40	41.155.646,40	41.155.646,40	41.155.646,40	8.231.129,28
62	97.619.720,40	97.619.720,40	97.619.720,40	97.619.720,40	97.619.720,40	19.523.944,08
63	16.178.202,04	16.178.202,04	16.178.202,04	16.178.202,04	16.178.202,04	3.235.640,41
72	1.220.849.726,27	1.220.849.726,27	1.220.849.726,27	1.220.849.726,27	1.220.849.726,27	244.169.945,25
73	2.243.643.194,30	2.243.643.194,30	2.243.643.194,30	2.243.643.194,30	2.243.643.194,30	448.728.638,86
74	210.994.312,51	210.994.312,51	210.994.312,51	210.994.312,51	210.994.312,51	42.198.862,50
75	69.112.526,33	69.112.526,33	69.112.526,33	69.112.526,33	69.112.526,33	13.822.505,27
76	635.814.037,47	635.814.037,47	635.814.037,47	635.814.037,47	635.814.037,47	127.162.807,49
78	9.657.317,29	9.657.317,29	9.657.317,29	9.657.317,29	9.657.317,29	1.931.463,46
79	12.893.187,48	12.893.187,48	12.893.187,48	12.893.187,48	12.893.187,48	2.578.637,50
80	2.654.474,21	2.654.474,21	2.654.474,21	2.654.474,21	2.654.474,21	530.894,84
81	117.838.432,58	117.838.432,58	117.838.432,58	117.838.432,58	117.838.432,58	23.567.686,52
82	389.346.482,63	389.346.482,63	389.346.482,63	389.346.482,63	389.346.482,63	77.869.296,53
83	419.309.850,64	419.309.850,64	419.309.850,64	419.309.850,64	419.309.850,64	83.861.970,13
84	7.982.131.348,96	7.982.131.348,96	7.982.131.348,96	7.982.131.348,96	7.982.131.348,96	1.596.426.269,79
85	2.731.080.336,78	2.731.080.336,78	2.731.080.336,78	2.731.080.336,78	2.731.080.336,78	546.216.067,36
86	1.102.052.361,75	1.102.052.361,75	1.102.052.361,75	1.102.052.361,75	1.102.052.361,75	220.410.472,35
87	9.439.549.564,41	9.439.549.564,41	9.439.549.564,41	9.439.549.564,41	9.439.549.564,41	1.887.909.912,88
88	2.329.750.160,54	2.329.750.160,54	2.329.750.160,54	2.329.750.160,54	2.329.750.160,54	465.950.032,11
89	278.792.821,40	278.792.821,40	278.792.821,40	278.792.821,40	278.792.821,40	55.758.564,28

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponíveis no sistema Aliceweb.

Tabela A2 – Desvio de comércio para todos os grupos de redução tarifária – 2014*continua*

CAP	GRUPO A	GRUPO B	GRUPO C	GRUPO D	GRUPO E	GRUPO PF
28	24.991.229,83	24.991.229,83	24.991.229,83	24.991.229,83	24.991.229,83	19.927.679,23
29	182.763.537,77	179.980.556,84	182.763.537,77	182.763.537,77	182.763.537,77	145.760.062,11
30	357.794.519,61	349.842.017,96	357.794.519,61	357.794.519,61	357.794.519,61	284.940.181,10
31	25.654.413,30	25.462.845,56	25.654.413,30	25.654.413,30	25.654.413,30	20.492.695,60
32	51.258.917,73	49.755.267,85	51.258.917,73	51.258.917,73	51.258.917,73	40.760.768,61
33	45.165.215,00	43.477.479,06	45.165.215,00	45.165.215,00	45.165.215,00	35.853.812,86
34	31.371.585,31	30.276.204,70	31.371.585,31	31.371.585,31	31.371.585,31	24.916.971,10

Tabela A2 – Desvio de comércio para todos os grupos de redução tarifária – 2014*Conclusão*

CAP	GRUPO A	GRUPO B	GRUPO C	GRUPO D	GRUPO E	GRUPO PF
35	25.970.326,50	25.113.469,98	25.970.326,50	25.970.326,50	25.970.326,50	20.635.447,38
36	585.807,35	566.577,51	585.807,35	585.807,35	585.807,35	465.486,13
37	8.134.933,81	7.924.429,07	8.134.933,81	8.134.933,81	8.134.933,81	6.473.554,32
38	240.682.275,02	233.580.645,03	240.682.275,02	240.682.275,02	240.682.275,02	191.382.089,36
39	242.331.008,18	235.133.203,95	242.331.008,18	242.331.008,18	242.331.008,18	192.685.126,43
40	261.165.620,74	252.698.980,92	261.165.620,74	261.165.620,74	261.165.620,74	207.541.765,72
47	1.807.337,31	1.788.303,57	1.807.337,31	1.807.337,31	1.807.337,31	1.442.798,58
48	83.059.657,05	80.245.981,71	83.059.657,05	83.059.657,05	83.059.657,05	65.984.997,52
49	6.471.320,70	6.345.916,03	6.471.320,70	6.471.320,70	6.471.320,70	5.156.675,86
50	169.184,09	161.896,97	169.184,09	169.184,09	169.184,09	134.139,72
51	539.785,36	516.679,26	539.785,36	539.785,36	539.785,36	428.000,22
52	1.512.224,29	1.430.817,18	1.512.224,29	1.512.224,29	1.512.224,29	1.196.168,11
53	552.265,97	530.676,88	552.265,97	552.265,97	552.265,97	438.247,01
54	15.707.692,85	14.929.054,47	15.707.692,85	15.707.692,85	15.707.692,85	12.436.427,64
55	15.869.054,00	15.053.569,82	15.869.054,00	15.869.054,00	15.869.054,00	12.559.171,75
56	8.649.727,14	8.206.309,20	8.649.727,14	8.649.727,14	8.649.727,14	6.845.800,81
57	4.207.978,03	3.879.105,48	4.207.978,03	4.207.978,03	4.207.978,03	3.310.253,43
58	3.008.568,83	2.821.421,93	3.008.568,83	3.008.568,83	3.008.568,83	2.375.343,42
59	15.022.252,85	14.313.981,35	15.022.252,85	15.022.252,85	15.022.252,85	11.900.036,90
60	1.489.587,21	1.396.927,99	1.489.587,21	1.489.587,21	1.489.587,21	1.176.067,88
61	7.707.048,13	7.104.707,39	7.707.048,13	7.707.048,13	7.707.048,13	6.062.836,43
62	18.280.842,36	16.852.111,68	18.280.842,36	18.280.842,36	18.280.842,36	14.380.831,04
63	2.981.820,69	2.751.352,51	2.981.820,69	2.981.820,69	2.981.820,69	2.346.151,28
72	78.861.576,25	76.618.183,45	78.861.576,25	78.861.576,25	78.861.576,25	62.721.959,18
73	203.571.880,67	195.805.145,25	203.571.880,67	203.571.880,67	203.571.880,67	161.575.703,96
74	14.355.262,52	13.927.822,55	14.355.262,52	14.355.262,52	14.355.262,52	11.414.150,76
75	4.279.830,65	4.162.542,59	4.279.830,65	4.279.830,65	4.279.830,65	3.404.677,78
76	43.420.663,81	42.123.526,18	43.420.663,81	43.420.663,81	43.420.663,81	34.523.907,54
78	557.004,48	542.675,31	557.004,48	557.004,48	557.004,48	443.262,74
79	689.849,10	673.257,68	689.849,10	689.849,10	689.849,10	549.172,57
80	151.757,72	147.884,33	151.757,72	151.757,72	151.757,72	120.773,52
81	2.632.779,59	2.604.683,41	2.632.779,59	2.632.779,59	2.632.779,59	2.101.689,57
82	43.630.350,66	41.646.752,21	43.630.350,66	43.630.350,66	43.630.350,66	34.574.925,82
83	41.176.678,96	39.497.875,43	41.176.678,96	41.176.678,96	41.176.678,96	32.663.678,12
84	1.315.688.482,84	1.274.494.752,33	1.315.688.482,84	1.315.688.482,84	1.315.688.482,84	1.045.790.458,66
85	476.578.046,72	460.899.577,27	476.578.046,72	476.578.046,72	476.578.046,72	378.686.076,55
86	70.699.363,59	68.235.801,05	70.699.363,59	70.699.363,59	70.699.363,59	56.154.017,70
87	1.046.796.655,71	989.617.034,31	1.046.796.655,71	1.046.796.655,71	1.046.796.655,71	827.870.528,17
88	15.071.029,25	15.010.070,63	15.071.029,25	15.071.029,25	15.071.029,25	12.047.038,36
89	20.095.522,44	19.322.369,83	20.095.522,44	20.095.522,44	20.095.522,44	15.948.785,11

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponíveis no sistema Aliceweb.

Tabela A3 – Comércio líquido para todos os grupos de redução tarifária – 2014*continua*

CAP	GRUPO A	GRUPO B	GRUPO C	GRUPO D	GRUPO E	GRUPO PF
28	327.215.374,46	327.215.374,46	327.215.374,46	327.215.374,46	327.215.374,46	50.513.641,63
29	2.555.219.131,44	2.558.002.112,37	2.555.219.131,44	2.555.219.131,44	2.555.219.131,44	401.836.471,73
30	3.199.138.095,31	3.207.090.596,96	3.199.138.095,31	3.199.138.095,31	3.199.138.095,31	426.446.341,89
31	785.661.426,92	785.852.994,66	785.661.426,92	785.661.426,92	785.661.426,92	141.770.472,44
32	322.281.021,36	323.784.671,24	322.281.021,36	322.281.021,36	322.281.021,36	33.947.219,21
33	203.505.504,37	205.193.240,31	203.505.504,37	203.505.504,37	203.505.504,37	13.880.331,02
34	155.673.746,26	156.769.126,87	155.673.746,26	155.673.746,26	155.673.746,26	12.492.095,22
35	139.405.328,54	140.262.185,05	139.405.328,54	139.405.328,54	139.405.328,54	12.439.683,62
36	3.166.555,79	3.185.785,63	3.166.555,79	3.166.555,79	3.166.555,79	284.986,50
37	60.164.818,09	60.375.322,84	60.164.818,09	60.164.818,09	60.164.818,09	7.186.396,06
38	1.501.621.394,06	1.508.723.024,05	1.501.621.394,06	1.501.621.394,06	1.501.621.394,06	157.078.644,45
39	6.165.440.506,82	6.172.638.311,04	6.165.440.506,82	6.165.440.506,82	6.165.440.506,82	1.088.869.176,57
40	5.985.232.506,16	5.993.699.145,99	5.985.232.506,16	5.985.232.506,16	5.985.232.506,16	1.041.737.859,66
47	57.545.320,01	57.564.353,75	57.545.320,01	57.545.320,01	57.545.320,01	10.427.732,89
48	678.487.993,44	681.301.668,78	678.487.993,44	678.487.993,44	678.487.993,44	86.324.532,58
49	104.508.770,55	104.634.175,23	104.508.770,55	104.508.770,55	104.508.770,55	17.039.342,39
50	1.799.855,30	1.807.142,42	1.799.855,30	1.799.855,30	1.799.855,30	259.668,15
51	5.789.786,07	5.812.892,17	5.789.786,07	5.789.786,07	5.789.786,07	837.914,06
52	11.831.463,81	11.912.870,92	11.831.463,81	11.831.463,81	11.831.463,81	1.472.569,51
53	6.668.697,92	6.690.287,01	6.668.697,92	6.668.697,92	6.668.697,92	1.005.945,77
54	138.093.067,94	138.871.706,32	138.093.067,94	138.093.067,94	138.093.067,94	18.323.724,51
55	132.648.897,47	133.464.381,65	132.648.897,47	132.648.897,47	132.648.897,47	17.144.418,55
56	72.550.490,56	72.993.908,49	72.550.490,56	72.550.490,56	72.550.490,56	9.394.242,73
57	18.262.629,77	18.591.502,32	18.262.629,77	18.262.629,77	18.262.629,77	1.183.868,13
58	18.992.610,67	19.179.757,57	18.992.610,67	18.992.610,67	18.992.610,67	2.024.892,48
59	141.509.335,61	142.217.607,11	141.509.335,61	141.509.335,61	141.509.335,61	19.406.280,79
60	9.403.524,22	9.496.183,44	9.403.524,22	9.403.524,22	9.403.524,22	1.002.554,40
61	33.448.598,27	34.050.939,01	33.448.598,27	33.448.598,27	33.448.598,27	2.168.292,85
62	79.338.878,04	80.767.608,72	79.338.878,04	79.338.878,04	79.338.878,04	5.143.113,04
63	13.196.381,35	13.426.849,53	13.196.381,35	13.196.381,35	13.196.381,35	889.489,12
72	1.141.988.150,03	1.144.231.542,83	1.141.988.150,03	1.141.988.150,03	1.141.988.150,03	181.447.986,08
73	2.040.071.313,62	2.047.838.049,05	2.040.071.313,62	2.040.071.313,62	2.040.071.313,62	287.152.934,90
74	196.639.049,99	197.066.489,96	196.639.049,99	196.639.049,99	196.639.049,99	30.784.711,74
75	64.832.695,68	64.949.983,74	64.832.695,68	64.832.695,68	64.832.695,68	10.417.827,48
76	592.393.373,66	593.690.511,29	592.393.373,66	592.393.373,66	592.393.373,66	92.638.899,95
78	9.100.312,81	9.114.641,97	9.100.312,81	9.100.312,81	9.100.312,81	1.488.200,72
79	12.203.338,38	12.219.929,79	12.203.338,38	12.203.338,38	12.203.338,38	2.029.464,92
80	2.502.716,49	2.506.589,87	2.502.716,49	2.502.716,49	2.502.716,49	410.121,33
81	115.205.652,99	115.233.749,18	115.205.652,99	115.205.652,99	115.205.652,99	21.465.996,94

Tabela A3 – Comércio líquido para todos os grupos de redução tarifária – 2014*Conclusão*

CAP	GRUPO A	GRUPO B	GRUPO C	GRUPO D	GRUPO E	GRUPO PF
82	345.716.131,97	347.699.730,42	345.716.131,97	345.716.131,97	345.716.131,97	43.294.370,71
83	378.133.171,68	379.811.975,21	378.133.171,68	378.133.171,68	378.133.171,68	51.198.292,01
84	6.666.442.866,12	6.707.636.596,64	6.666.442.866,12	6.666.442.866,12	6.666.442.866,12	550.635.811,13
85	2.254.502.290,05	2.270.180.759,50	2.254.502.290,05	2.254.502.290,05	2.254.502.290,05	167.529.990,80
86	1.031.352.998,15	1.033.816.560,70	1.031.352.998,15	1.031.352.998,15	1.031.352.998,15	164.256.454,65
87	8.392.752.908,70	8.449.932.530,10	8.392.752.908,70	8.392.752.908,70	8.392.752.908,70	1.060.039.384,71
88	2.314.679.131,29	2.314.740.089,91	2.314.679.131,29	2.314.679.131,29	2.314.679.131,29	453.902.993,75
89	258.697.298,96	259.470.451,57	258.697.298,96	258.697.298,96	258.697.298,96	39.809.779,17

Fonte: Elaboração própria com base nos dados disponíveis no sistema Aliceweb.

**ESTRUTURA PRODUTIVA DE PORTO ALEGRE/RS: ESTIMATIVA DOS
MULTIPLICADORES DE PRODUÇÃO, EMPREGO E RENDIMENTOS PARA 2008***

Karla Cristina Tyskowski Teodoro Rodrigues

Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: karlatyskowski@gmail.com

Umberto Antonio Sesso Filho

Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: umasesso@uel.br

Paulo Rogério Alves Brene

Universidade Estadual do Norte do Paraná (UENP)

E-mail: paulobrene@uenp.edu.br

Marcia Regina Gabardo Camara

Universidade Estadual de Londrina (UEL)

E-mail: mgabardo@sercomtel.com.br

RESUMO: O objetivo do artigo é estimar os multiplicadores de produção, emprego e rendimento e seus transbordamentos, para ano de 2008, a partir do sistema inter-regional de insumo-produto para as regiões Porto Alegre - Restante do Rio Grande do Sul - Restante do Brasil. Utiliza-se a ferramenta insumo-produto, com cada região estruturada em 18 setores para calcular os multiplicadores de emprego, rendimentos e produção e os índices de ligações intersetoriais. A metodologia utilizada é pautada em quatro pontos básicos: a teoria de Leontief (1988), a estimativa da matriz nacional de Guilhoto e Sesso Filho (2005), o modelo de Isard (1951) e o vetor de produção utilizado em Brene (2013) para calcular o quociente locacional. Os setores que tiveram destaque foram administração pública; têxtil, vestuário, calçados; metalurgia e Serviços Privados. A partir da análise dos resultados da matriz insumo-produto municipal, os setores que apresentam maior transbordamento fora de Porto Alegre foram os produtos alimentícios; têxtil, vestuário, calçados; indústrias diversas e indústria química e farmacêutica.

Palavras-Chave: Insumo-produto; Economia regional; Porto Alegre.

Classificação JEL: R13; R15; D57.

ABSTRACT: The aim of the paper is to estimate the multiplier production, employment and income, and its spillovers to 2008 from inter-regional input-output system for regions Porto Alegre- Rest of Rio Grande do Sul-Rest of Brazil. It uses the methodology of input-output matrices, divided into 18 sectors. The methodology is guided by four basic points: Leontief's theory of input-output matrix(1988), estimated national matrix by Guilhoto and Sesso Filho (2005), the model of Isard (1951) and the vector of production used by Brene (2013) to calculate the location quotient. Some results can be seen that Porto Alegre is an important economic center for the state and country. The sectors highlighted were: public administration; textiles, clothing, footwear; metallurgy and private services. The analysis of the results of the input-output matrix of Porto Alegre municipal sectors revealed the greatest overflow out of Porto Alegre were food products; textiles, clothing, footwear; diverse industries and chemical and pharmaceutical industry.

Keywords: Input-output; Regional economics; Porto Alegre.

JEL Code: R13; R15; D57.

1. Introdução

O estudo da economia regional tem relevância, pois a identificação de setores estratégicos ou setores-chave na economia permite implementar políticas públicas direcionadas ao fomento do desenvolvimento regional promovendo a criação e a manutenção de emprego e renda. Segundo Silva (2008, p.46), “[...] a escassez de recursos públicos e o aumento da demanda criaram a necessidade de um Estado mais criterioso, que reavalia quanto e como participa da atividade econômica local”. Nesse sentido, o estudo do desenvolvimento econômico local pode auxiliar nesse processo de tomada de decisão, podendo estimar impactos de políticas (heterodoxas) de estímulo aos setores sobre produção, emprego e renda, incluindo a possibilidade de mensurar o impacto de novas empresas para a região estudada, assim como a identificação de setores-chave para o desenvolvimento econômico e social da região (BRENE *et al.*, 2012).

Nesse sentido, o objetivo do presente artigo é estimar os multiplicadores de produção, emprego e rendimento e seus transbordamentos, para ano de 2008, a partir do sistema inter-regional de insumo-produto para as regiões Porto Alegre - Restante do Rio Grande do Sul - Restante do Brasil.

Destaca-se a escolha de Porto Alegre/RS por sua importância, sendo o principal município do estado do Rio Grande do Sul, tanto em termos populacionais quanto econômicos. De acordo com o Censo Demográfico de 2010, Porto Alegre possui 1.409.351 habitantes, sendo a 10ª cidade mais populosa do Brasil. Seu Produto Interno Bruto (PIB) foi registrado em 43,7 bilhões em 2009, o que o torna a 7ª maior economia do Brasil, logo, justifica-se o seu estudo dada a sua representatividade na economia brasileira e gaúcha (DIEESE, 2012).

Este artigo está dividido em 5 seções, sendo esta introdução a primeira; seguida pela caracterização de Porto Alegre. Na sequência, é apresentada a metodologia da estimação da matriz insumo-produto; na quarta seção, evidencia-se a análise dos resultados dos indicadores econômicos. Por fim, na quinta seção, são apresentadas as considerações finais.

2. Caracterização do município de Porto Alegre nos anos 2000

O processo de crescimento e desenvolvimento econômico no Rio Grande do Sul (RS) determinou transformações na estrutura produtiva nacional e regional com a repartição territorial das atividades econômicas no século XX. Para Souza (1973), o estado deixou de ser fundamentalmente uma região primário-exportadora voltada para o mercado externo, característica predominante até os anos 1930, evoluindo para uma situação na qual a indústria passou progressivamente a ganhar peso na área social. Essa alteração influenciou o processo de estruturação da rede urbana gaúcha, fazendo com que se solidificassem os principais centros manufatureiros que já despontavam desde o final do XX e tendo maior destaque as cidades de Porto Alegre, Pelotas, Rio Grande e Caxias do Sul.

Com o fim do ápice das atividades econômicas ligadas ao charque no sul do estado, Porto Alegre passou a ser a principal cidade na produção econômica no Rio Grande do Sul. A capital passou a concentrar as atividades que mais geram rendimento e empregam mão de obra qualificada dentro do estado (COLOMBO, 2011). Segundo dados do DIEESE (2012), o município de Porto Alegre é o mais populoso do estado do Rio Grande do Sul, tendo registrado 1.409.351 habitantes, de acordo com o Censo de 2010, divulgado pelo IBGE. A população do município representava 13,2% da população do estado, que registrava 10.693.929 habitantes em 2010 (5,6% da população do país).

Segundo Mammarella e Pessoa (2011), em 2010, o município de Porto Alegre tinha uma população de 1,4 milhão de habitantes, 3,58% a mais do que em 2000, o equivalente a 48,7 mil pessoas e que o estado gaúcho e sua capital sofreram uma redução significativa nas suas taxas de crescimento. O percentual da população infantil de zero a seis anos de idade, que era de 10,7% em 2000, diminuiu para 7,89% em 2010; contudo, a população a partir de 60 anos de idade aumentou de forma generalizada na cidade. Em 2000, esse contingente era, em média, de 11,78%; em 2010, passou para 15,01%. Existe uma distribuição concentrada da população no território, a qual é predominantemente feminina e está em processo de envelhecimento por efeitos da baixa fecundidade e da consequente redução de crianças na faixa etária mais baixa. Entre 2000 e 2010, o número de

domicílios na cidade aumentou quase 68 mil unidades na década (variação de 41%). Esse aumento, contrariamente ao que ocorreu com a população, deu-se generalizadamente pela cidade, embora de forma desigual, afetando todas as regiões.

Segundo Colombo (2011), o PIB totalizou R\$199,5 bilhões no Rio Grande do Sul (RS) em 2008, e R\$36,8 bilhões (18,4%) vieram exclusivamente de Porto Alegre. Pela sua abrangência e relevância, a região e seu entorno caracterizam-se, atualmente, como um importante centro econômico da Região Sul do Brasil. E, embora possuísse uma alta representatividade em termos produtivos, os dados do PIB dos municípios gaúchos apontam uma perda sistemática de participação da economia porto-alegrense no total do estado. Dessa forma, o município permanece sendo o de maior PIB no RS, porém sua participação em relação à produção total de bens e serviços vem caindo ano após ano.

Na área setorial, a Secretaria do Planejamento, Mobilidade e Desenvolvimento Regional do Rio do Grande do Sul - SEPLAN/RS (2015) destaca o município de Porto Alegre, com a maior participação de 21,8% do total do VAB dos serviços do estado e a concentração dos serviços de administração pública, no centro metropolitano, exercendo influência sobre os centros urbanos regionais e demais municípios, bem como sobre uma parcela do território gaúcho. Segundo Colombo (2011), no que se refere à importância do setor terciário em Porto Alegre, destacam-se as atividades ligadas ao comércio, à intermediação financeira e à administração pública, as quais, juntas, correspondem a aproximadamente 56,4% da atividade econômica total do município. Já em relação ao total do estado, as atividades de serviços estão mais concentradas em saúde mercantil (46,9%), intermediação financeira (45,4%) e serviços de informação (34,5%). Do outro lado, administração pública (15,4%), demais serviços (17,0%) e atividades imobiliárias e aluguéis (18,6%) são as atividades mais desconcentradas.

Nesse contexto econômico, mostra-se a utilidade de estudar a matriz de insumo-produto municipal de Porto Alegre, para assim compreender melhor a cadeia produtiva local e o impacto que seus setores geram nessa cadeia e nas demais, assim como o impacto do transbordamento de sua produção. Considera-se essa matriz uma importante ferramenta para políticas públicas locais e fomento econômico.

3. Metodologia

A matriz de insumo-produto mostra, em termos monetários, os fluxos de bens e de serviços entre os diversos setores da economia de um país ou região durante um determinado período de tempo, apresentando todas as inter-relações de compras e vendas de bens intermediários, bens finais, valor adicionado em uma economia. Brene (2013) relata que a matriz oferece ainda uma série de indicadores econômicos, os quais podem ser decompostos em efeitos locais e inter-regionais, sendo, desse modo, possível avaliar impactos de políticas públicas de estímulo aos setores sobre produção, emprego e rendimento, incluindo a capacidade de mensurar o impacto da instalação de novas empresas para a região estudada, assim como a identificação de setores-chave.

Segundo Neves (2014), o modelo de insumo-produto geral para a economia brasileira apresenta as informações numa abordagem do tipo enfoque produto por setor a preços básicos, permitindo que cada produto seja produzido por mais de um setor e que cada setor produza mais de um produto, ou seja, existe uma matriz de produção e outra de uso dos insumos.

A metodologia de estimação da matriz municipal utilizada no presente estudo é baseada em: Leontief (1988), estimativa da matriz nacional de Guilhoto e Sesso Filho (2005), modelo de Isard (1951) e quociente Locacional utilizado em Brene (2013). Há três regiões: Porto Alegre, restante do Rio Grande do Sul e restante do Brasil. Para estimar o sistema inter-regional de insumo-produto, utilizam-se as fontes dos dados originadas de: os dados referentes aos setores brasileiros foram

obtidos a partir das Contas Nacionais do IBGE¹, os dados de emprego e salário foram coletados na RAIS², e utilizou-se a matriz construída pela FEE³ a partir dos dados do Rio Grande do Sul para o ano de 2008⁴. Deve-se destacar que a matriz para ano de 2008 é a matriz de referência mais atual da FEE.

O modelo de insumo-produto geral para a economia brasileira apresenta as informações numa abordagem do tipo enfoque produto por setor a preços básicos, permitindo que cada produto seja produzido por mais de um setor e que cada setor produza mais de um produto, ou seja, existe uma matriz de produção e outra de uso dos insumos. A forma mais simplificada de descrever a matriz de insumo-produto nacional foi apresentada por Leontief (1988).

Para estimar o sistema de insumo-produto originalmente definido por Leontief, foi utilizada a abordagem da tecnologia baseada na indústria, que assume que a composição da produção de um dado setor pode ser alterada, porém esse setor mantém a sua participação constante no mercado dos bens que produz (MILLER; BLAIR, 2009). Para a estimativa da matriz com tecnologia baseada na indústria, definem-se, inicialmente, as matrizes:

$$B = U(\hat{X})^{-1} \quad (1)$$

$$D = V(\hat{Q})^{-1} \quad (2)$$

Em que B representa a matriz de coeficientes técnicos de cada setor em relação a cada produto utilizado como insumo, D determina a proporção fixa, para cada produto, dos setores que o produzem, e B e D são compostas, respectivamente, pelos coeficientes $b_{ij} = \frac{u_{ij}}{x_j}$ e $v_{ij} = \frac{v_{ij}}{q_j}$. A manipulação entre essas duas matrizes gera, conforme apresentado em Guilhoto e Sesso Filho (2010), a seguinte relação:

$$X = (I - DB)^{-1}Y \quad (3)$$

Assim, a equação (10) refere-se ao enfoque setor por setor com a tecnologia baseada na indústria. Esse enfoque é o que mais se aproxima do modelo original de Leontief e, portanto, é o padrão que se costuma utilizar para transformar as matrizes de produção e de usos e recursos no modelo de Leontief. Nesse caso, a matriz DB seria equivalente à matriz A de coeficientes técnicos de Leontief, assim $L = (I - DB)^{-1}$ seria equivalente a $L = (I - A)^{-1}$, que é a matriz inversa de Leontief, sendo l_{ij} seus elementos. A matriz DU seria equivalente à matriz Z de consumo intermediário (GUILHOTO, 2011).

3.1. Sistema de insumo-produto inter-regional

O método de matriz de insumo-produto foi originalmente desenvolvido para analisar e avaliar as relações entre os diversos setores produtivos e de consumo de uma economia nacional. Contudo, pode ser aplicado ao estudo de sistemas econômicos menores, como estados, municípios ou conjunto de municípios (LEONTIEF, 1988, p.73). Nesse caso, trabalha-se com o modelo inter-regional.

No caso de matrizes municipais, Brene (2013) comenta que a utilização desse modelo possibilita um número maior de informações, graças à desagregação de fluxos entre as regiões

¹ Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

² Relação Anual de Informações Sociais.

³ Fundação de Economia e Estatística.

⁴ Matriz de Insumo-Produto do Rio Grande do Sul: 2008 / coordenação de Rodrigo de Sá; Carlos Bertolli de Gouveia... [et al.]. - Porto Alegre: FEE, 2014. 50p. : il.

relativamente aos fluxos totais ou nacionais. Porém, o modelo proposto tem exigências que são mais dispendiosas que as do modelo básico, já que este necessita de três matrizes de comércio intermediário, essas matrizes são a de Porto Alegre, restante do Rio Grande do Sul e restante do Brasil, com fluxos em ambas as direções (compras e vendas) para cada uma das regiões analisadas no sistema.

Utiliza-se o procedimento adotado por Brene *et al.* (2014), por meio do número de empregados e rendimentos da RAIS como *proxy* para estimação do VBP municipal. O vetor “rendimento” utilizado no cálculo do multiplicador/gerador estimado é o valor do salário nominal do mês de dezembro, multiplicado por 12 meses, acrescido 1/3 de férias e décimo terceiro salário. Vale ressaltar que na matriz do Brasil os valores são dados em unidades monetárias (R\$) e não em unidades de salários mínimos. A falta de valores em alguns setores representa, de acordo com os critérios da RAIS, que não existem vínculos formais registrados no setor, uma vez que a fonte só fornece dados acerca do emprego formal, baseia-se apenas no mercado formal de trabalho, pode existir emprego informal, mas esse não é contabilizado.

Para mensurar a participação relativa dos setores na economia dos municípios em relação à participação dos mesmos setores na economia nacional, aplica-se o método do quociente locacional proposto em Brene (2013, p. 20-25), assim, dado que no processo produtivo as empresas transformam insumos em produtos a partir de dois fatores de produção básicos (capital, K_i e trabalho, N_i), a produção do setor i no município será proporcional à produção nacional de acordo com a participação do número de trabalhadores frente ao total do Brasil, ponderado pelo ganho de produtividade (devido ao diferencial no capital) medido pelo quociente do salário médio do município pelo nacional, como segue:

$$X_i^M = \left\{ \left(\frac{N_i^M}{N_i^{Br}} \right) \left(\frac{W_i^M}{W_i^{Br}} \right) \right\} X_i^{Br} \quad (4)$$

Sendo que X_i^M e X_i^{Br} representam, respectivamente, o valor bruto da produção do i -ésimo setor do município e do Brasil; N_i o número de trabalhadores para o município (M) e o Brasil (Br); e W_i é o salário médio por trabalhador obtido a partir do valor médio mensal das remunerações (por setor) e do número de trabalhadores. Com os valores de X_i^M aplica-se o método do quociente locacional. Esse constitui uma técnica bastante empregada em Economia Regional, quando se deseja obter uma primeira aproximação do valor de determinadas variáveis para uma região qualquer, a partir do valor das mesmas variáveis obtidas por dados censitários em nível nacional (BRENE, 2013, p.31).

Dessa forma, a produção do setor i no município será proporcional à produção nacional, de acordo com a participação do número de trabalhadores frente ao total do Brasil, ponderado pelo ganho de produtividade (devido ao diferencial no capital), medido pelo quociente do salário médio do município pelo nacional, que representa o valor bruto da produção do i -ésimo setor do município e do Brasil, o número de trabalhadores para o município e o Brasil, e o salário médio por trabalhador obtido a partir do valor médio mensal dos rendimentos (por setor) e do número de trabalhadores.

Estima-se a matriz de insumo-produto do município de Porto Alegre com 18 setores, dispondo-se da análise do método do quociente locacional e os multiplicadores de produção, emprego e rendimentos. Para estimar a matriz, a partir de dados mais recentes, utiliza-se a metodologia de Guilhoto e Sesse Filho (2005). O modelo inter-regional de insumo-produto, também chamado de “modelo Isard”, devido à aplicação de Isard (1951), o modelo demanda de uma grande massa de dados, estimados ou reais, especialmente as informações sobre fluxos inter e intrarregional. O Quadro 1 apresenta as relações em um sistema de insumo-produto inter-regional de: Porto Alegre, restante do Rio Grande do Sul e restante do Brasil sem o Rio Grande do Sul.

Quadro 1 – Relações de insumo-produto no sistema inter-regional de Porto Alegre – restante do Rio Grande do Sul – restante do Brasil (PA-RS-Br)

	Setores – PA	Setores - RS	Setores –Br	PA	RS	Br	
Setores PA	Insumo intermediário Z^{PAPA}	Insumo intermediário Z^{PARS}	Insumo intermediário Z^{PABr}	DF PAPA	DF RMRS	DF RMBr	Prod. total PA
Setores RS	Insumo intermediário Z^{RSPA}	Insumo intermediário Z^{RSRS}	Insumo intermediário Z^{RSBr}	DF RSPA	DF RSRS	DF RSBr	Prod. total RS
Setores Br	Insumo intermediário Z^{BrPA}	Insumo intermediário Z^{BrRS}	Insumo intermediário Z^{BrBr}	DF BrPA	DF BrRS	DF BrBr	Prod. total Br
	Importação resto mundo (PA)	Importação resto mundo (RS)	Importação resto mundo (Br)				
	Impostos ind. líq. (IILPA)	Impostos ind. líq. (IILRS)	Impostos ind. líq. (IILBr)				
	Valor adicionado (PA)	Valor adicionado (RS)	Valor adicionado (Br)				
	Produção total região (PA)	Produção total região (RS)	Produção total região (Br)				

Fonte: Adaptado de Moretto (2000).

No sistema inter-regional, existe uma troca de relações entre as regiões, exportações e importações, que tem sua expressão por meio do fluxo de bens que se destinam tanto ao consumo intermediário quanto à demanda final. O modelo pode ser apresentado partindo-se dos fluxos intersetoriais e inter-regionais de bens para as regiões: Porto Alegre, restante do Rio Grande do Sul (sem Porto Alegre) e restante do Brasil (sem o Rio Grande do Sul). Na forma de matriz, esses fluxos seriam representados por:

$$Z = \begin{bmatrix} Z^{PAPA} & Z^{PARS} & Z^{PABr} \\ Z^{RSPA} & Z^{RSRS} & Z^{RSBr} \\ Z^{BrPA} & Z^{BrRS} & Z^{BrBr} \end{bmatrix} \tag{5}$$

em que Z^{PAPA} , Z^{RSRS} e Z^{BrBr} representam matrizes dos fluxos monetários intrarregionais e Z^{PARS} , Z^{PABr} , Z^{RSPA} , Z^{RSBr} , Z^{BrPA} e Z^{BrRS} representam matrizes dos fluxos monetários inter-regionais. Atendendo a equação de Leontief (1986):

$$X_i = Z_{i1} + Z_{i2} + \dots + Z_{ii} + \dots + Z_{in} + Y_i \tag{6}$$

em que X_i indicando o total da produção do setor i , Z_{in} é o fluxo monetário do setor i para o setor n , e Y_i é a demanda final por produtos do setor i , sendo possível aplicá-la:

$$X_1^{PA} = Z_{11}^{PAPA} + Z_{12}^{PAPA} + \dots + Z_{11}^{PARS} + Z_{12}^{PARS} + \dots + Z_{11}^{PABr} + Z_{12}^{PABr} + \dots + Y_1^{PA} \tag{7}$$

em que X_1^{PA} é o total do bem 1 produzido na região PA. Ponderando os coeficientes de insumo regional para RM RS e Br, obtêm-se coeficientes intrarregionais:

$$a_{ij}^{PAPA} = \frac{Z_{ij}^{PAPA}}{X_j^{PA}} \Rightarrow Z_{ij}^{PAPA} = a_{ij}^{PAPA} \cdot X_j^{PA} \tag{8}$$

As produções para os demais setores são obtidas da mesma forma: isola-se Y_1^{PA} e coloca-se em evidência X_j^{PA} . As demais demandas finais podem ser obtidas similarmente. Dessa forma, de acordo com $A^{PAPA} = Z^{PAPA}(X^{PA})^{-1}$, constrói-se a matriz A^{PAPA} para os dois setores, em que A^{MM} representa a matriz de coeficientes técnicos intrarregionais de produção. As matrizes podem ser dispostas de seguinte forma:

$$\left\{ \begin{matrix} I & 0 & 0 \\ 0 & I & 0 \\ 0 & 0 & I \end{matrix} - \begin{matrix} A^{PAPA} & \dots & A^{PABr} \\ A^{RSPA} & A^{RSRS} & A^{RSBr} \\ A^{BrPA} & \dots & A^{BrBr} \end{matrix} \right\} \begin{matrix} X^{PA} \\ X^{RS} \\ X^{Br} \end{matrix} = \begin{matrix} Y^{PA} \\ Y^{RS} \\ Y^{Br} \end{matrix} \quad (9)$$

O sistema inter-regional completo de insumo-produto é representado por:

$$(I - A)X = Y \quad (10)$$

Realizando essas operações, obtêm-se os modelos básicos necessários à análise inter-regional proposta por Isard, resultando no sistema de Leontief intrarregional da forma:

$$X = (I - A)^{-1} Y \quad (11)$$

em que $(I - A)^{-1}$ é a matriz de coeficientes diretos e indiretos, ou a matriz de Leontief.

3.2. Quociente locacional

O método do quociente locacional constitui uma técnica bastante empregada em Economia Regional quando se deseja obter uma primeira aproximação do valor de determinadas variáveis para uma região qualquer, a partir do valor das mesmas variáveis obtidas por dados censitários em nível nacional. Segundo Brene *et al.* (2014), pode ser aplicado para viabilizar a utilização de indicadores econômicos provenientes de matrizes insumo-produto no âmbito local como uma estimativa municipal, onde pode haver escassez de dados para sua construção. Segundo Sargento e Ramos (2003), a obtenção dos dados regionais é feita a partir dos dados nacionais, geralmente, regionalizando de acordo com o peso da região no país da variável mais indicada para a célula que se pretenda estimar.

Para tanto, é justificado por West (1990) que os métodos diretos requerem a elaboração de inquéritos (junto de entidades governamentais, empresariais ou dos consumidores) para a obtenção de informação de nível regional, que são bastante exigentes, quer em termos de custos, mão-de-obra ou de tempo. Segundo Park, Mohtadi e Kubursi (1981), os testes feitos por alguns autores sugerem que, na maior parte dos casos, o acréscimo de qualidade nos resultados da aplicação de métodos diretos não é suficiente para que se justifique o acréscimo de custos necessário para os implementar. Sargento e Ramos (2003) enfatizam que o elevado nível de desagregação que utilizamos na classificação dos ramos de atividade econômica para a estimação de várias componentes da matriz – nomeadamente da matriz de consumos intermédios – permite obviar alguns dos problemas associados ao método indireto.

Assim, a obtenção da matriz regional de consumos intermédios foi conseguida a partir dos coeficientes de consumo intermédio nacionais. Segundo esse método utilizado, assume-se que existe igualdade entre os coeficientes de consumo intermédio do país e da região. De acordo com Sargento e Ramos (2003, p.9), a “hipótese pode parecer demasiado simplista, já que nega a existência da diversidade regional nos coeficientes, que pode resultar de diferentes tecnologias de produção, diferenças na composição dos produtos finais dos ramos”, isso se deve a heterogeneidade de cada ramo e diferenças regionais nos preços dos *inputs* utilizados.

Para resolver esse dilema, no caso da matriz de insumo-produto municipal, uma das soluções é utilizar o esquema prático do modelo de Isard (Quadro 4) com a metodologia do quociente locacional, o que leva a outro problema: a necessidade dos dados do VBP municipal por setor. Vale

lembrar que, quando os dados de produção de uma indústria, em uma dada região/município, não estão disponíveis, pode-se utilizar outras medidas ou variáveis por setor, dentre as quais se destacam o emprego, a renda pessoal recebida, o valor adicionado, a demanda final, etc. (MILLER; BLAIR, 2009).

Para a finalidade da metodologia da realidade municipal, empregam-se os dados de emprego e salário da RAIS, e utiliza-se a *proxy* para elaborar a estimativa do VBP para o vetor de produção utilizado em Brene (2013) para calcular o quociente locacional. Dado que no processo produtivo as empresas transformam insumos em produtos a partir de dois fatores de produção básicos (capital, K_i e trabalho, N_i), é possível simplificar a análise pela seguinte função produção: $X_i = F(N_i, K_i)$ (MASCOLLELL *et al.*, 1995).

Dessa forma, a produção do setor i no município será proporcional à produção nacional, de acordo com a participação do número de trabalhadores frente ao total do Brasil, ponderado pelo ganho de produtividade, ocasionado pelo diferencial no capital, medido pelo quociente do salário médio do município pelo nacional, assim representada na Equação (4).

Após obter os valores, é aplicado o método do quociente locacional, que dispõe de uma técnica bastante empregada em Economia Regional, quando se deseja obter uma primeira aproximação do valor de determinadas variáveis para uma região qualquer, a partir do valor das mesmas variáveis obtidas por dados censitários em nível nacional. Porém, existem alguns problemas na utilização da técnica, pois ela supõe que a economia local mantém a mesma estrutura da economia nacional em relação ao setor i . Segundo Riddington, Gibson e Anderson (2006), essa seria a primeira limitação do modelo, pois embora dentro de um mesmo setor as empresas podem, regionalmente, diferir em relação à tecnologia empregada. Outra limitação, apresentada por Richardson (1978), diz respeito à maior propensão à importação que a região individualmente apresenta (incluem aqui importações do exterior, mas também do restante do país). O quociente locacional simples, conforme Miller e Blair (2009), é definido como:

$$QL_i^M = \left[\frac{X_i^M / X^M}{X_i^{Br} / X^{Br}} \right] \quad (12)$$

em que X_i^M e X^M denotam, respectivamente, os valores da produção do setor i e da produção total do município. Já X_i^{Br} e X^{Br} denotam, respectivamente, os valores da produção do setor i e da produção total nacional. O presente método consiste em comparar a proporção do produto total do município M , que é devida ao setor i , com a proporção do produto total nacional advindo do setor i em nível nacional. Segundo Brene (2013, p.31), a interpretação dos valores alcançados é explicada a seguir: se o valor do quociente for menor do que um, a indústria i é menos concentrada na região do que em nível nacional. Se for maior do que um, a indústria i é mais concentrada na região do que em nível nacional. Assim, para a linha i de uma tabela regional estimada, tem-se:

$$a_{ij}^{MM} = \begin{cases} a_{ij}^{Br} (QL_i^M) & \text{se } QL_i^M < 0,8 \\ a_{ij}^{Br} & \text{se } QL_i^M \geq 0,8 \end{cases} \quad (13)$$

em que: a_{ij}^{MM} representa o coeficiente técnico ou de insumo regional; e a_{ij}^{Br} representa o coeficiente técnico nacional.

No caso da relação apresentada em (13), há um ajustamento do parâmetro de 1 para 0,8. Esse ajustamento *ad hoc* busca corrigir a diferença entre os coeficientes regionais e nacionais considerando que, no mínimo, vinte por cento das aquisições de bens e serviços intermediários da região é proveniente de outras regiões. Mesmo partindo do pressuposto de que o coeficiente técnico total da região é igual ao nacional ($a_j^M = a_j^{Br}$), simplificando como sendo a mesma base tecnológica (função produção), o modelo apresenta o fluxo de comércio inter e intrarregional. Como apresentado por Richardson (1978, p. 115), a Equação (14) mostra o coeficiente técnico total, a_j^M , para a região como

a soma dos insumos regionais, representados pelo coeficiente técnico a_j^{MM} , mais os importados do restante do Brasil, a_j^{RBrM} , sendo este último diferente de zero.

$$a_j^M = a_j^{MM} + a_j^{RBr} \quad (14)$$

A construção do sistema inter-regional deste estudo é elaborada segundo proposto por Brene (2013, p.66) e realizada via cálculo de sistemas em separado, assim sendo: Porto Alegre, restante do Rio Grande do Sul, restante do Brasil sem o Rio Grande.

Para a estimativa do sistema inter-regional de insumo-produto com três regiões, utilizou-se uma abordagem *top-down*. Inicialmente, temos a matriz nacional obtida em NEREUS (2015) e a matriz do Rio Grande do Sul construída por FEE (2008) do ano de referência 2008. O fluxo inter-regional é calculado a partir dos quocientes locacionais das duas regiões conforme as equações 12 e 13. O ajuste do sistema Rio Grande do Sul - restante do Brasil foi realizado utilizando-se a matriz original do FEE (2008) e agregando (ver Quadro 1) os fluxos inter-regionais para consumo intermediário e a matriz regional do Restante do Brasil foi obtida por diferença (resíduo) do total do Brasil. Dessa forma, buscou-se preservar a construção da matriz original do FEE (2008) para o Rio Grande do Sul e não foi preciso fazer ajustes, porque o quadrante do restante do Brasil absorveu as diferenças.

Posteriormente, utilizando as mesmas equações, é estimada a matriz regional de Porto Alegre e os fluxos entre esta e o Rio Grande do Sul. Finalmente, com as Equações 12 e 13, estima-se os fluxos entre Porto Alegre e o Restante do Brasil.

O ajuste dos fluxos para consumo intermediário do sistema foi realizado somando os componentes de cada quadrante do Quadro 1 e a matriz regional do Restante do Brasil absorve as diferenças para que o somatório seja igual ao total do Brasil (matriz original). Não foram necessários ajustes para os fluxos e foi preservada a matriz do Rio Grande do Sul em sua estrutura econômica.

A vantagem com essa estimativa é de que ela reflete a estrutura econômica do estado e suas relações com o município de Porto Alegre e com o restante do país, esta estrutura é modificada lentamente e pode-se considerar que reflete a situação econômica da década de 2000 e início da década de 2010. O IBGE modifica a estrutura da matriz nacional e a metodologia das Contas Nacionais a cada dez anos.

3.3. Geradores e multiplicadores

Tendo definido o modelo inter-regional de insumo-produto para o sistema de Porto Alegre, Rio Grande do Sul e Brasil, é necessário apresentar os cálculos que possibilitam encontrar os indicadores econômicos. Os utilizados são: geradores de emprego, rendimento, produção tipo I, índices de ligação intersetoriais de Rasmussen-Hirschman. Campo de influência e puros normalizados.

Segundo Miller e Blair (2009), a partir dos coeficientes diretos e da matriz inversa de Leontief, é possível estimar para cada setor da economia o quanto é gerado direta e indiretamente de emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado ou outra variável em análise para cada unidade monetária produzida para a demanda final. Assim:

$$GV_j = \sum_{i=1}^n b_{ij}v_i \quad (15)$$

em que: GV_j é o impacto total, direto e indireto, sobre a variável em questão; b_{ij} é o ij -ésimo elemento da matriz inversa de Leontief; e v_i é o coeficiente direto da variável em questão.

A divisão dos geradores pelo respectivo coeficiente direto gera os multiplicadores, que indicam quanto é gerado, direta e indiretamente, de emprego, importações, impostos, ou qualquer outra variável para cada unidade diretamente gerada desses itens. Onde o multiplicador do i -ésimo

setor seria dado então por:

$$MV_i = \frac{GV_i}{V_i} \quad (16)$$

em que MV_i representaria o multiplicador da variável em questão. Por sua vez, o multiplicador de produção que indica o quanto se produz para cada unidade monetária gasta no consumo final é definido como:

$$MP_i = \sum_{i=1}^n b_{ij} \quad (17)$$

em que MP_i é o multiplicador em questão do j -ésimo setor; as outras variáveis são definidas segundo o exposto anteriormente. Quando o efeito de multiplicação se restringe somente à demanda de insumos intermediários, esses multiplicadores são denominados de tipo I. Porém, quando a demanda das famílias é endogenizada no sistema, levando-se em consideração o efeito induzido, esses multiplicadores recebem a denominação de tipo II. Este estudo aborda, em conjunto com a análise do multiplicador em análise do tipo I, o efeito desse multiplicador fora de sua região, ou seja, o efeito do transbordamento da produção. Esse efeito do transbordamento do setor é verificado a partir do cálculo do multiplicador. Conforme descrito em Sesso Filho e Guilhoto (2006), o somatório dos elementos da matriz inversa referente à própria região constitui o efeito multiplicador interno, enquanto o somatório dos elementos da coluna j referentes ao fluxo inter-regional de bens e serviços é o valor do transbordamento (efeito multiplicador fora da região de origem do setor).

4. Resultados e discussão

Esta sessão discute os resultados de Porto Alegre na matriz de insumo-produto inter-regional do município e os multiplicadores de produção, emprego e rendimento municipal⁵ para o ano de 2008⁶. Os resultados permitem avaliar o impacto na economia causado pelos indicadores econômicos da demanda final dos setores analisados dentro e fora do município de Porto Alegre.

Com o sistema inter-regional, observam-se os fluxos de forma mais desagregada. Será visualizado o transbordamento dos multiplicadores de produção, renda e empregos do município de Porto Alegre para o restante o estado e de Porto Alegre para os outros estados do país (restante do Brasil) causados pela variação na demanda final do município. O transbordamento ocorre devido à necessidade de obter insumos provenientes de fora de sua região de origem, ou mesmo de não possuir cadeias produtivas que demandam os insumos provenientes do município. Dessa forma, quanto maior a necessidade de importação de insumos para abastecer o setor, maior o transbordamento⁷.

No caso específico do gerador de produção, a Tabela 1 mostra a relação do multiplicador de produção do município, os efeitos regionais e inter-regionais para variação em milhões de reais da demanda final do setor. O multiplicador indica o quanto se produz a mais, dada a variação de uma unidade monetária na demanda final do setor. No sistema inter-regional, existe uma troca de relações entre as regiões, exportações e importações, que tem sua expressão por meio do fluxo de bens que se destinam tanto ao consumo intermediário quanto à demanda final (BRENE *et al.*, 2014).

⁵ Destaca-se que, para os valores de emprego e rendimento, esses incorporam as variações/impactos do mercado formal, com base dos dados da RAIS.

⁶ Apresenta todos os setores (18) para verificar os setores agregados, ver apêndices 1 e 2.

⁷ Para maiores informações sobre o transbordamento do multiplicador de produção, ver Sesso Filho *et al.* (2006, p. 238).

Tabela 1 – Multiplicador de produção dos setores do município de Porto Alegre decomposto em efeitos regionais e inter-regionais divididos em: direto em Porto Alegre (1), indireto em Porto Alegre (2), indireto no Restante do Rio Grande do Sul (3), indireto no Restante do Brasil do Brasil (4), efeito total (5), transbordamento para o Restante do Rio Grande Sul (6) e transbordamento para o Restante do Brasil (7) por setor, 2008

Setores	Produção						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1 Agropecuária	1,00	0,12	0,39	0,44	1,95	20%	23%
2 Mineração	1,00	0,22	0,23	0,40	1,85	12%	21%
3 Ind. de minerais não metálicos	1,00	0,23	0,30	0,62	2,15	14%	29%
4 Metalurgia	1,00	0,24	0,25	0,75	2,24	11%	33%
5 Máquinas e equipamentos	1,00	0,24	0,22	0,79	2,25	10%	35%
6 Material elétrico e eletrônicos	1,00	0,23	0,20	0,63	2,06	10%	31%
7 Indústria automobilística	1,00	0,26	0,31	0,90	2,47	13%	37%
8 Madeira, mobiliário, papel e gráfica	1,00	0,18	0,26	0,61	2,05	13%	30%
9 Ind. química e farmacêutica	1,00	0,25	0,34	0,82	2,40	14%	34%
10 Têxtil, vestuário, calçados	1,00	0,18	0,47	0,64	2,30	21%	28%
11 Produtos alimentícios	1,00	0,20	0,85	1,03	3,08	28%	33%
12 Indústrias diversas	1,00	0,18	0,26	0,63	2,07	12%	31%
13 S.I.U.P.	1,00	0,20	0,13	0,32	1,65	8%	19%
14 Construção	1,00	0,14	0,23	0,55	1,92	12%	29%
15 Comércio	1,00	0,18	0,11	0,19	1,48	7%	13%
16 Transportes	1,00	0,28	0,30	0,42	2,00	15%	21%
17 Serviços privados	1,00	0,20	0,16	0,25	1,61	10%	15%
18 Administração pública	1,00	0,22	0,12	0,20	1,54	8%	13%

Fonte: Estimado pelos autores.

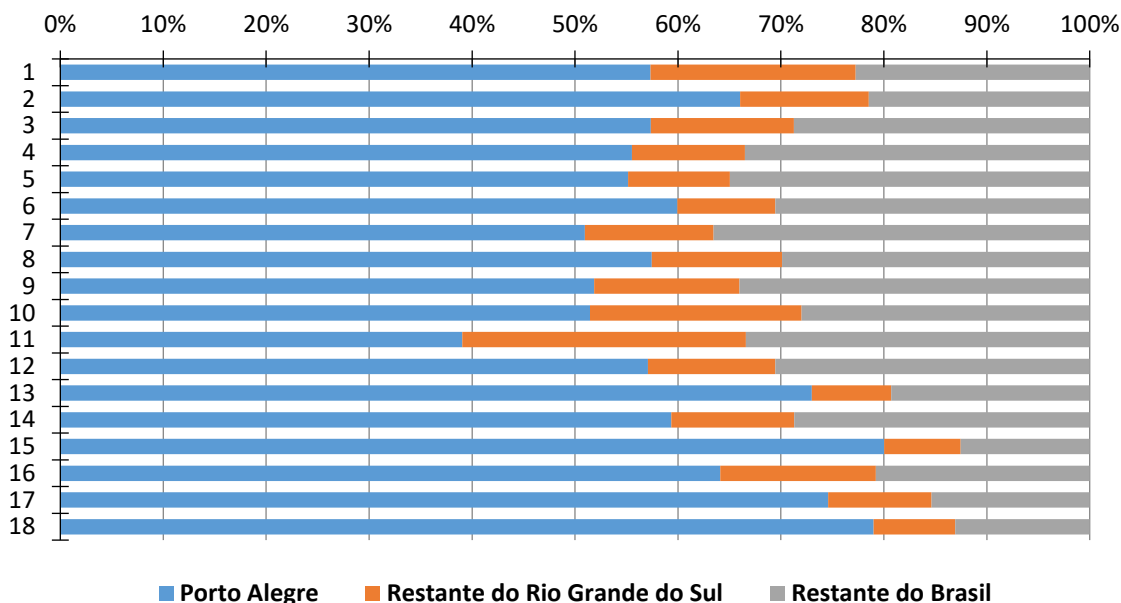
Alguns desses setores apresentam um multiplicador elevado, pois são mais conectados a outros setores da economia, como o setor de alimentos e bebidas, que demanda insumos de outros setores como os dos setores agropecuários e indústria química e farmacêutica, podendo ter tais setores que aumentam sua produção para atender a demanda do setor de alimentos e bebidas. Porém, esses mesmos setores demandam outros setores da economia, os quais também têm que elevar sua produção e assim sucessivamente. A análise que colabora para avaliação dos multiplicadores é o efeito de transbordamento, que analisa o quanto da produção fica dentro do município que a produz e o quanto é transbordado para fora (restante do Rio Grande do Sul e do Brasil).

A seguir discutem-se os resultados do efeito de transbordamento, que analisa o quanto da produção fica dentro do município que a produz e o quanto é transbordado para fora (restante do Rio Grande do Sul e do Brasil). O efeito transbordamento é o impacto do aumento de produção do setor sobre atividades econômicas fora de sua região de origem exercendo influência sobre variáveis como emprego, produção e renda em outras regiões por meio de efeito multiplicador (SESSO FILHO; GUILHOTO, 2010).

O Gráfico 1 apresenta os resultados do efeito multiplicador de produção nos setores da economia porto-alegrense. Os setores de administração pública (setor 18), comércio (setor 15), S.I.U.P (setor 13) e serviços privados (setor 17) tiveram maior encadeamento de sua produção dentro do município. O encadeamento dentro do município entre os setores é fundamental para seu fomento, pois, segundo Hirschman (1961, p. 131-15), a partir dele tem-se o estímulo de outros setores, aproveitando da melhor forma possível os efeitos complementares (insumos) e buscando acelerar o ritmo de desenvolvimento da economia.

A implementação de um arranjo produtivo local para os setores de produção que apresentaram maior transbordamento estimularia vários setores e corroboraria para o desenvolvimento local de várias formas, gerando um encadeamento da produção local mais integrado, resultando no fomento não apenas dos setores da produção, mas também de empregos de rendimentos.

Gráfico 1–Participação dos efeitos regionais e inter-regionais do multiplicador de produção dos setores do município de Porto Alegre em 2008



Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 2 mostra o multiplicador de rendimento dos setores da cidade de Porto Alegre. Ela permite visualizar os setores que se destacam na geração de rendimento dentro e fora do município, podendo se tornar um importante instrumento econômico. Os resultados mostraram os setores que apresentaram melhores índices na geração de rendimentos formais no município, de forma direta e indireta. Os setores que mais se destacaram em relação ao rendimento foram: metalurgia (setor 4), administração pública (setor 18), madeira, mobiliário, papel e gráfica (setor 8) e têxtil, vestuário, calçados (setor 10).

Os dados confirmam o trabalho de Saboia (2005), que identificou a diversificação dos setores econômicos industriais de Porto Alegre e destacou que, em 2004, o município apresentou o melhor valor nacional na indústria, com destaque para setores de metalurgia, madeira e mobiliária e têxtil, vestuário, calçados. Os resultados da MIP municipal de 2008 corroboram o estudo de Saboia (2005).

Os resultados também corroboram DEESE (2012, p.40), que destaca que o setor que “[...] apresenta maior remuneração média no município é a Administração pública, com R\$3.658,00, o que necessariamente influencia elevando a média da remuneração de Porto Alegre”, a qual apresentou um crescimento médio anual de 3,0% de 2004 a 2010. Já o setor industrial apresentou uma geração de rendimentos alta, devido à sua natureza.

Tabela 2 – Multiplicador simples ou Gerador de rendimento formal dos setores do município de Porto Alegre decomposto em efeitos regionais e inter-regionais divididos em: direto em Porto Alegre (1), indireto em Porto Alegre (2), indireto no Restante do Rio Grande do Sul (3), indireto no Restante do Brasil do Brasil (4), efeito total (5), transbordamento para Restante para o Restante do Rio Grande do Sul (6) e transbordamento para o Restante do Brasil (7) por setor, 2008

Setores	Rendimento						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1 Agropecuária	0,05	0,01	0,01	0,03	0,11	13%	32%
2 Mineração	0,08	0,03	0,01	0,04	0,16	9%	23%
3 Ind. de minerais não metálicos	0,16	0,03	0,02	0,06	0,27	8%	22%
4 Metalurgia	0,48	0,03	0,02	0,06	0,59	3%	11%
5 Máquinas e equipamentos	0,08	0,04	0,02	0,07	0,20	10%	34%
6 Material elétrico e eletrônicos	0,14	0,03	0,02	0,06	0,24	6%	23%
7 Indústria automobilística	0,09	0,04	0,03	0,08	0,24	12%	34%
8 Madeira, mobiliário, papel e gráfica	0,20	0,03	0,02	0,06	0,30	7%	19%
9 Ind. química e farmacêutica	0,03	0,02	0,01	0,06	0,12	11%	50%
10 Têxtil, vestuário, calçados	0,13	0,02	0,04	0,10	0,30	14%	34%
11 Produtos alimentícios	0,05	0,02	0,03	0,08	0,19	17%	43%
12 Indústrias diversas	0,02	0,03	0,02	0,06	0,13	19%	43%
13 S.I.U.P.	0,12	0,03	0,01	0,03	0,18	5%	15%
14 Construção	0,10	0,02	0,02	0,06	0,20	10%	28%
15 Comércio	0,19	0,03	0,01	0,02	0,25	4%	8%
16 Transportes	0,12	0,03	0,02	0,04	0,20	7%	18%
17 Serviços privados	0,18	0,03	0,01	0,03	0,25	5%	10%
18 Administração pública	0,43	0,03	0,01	0,02	0,50	2%	4%

Fonte: Estimado pelos autores.

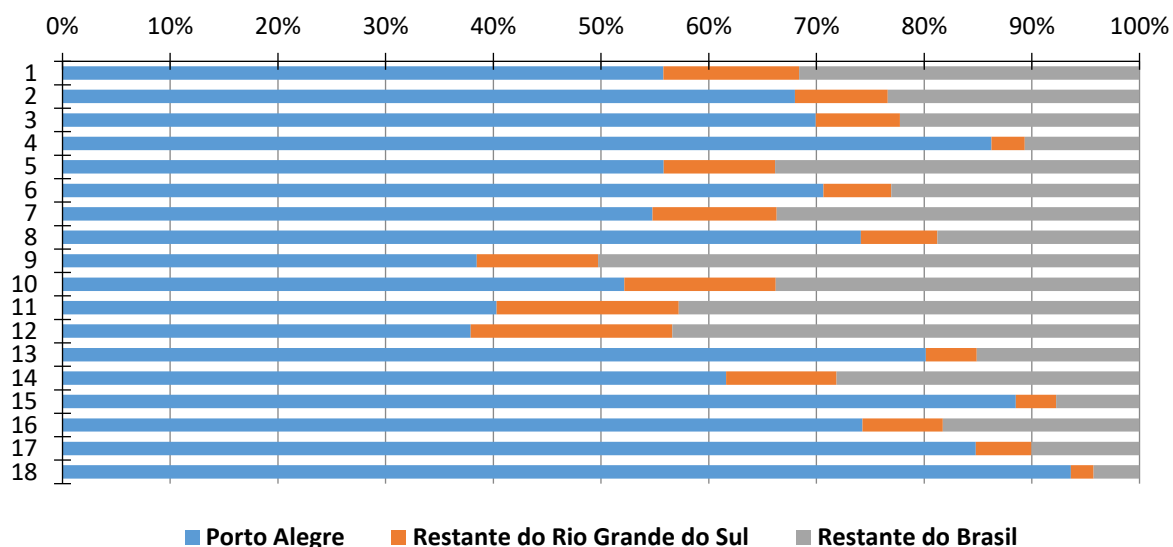
O Gráfico 2, a seguir, apresenta os resultados do efeito multiplicador de rendimento nos setores, pelos efeitos regionais e inter-regionais da economia porto-alegrense. Nele verifica-se que os setores da metalurgia (setor 4), comércio (setor 15), serviços privados (setor 17) e serviços públicos (setor 18) são os que apresentam melhores efeitos regionais.

Os dados do Gráfico 2 permitem identificar os setores e as regiões do impacto sobre o rendimento adicional gerado pelo aumento da demanda final. Dessa forma, a propensão marginal a gastar causa variações na demanda final de setores não diretamente relacionados com o setor que sofreu o impacto inicial.

Considerando o emprego, o setor de serviços foi o que apresentou melhores resultados no ano de 2008, sendo responsável por 42,7% dos empregados formais no município. O setor possui uma remuneração média de R\$2.239,00; abaixo da remuneração média do município, de R\$2.478,00. Já o setor com menor remuneração é o comércio, com R\$1.448. Enquanto que, para o Brasil, Rio Grande do Sul e região metropolitana de Porto Alegre, a administração pública foi o setor que revelou os maiores reajustes entre 2004 e 2008, em Porto Alegre, o setor que apresentou maior taxa de aumento médio anual da remuneração no período foi a construção civil, com 3,6% a. a. (DIEESE, 2012)⁸. Os resultados da pesquisa mostram menores valores de transbordamento dos indicadores econômicos para os setores de serviços, dado o grande desenvolvimento desses na economia municipal.

⁸ Os dados do DIEESE apresentam uma agregação diferente da realizada neste trabalho.

Gráfico 2 – Participação dos efeitos regionais e inter-regionais no gerador de rendimento dos setores do município de Porto Alegre em 2008



Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Tabela 3, é apresentada a capacidade de geração de empregos de cada setor, dado um aumento de um milhão de reais na demanda final e também seus efeitos inter-regionais. Com isso, é possível estimar os setores que mais geraram empregos formais direta e indiretamente em Porto Alegre.

Tabela 3 – Multiplicador simples ou gerador de emprego formal dos setores do município de Porto Alegre decomposto em efeitos regionais e inter-regionais divididos em: direto em Porto Alegre (1), indireto em Porto Alegre (2), indireto no Restante do Rio Grande do Sul (3), indireto no Restante do Brasil do Brasil (4), efeito total (5), transbordamento para Restante para o Restante do Rio Grande Sul (6) e transbordamento para o Restante do Brasil (7) por setor, 2008

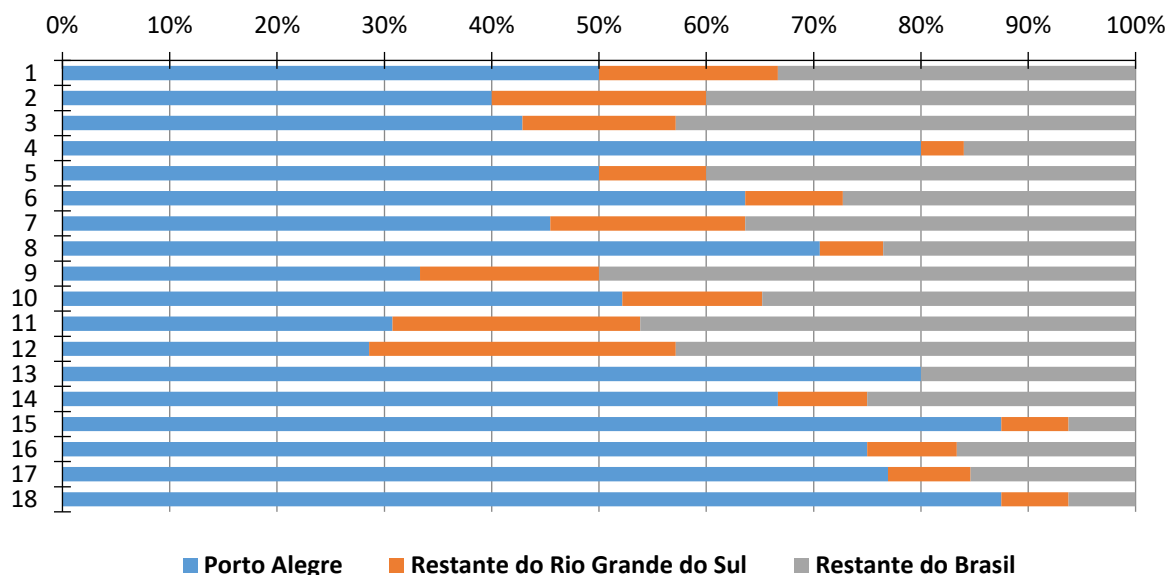
Setores	R\$ milhões						
	Emprego						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1 Agropecuária	2	1	1	2	6	17%	33%
2 Mineração	1	1	1	2	6	17%	33%
3 Ind. de minerais não metálicos	2	1	1	3	8	13%	38%
4 Metalurgia	18	2	1	4	25	4%	16%
5 Máquinas e equipamentos	3	2	1	4	10	10%	40%
6 Material elétrico e eletrônicos	5	2	1	3	11	9%	27%
7 Indústria automobilística	3	2	2	4	11	18%	36%
8 Madeira, mobiliário, papel e gráfica	11	1	1	4	18	6%	22%
9 Ind. química e farmacêutica	1	1	1	3	6	17%	50%
10 Têxtil, vestuário, calçados	11	1	3	8	24	13%	33%
11 Produtos alimentícios	3	1	3	6	13	23%	46%
12 Indústrias diversas	1	1	2	3	8	25%	38%
13 S.I.U.P.	3	1	0	1	6	0%	17%
14 Construção	7	1	1	3	12	8%	25%
15 Comércio	13	1	1	1	16	6%	6%
16 Transportes	7	2	1	2	11	9%	18%
17 Serviços privados	8	2	1	2	12	8%	17%
18 Administração pública	12	2	1	1	15	7%	7%

Fonte: Estimado pelos autores.

Pelos resultados obtidos pela matriz municipal, na geração de empregos, os setores que apresentaram melhores resultados nessa área foram os da metalurgia (setor 4), comércio (setor 15), administração pública (setor 18), madeira, mobiliário, papel e gráfica (setor 8) e têxtil, vestuário e calçados (setor 10). Os setores com maiores valores de transbordamento possuem maior dependência de cadeias produtivas de outras regiões para atender as suas necessidades de bens e serviços para consumo intermediário.

Transbordamento e empregos e renda do município são fatores negativos, pois onde se poderia gerar mais postos de trabalhos não ocorre, por um escoamento da produção. Por esse motivo, a análise do transbordamento é tão importante. Setores como Têxtil, vestuário, calçados (setor 10) e Indústrias diversas (setor 12) poderiam ser melhor aproveitados com um parque industrial local melhor planejado.

Gráfico 3 – Participação dos efeitos regionais e inter-regionais no emprego dos setores do município de Porto Alegre em 2008



Fonte: Elaborado pelos autores.

O Gráfico 3 apresenta os resultados do efeito multiplicador de empregos nos setores da economia porto-alegrense. Como no multiplicador de produção, os setores que tiveram melhores resultados na manutenção de seu sistema produtivo dentro do município foram os setores de administração pública (setor 18), comércio (15), metalurgia (setor 4) e S.I.U.P (setor 13), eles tiveram maior encadeamento de sua produção dentro do município.

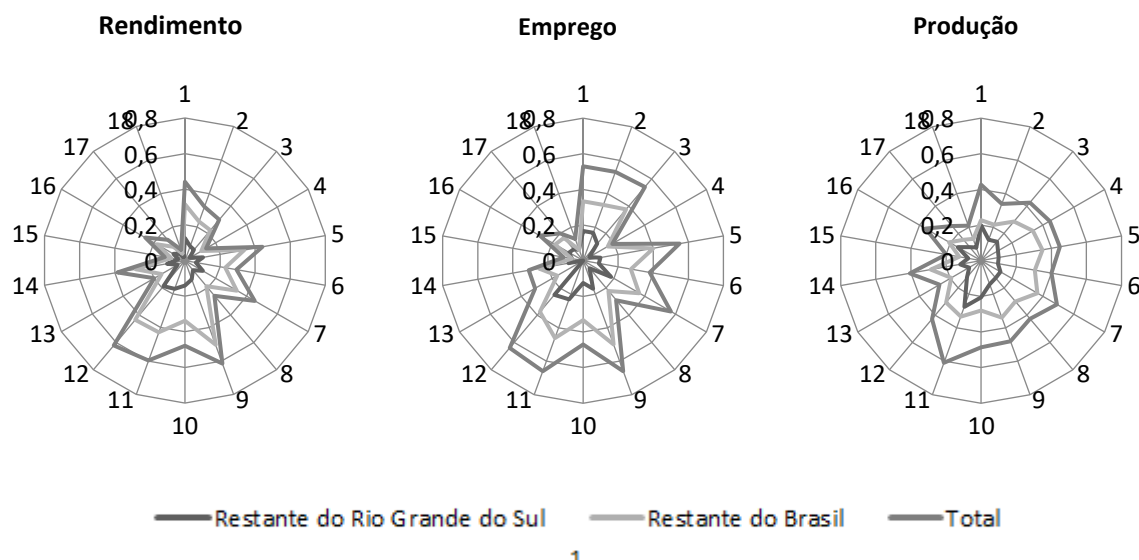
Segundo Sessa filho e Guilhoto (2010, p.16), a análise da capacidade total de geração de emprego leva em consideração a cadeia produtiva do setor em análise e o efeito renda, que faz surgir empregos mesmo em atividades que não estão diretamente relacionadas a ele. Dessa forma, o aumento da produção de um setor pode ser proporcional ao aumento não apenas dos rendimentos e emprego do mesmo, mas também ao fomento de outros setores por meio da demanda de insumos para sua produção.

O Gráfico 4 sintetiza a discussão sobre o transbordamento da produção, do emprego e do rendimento dos setores do município de Porto Alegre no ano de 2008. Os setores que apresentaram os maiores transbordamentos foram: produtos alimentícios (setor 11), com 61%; indústria automobilística (setor 7), com 49%; têxtil, vestuário, calçados (setor 10), com 49%; máquinas e equipamento (setor 5), com 45%. Verifica-se que o município de Porto Alegre apresenta forte

interação com o restante do Rio Grande do Sul e com o Brasil e que os setores de comércio (setor 15) e administração pública (setor 18) se destacam com os menores transbordamentos.

Em relação aos efeitos de transbordamento do rendimento, os setores que apresentaram os maiores transbordamentos foram: indústria química e farmacêutica (setor 9), com 62%; indústrias diversas (setor 12), com 62%; produtos alimentícios (setor 11), com 60%; e têxtil, vestuário, calçados (setor 10), com 48%. Já no transbordamento de emprego, os setores que apresentaram os maiores transbordamentos foram: indústria química e farmacêutica (setor 9), com 66%; produtos alimentícios (setor 11), com 66%; indústrias diversas (setor 12), com 64%; e indústrias diversas (setor 12), com 57%.

Gráfico 4 – Transbordamento da geração de produção, emprego e rendimentos dos setores de Porto Alegre para o restante do Rio Grande do Sul e para o restante do Brasil, 2008



Fonte: Estimado pelos autores.

Assim, o transbordamento de produção, renda e emprego se torna algo negativo, quando se verifica que o planejamento local, focado para um melhor encadeamento de insumos e produtos com a criação de um arranjo produtivo local, faria os setores químico e de calçados produzirem produtos finais com um maior valor agregado.

5. Considerações finais

O trabalho teve como objetivo estimar a matriz insumo-produto de Porto Alegre e estimar os efeitos locais e inter-regionais para o ano de 2008. A partir dessa metodologia, foram calculados os multiplicadores de produção, emprego e rendimento e seus transbordamentos. A MIP municipal mostrou que os setores que tiveram maior destaque em relação à produção foram os produtos alimentícios (setor 11), automobilísticos (setor 7), químicos e farmacêuticos (setor 9) e têxtil, vestuário, calçados (setor 10). Em relação ao rendimento, se sobrepõem a metalurgia (setor 4), administração pública (setor 18), madeira, mobiliário, papel e gráfica (setor 8) e têxtil, vestuário, calçados (setor 10) e os resultados obtidos pela matriz municipal; na geração de empregos, os setores que apresentaram melhores resultados nessa área foram os da metalurgia (setor 4), comércio (setor 15), administração pública (setor 18), madeira, mobiliário, papel e gráfica (setor 8) e têxtil, vestuário e calçados (setor 10).

Foi possível constatar a significância dos setores administração pública (setor 18), têxtil, vestuário, calçados (setor 10), e metalurgia (setor 4) dentro do município. Os setores que obtiveram maior índice de transbordamento da produção foram: produtos alimentícios (setor 11), com 61%;

indústria automobilística (setor 7), com 49%; têxtil, vestuário, calçados (setor 10), com 49%; máquinas e equipamento (setor 5), com 45%. Em relação ao rendimento, os setores que apresentaram os maiores transbordamentos foram: indústria química e farmacêutica (setor 9), com 62%; indústrias diversas (setor 12), com 62%; produtos alimentícios (setor 11), com 60%; e têxtil, vestuário, calçados (setor 10), com 48%. Já no que diz respeito ao emprego, os setores que apresentaram os maiores transbordamentos foram: indústria química e farmacêutica (setor 9), com 66%; produtos alimentícios (setor 11), com 66%; indústrias diversas (setor 12), com 64%; e indústrias diversas (setor 12), com 57%.

Verificou-se que alguns setores que têm grande representatividade dentro do município possuem um elevado grau de transbordamento. O investimento em setores de serviços que agregam tecnologia e geram melhores salários seria uma opção de política para a melhora econômica local, pois verificou-se que apresentam baixas taxas de transbordamento. Outra forma de fomento regional seria o investimento em um parque industrial que propicie um menor transbordamento, como o caso das indústrias têxtil e farmacêutica. O transbordamento não é sempre ruim, pois evidencia a demanda dos produtos por outros setores, porém os ganhos de um arranjo produtivo requerem um local adequado.

O efeito transbordamento dos indicadores econômicos calculados mostra a dependência externa dos setores municipais de insumos provenientes de outras regiões. Novo estudo pode ser realizado para verificar o processo contrário: o efeito transbordamento dos setores das regiões Restante do Rio Grande do Sul e Restante do Brasil no sentido Porto Alegre para estimar a interdependência regional.

Referências

- BRENE, P. R. A. *Ensaio sobre o uso da matriz de insumo-produto como ferramenta de políticas públicas municipais*. 2013. 106 f. Tese (Doutorado em Economia) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas: Universidade Federal do Paraná, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Curitiba, 2013.
- BRENE, P. R. A.; COSTA, A. J. D.; OLIVEIRA, L. R. O.; ROCCO, T. F. R. Estimativa da Matriz de insumo-produto e Relações Intersetoriais do Município de Cornélio Procópio para o Ano de 2007. *UNOPAR Cient., Ciência Jurídica Empresarial*, v. 13, n. 1, p. 59-64, 2012.
- BRENE, P. R. A.; SESSO FILHO, U. A.; COSTA, A. J. D. Análise da viabilidade do uso de indicadores provenientes de matrizes insumo-produto regionais estimadas: apresentação e teste da proposta metodológica. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, v. 35, p. 155-180, 2014.
- COLOMBO, J. A. A participação de Porto Alegre na economia do RS. *Carta Conjuntura – FEE*, ano 20, n. 11, 2011.
- DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômico. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/>>. Acesso em: 10 dez. 2015.
- DIEESE – Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômico. *Estudo Temático: Atividade Econômica e Mercado de Trabalho Formal de Porto Alegre - subsídios para as Políticas Públicas de Qualificação Profissional*, 2012.
- FEE - Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser. Núcleo de Contas Regionais. [PIB e População dos municípios]. Porto Alegre: FEE, 2008. Disponível em: <<http://dados.fee.tche.br/>>. Acesso em: ago. 2014.

- GUILHOTO, J. J. M. *Análise de Insumo-Produto: Teoria e Fundamentos*. 2011. Disponível em: <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/32566/2/MPRA_paper_32566.pdf>. Acesso em: 10 mar. 2015.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da Matriz de insumo-produto a Partir de Dados Preliminares das Contas Nacionais. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 2, p. 277-299, 2005.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. *Economia e Tecnologia*, ano 06, v. 23, 2010.
- GUILHOTO, J. J. M.; SESSO FILHO, U. A. *Estrutura produtiva do Pará: uma análise de insumo-produto*. Ciência Regional: Teoria e Métodos de Análise. 2011.
- HIRSCHMAN, A. O. *Estratégia do desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961.
- HIRSCHMAN, A. O. *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University Press, 1958.
- ISARD, W. Interregional and regional input-output analysis: a model of a space-economy. *Review of Economics and Statistics*, n. 33, p. 319-328, 1951.
- LEONTIEF, W. *A economia do insumo-produto*. 3. ed. Coleção os Economistas. Nova cultural: São Paulo, 1988.
- LEONTIEF, W. *Input-Output Economics*. New York: Oxford University Press; 1986.
- MAMMARELLA, R.; PESSOA, M. L. O processo populacional e de ocupação do território nas regiões do orçamento participativo de Porto Alegre 2000-10. *FEE Carta Conjuntura*, ano 20, n. 11, 2011.
- MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. *Microeconomic Theory*. Oxford. 1995.
- MILLER, R. E.; BLAIR, P. D. *Input-output analysis: foundations and extensions*. EnglewoodCliffs: Prentice-Hall, 2009.
- MORETTO, A. C. *Relações intersetoriais e inter-regionais na economia paranaense em 1995*. 2000. 161p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agronomia Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2000.
- NEREUS - Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP. *Sistema de Matrizes de Insumo-Produto, Brasil (42 setores)*. Disponível em: <<http://www.usp.br/nereus>>. Acesso em: 07 abr. 2015.
- NEVES, C. *Análise das estruturas produtivas dos municípios de Londrina-PR e Joinville-SC, para os anos de 2003 e 2009*. 2014. 81 p. Dissertação de Mestrado em Economia Regional. - Centro de Estudos Sociais Aplicados, Universidade Estadual de Londrina, Londrina, 2014.
- PARK, S.; MOHTADI, M.; KUBURSI, A. Errors in regional nonsurvey input-output models: analytical and simulation results. *Journal of Regional Science*, v. 21, n. 3, p. 321-37, 1981.
- RICHARDSON, H. W. *Insumo-Produto e Economia Regional*. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1978.

- RIDDINGTON, G.; GIBSON, H.; ANDERSON, J. Comparison of Gravity Model, Survey and Location Quotient-based Local Area Tables and Multipliers. *Regional Studies*, v. 40, n. 9, p. 1069–1081, 2006.
- SARGENTO, A. L. M.; RAMOS, P. N. Matriz Input-Output e comércio inter-regional da Região Centro (Portugal). *Estudos Regionais*, n. 3, p. 9-23, 2003.
- SEPLAN - Secretaria do Planejamento e Desenvolvimento Regional. *Atlas Socioeconômico do Rio Grande do Sul*. Disponível em: <<http://www.scp.rs.gov.br/atlas/>>. Acesso em: 24 abr. 2015.
- SESSO FILHO, U. A.; GUILHOTO, J. J. M. Estrutura Produtiva do Pará e sua Inter-Relação com o Restante da Economia Brasileira: Uma Análise de Insumo-Produto. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 4, n. 2, p. 81-104, 2010.
- SESSO FILHO, U. A.; MORETTO, A. C.; RODRIGUES, R. L.; GUILHOTO, J. J. M. Interações Sinérgicas e transbordamento do efeito multiplicador de produção das grandes regiões do Brasil. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 2, p. 225-247, 2006.
- SILVA, C. L. Controvérsias sobre efetividade da intervenção do Estado no desenvolvimento local. *Conjuntura & Planejamento*, v. 159, p. 46-53, 2008.
- SOUZA, P. R. C. *Un modelo primário exportador: el caso de Rio Grande do Sul, Brasil*. Santiago de Chile, Universidad de Chile, 1973.
- WEST, G. R. Regional Trade Estimation: A Hybrid Approach. *International Regional Science Review*, v. 13, n. 1&2, p. 103-118, 1990.

**QUALIDADE INSTITUCIONAL E DESEMPENHO ECONÔMICO: ANÁLISE EMPÍRICA
DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS, 2010***

Adrielli Santos de Santana

Mestranda em Economia Regional e Políticas Públicas pela

Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC)

E-mail: adrielli_santana@outlook.com

Ricardo Candéa Sá Barreto

Analista de Gestão da Diretoria Jurídica da Companhia de Água e Esgoto do Ceará (CAGECE)

E-mail: ricardocandea@yahoo.com.br

RESUMO: O presente artigo testa a hipótese de que qualidade institucional exerce um efeito positivo sobre a distribuição da renda *per capita*. Metodologicamente, dentro desse objetivo, foram propostas, especificadamente, a mensuração do Indicador de Qualidade Institucional dos Municípios brasileiros (IQIM) em 2010, utilizado dentro do modelo econométrico de equações simultâneas como *proxy* para a qualidade institucional a fim de estimar o efeito supracitado. A construção dessa variável permitiu, ainda, verificar os diferenciais no comportamento do IQIM dos anos 2000, já existentes, e 2010. Os resultados apontam que, no nível agregado, a qualidade institucional exerce um efeito positivo sobre o desempenho econômico. Por fim, o estudo analisa as desigualdades socioeconômicas entre os municípios através de uma perspectiva institucionalista fundamentada nos resultados desse indicador.

Palavras-Chave: Qualidade institucional; Desenvolvimento; Municípios; Desigualdade; Brasil.

Classificação JEL: O43; R10; C26.

ABSTRACT: This paper tests the hypothesis that institutional quality have a positive effect on income distribution. Methodologically within that goal, it has been proposed, specifically, the measurement of Institutional Quality Indicator in the cities (IQIM) in 2010, used in the econometric method of simultaneous equations as a proxy for institutional quality to estimate the above effect. The construction of this variable allowed even check the differences in behavior IQIM the years 2000, existing, and 2010. The results show that, at the aggregate level, the institutional quality have a positive effect on economic performance. Finally, analyze the social-economic inequalities between the municipalities through an institutionalism perspective based on the results of this indicator.

Keywords: Institutional quality; Development; Cities; Inequality; Brazil.

JEL Code: O43; R10; C26.

1. Introdução

As grandes desigualdades regionais no Brasil são amplamente reconhecidas e têm sido discutidas com relativa frequência pelo menos desde a década de 1960, quando Williamson (1965), ao comparar indicadores de desigualdades regionais, referiu-se ao Brasil como o mais grave problema Norte-Sul. Mais recentemente, Shankar e Shah (2003) qualificaram as desigualdades regionais no Brasil como excessivas.

O Brasil exibe níveis de desigualdades regionais altíssimos, quando comparado aos países desenvolvidos, de uma forma geral, e aos EUA, em particular. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2015), em 2011, o PIB *per capita* brasileiro foi de R\$ 21.535,65, mas a análise de microdados demonstra dois extremos distintos, cujo maior e o menor valor encontrados foram R\$ 387.136,99 e R\$ 2.462,15, respectivamente. Esses dados revelam uma diferença de, aproximadamente, 157 vezes entre o maior e o menor PIB *per capita* municipal, e esses são 18 vezes superior e 8,7 vezes inferior, respectivamente, à média brasileira, o que demonstra uma grande heterogeneidade entre os municípios nacionais. Em outras palavras, isso quer dizer que temos uma polarização econômica, com municípios muito ricos e muito pobres.

Nos últimos anos, tem crescido o debate em torno do papel das instituições no desempenho econômico, um dos argumentos mais aceito para justificar as discrepâncias socioeconômicas entre as economias mundiais deriva do arcabouço institucional, fruto da insuficiência dos argumentos contidos nas teorias ortodoxas para explicar as mudanças no atual cenário socioeconômico, tornando as discussões institucionais, cada vez mais, presentes nas literaturas especializadas.

Douglas North foi responsável por introduzir as instituições dentro da economia neoclássica por meio das análises dos custos de transações, nas quais definiu as instituições como um dos elementos principais para justificar o desempenho e a evolução das sociedades, sendo essa a premissa básica que sustenta o modelo de mudança institucional, do qual deriva as análises de desigualdades econômicas de longo prazo (CONCEIÇÃO, 2002).

North (1991) afirma que faz parte da história econômica analisar as economias e sociedades que não seguiram as regras do jogo econômico e, conseqüentemente, não atingiram o crescimento e desenvolvimento esperado da mesma forma que analisa as instituições que prosperaram economicamente. A história econômica tem por função principal explicar o comportamento das economias e das instituições, mas, especificadamente, as “*causas do crescimento, declínio e estagnação econômica e do bem-estar de diferentes grupos numa sociedade ao longo do tempo*” (NORTH, 1977¹ apud CAVALCANTE, 2007, p. 25).

As mudanças institucionais são ocasionadas, principalmente, por meio das ações de organizações empresariais e instituições econômicas que buscam cenários mais rentáveis para expandir suas riquezas. Dessa forma, modifica-se toda a estrutura institucional estimulando o crescimento econômico em situações favoráveis, e promovendo a estagnação desse crescimento caso a matriz institucional seja considerada improdutiva para maximizar as riquezas desses agentes.

Essa relação entre organizações, regras e instituições desdobra o modelo neoinstitucional proposto por North, que busca demonstrar que o desenvolvimento econômico está pautado na existência de instituições que favoreçam o desenvolvimento produtivo, intelectual e social dos indivíduos de uma sociedade, e esses estarão mais aptos a se adaptarem às mudanças econômicas, tudo isso dentro de um ambiente constituído por regras que mantenham a justiça (CAVALCANTE, 2007).

North (1991) afirma que as instituições possuem uma herança histórica, resultante do processo evolutivo ao qual foram submetidas ao longo do tempo, que deram origem a um modelo sequencial capaz de fornecer informações importantes sobre o desempenho econômico, assim como da estrutura política e social dos países atuais. Seguindo esse modelo teórico, surgem diversos estudos empíricos

¹ NORTH, D. The New Economic History After Twenty Years. *The American Behavioral Scientist* (pre-1986), v. 21, n. 2, nov./dez., 1977.

que utilizam a qualidade institucional como variável importante para explicar o diferencial de desenvolvimento socioeconômico.

Na literatura *cross country*, destacam-se os trabalhos de Acemoglu, Johnson e Robinson (2000; 2001), Engerman e Sokoloff (2002) e Easterly e Levine (2002). Esses autores atrelam à qualidade institucional um conjunto de fatores exógenos com características geográficas e históricas, associados aos diferentes modelos de colonização e condução das estruturas socioeconômica e política na Europa e nas Américas. A conclusão geral extraída dessas obras é que tais fatores influenciaram na formação das instituições passadas e na permanência de algumas destas até os dias de hoje. Partindo dessa herança institucional, é possível avaliar como uma boa ou má instituição, conforme critérios pré-estabelecidos, afeta o desenvolvimento econômico de um país.

As contribuições desses autores favoreceram o surgimento de estudos voltados ao cenário interno de um único país. Essa nova forma de análise empírica remete ao fato de alguns elementos e informações se adaptarem melhor nas abordagens regionais do que nas comparações entre países. Além disso, os processos de levantamento de dados e de construção das análises comparativas, em níveis regionais, minimizam, significativamente, a incidência de erros amostrais e tornam os resultados mais precisos para representar a realidade.

Partindo da ótica intrapaís, os principais estudos voltados para o Brasil são: a nível estadual, Menezes-Filho *et al.* (2006), e a nível municipal, os trabalhos de Naritomi (2007), Pereira, Nakabashi, Sachida (2011) e Leivas *et al.* (2015). O caminho traçado por esses pesquisadores vai desde a verificação dos modelos teóricos originados nas abordagens *cross country* até a determinação de níveis de correlação entre instituições, renda e dispersão espacial. Entretanto, nem todas as possibilidades de pesquisa dentro do ambiente institucional brasileiro foram utilizadas.

O desenvolvimento desigual intrapaíses evidencia as falhas de mercado bem como os equívocos da adoção de certas políticas para redução das desigualdades regionais. Para compreender as causas do desenvolvimento desigual, as discussões devem transcender às explicações que se apoiam nas variáveis tradicionais de desenvolvimento econômico. Deve-se adicionar novos elementos para sua melhor compreensão, como a influência do conjunto de instituições formais e informais. Essas últimas associadas às regras do jogo e à regularidade do comportamento dos indivíduos. A qualidade das instituições de uma determinada região pode facilitar ou dificultar, seja a convergência das regiões ao mesmo *steady state* (dos modelos neoclássicos de crescimento regional) ou o êxito das políticas regionais (nos modelos intervencionistas).

O objetivo deste trabalho é verificar a validade da hipótese central da influência da qualidade institucional sobre a renda *per capita* dos municípios brasileiros para o ano de 2010. Subsidiariamente, contribuir para o debate e apontar alternativas que sejam capazes de, ao mesmo tempo, melhorar a qualidade das instituições e propiciar indicadores econômicos e sociais melhores para os municípios brasileiros. A relevância deste trabalho está em chamar a atenção para a urgência de ações que promovam mudanças incrementais na matriz institucional, não só para aumentar a conectividade das regiões atrasadas com as redes econômicas globais, mas, principalmente, para reduzir mazelas sociais, como a miséria.

Metodologicamente, dentro desse objetivo, foram propostas, especificadamente, a mensuração do Indicador de Qualidade Institucional dos Municípios brasileiros (IQIM) para o ano de 2010, utilizado dentro do modelo econométrico de equações simultâneas como variável representativa da qualidade institucional. A construção dessa variável permitiu, ainda, verificar os diferenciais no comportamento do IQIM dos anos de 2000, já existente, e de 2010. Por fim, analisar as desigualdades socioeconômicas entre os municípios através de uma perspectiva institucionalista.

As premissas básicas que sustentam o presente estudo estão de acordo com a hipótese da existência de uma correlação entre o nível de qualidade institucional e a desigualdade socioeconômica dos municípios brasileiros, partindo do pressuposto de que as instituições são fatores endógenos dentro de uma economia, capazes de influenciar as variáveis econômicas e sociais. Assim, se um município apresenta baixo nível de crescimento e desenvolvimento econômico e má distribuição das riquezas acumuladas, isso implica, também, em baixo nível de qualidade institucional.

Este trabalho está dividido em seis seções além desta introdução. A segunda seção encontra-se estruturada com uma revisão de literaturas acerca do papel das instituições e dos principais estudos com aplicação empírica. A terceira aborda uma seção metodológica, descrevendo as técnicas e os procedimentos adotados para a construção do modelo e descrição das variáveis utilizadas. Na quarta seção são elucidados os principais resultados obtidos com a mensuração do indicador e a aplicação da análise econométrica. Na última seção, são apresentadas as principais conclusões deste trabalho.

2. Desenvolvimento e estudos empíricos com instituições

Conforme Lopes (2009), o desenvolvimento origina-se da melhora na qualidade das instituições e na acumulação de capital humano e suas externalidades, criando, assim, um ambiente propício à criação e difusão de inovações e, conseqüentemente, ao desenvolvimento econômico e social.

Ainda segundo o autor, o desenvolvimento desigual intrapaíses evidencia as falhas de mercado bem como os equívocos da adoção de certas políticas para redução das desigualdades regionais. Aliado ao fraco desempenho operacional dessas políticas, e até como consequência dele, há a necessidade de uma reconstrução teórica que possibilite uma melhor compreensão desse fenômeno e de sua persistência ao longo do tempo. Nesse sentido, identificar as causas do insucesso das intervenções governamentais torna-se um importante instrumento para formulação de políticas públicas para um planejamento regional adequado.

Lopes (2009) afirma que, para compreender as causas do desenvolvimento desigual, as discussões devem transcender às explicações que se apoiam nas variáveis tradicionais de desenvolvimento econômico. Deve-se adicionar novos elementos para sua melhor compreensão, como a influência do conjunto de instituições formais e informais. Estas últimas associadas às regras do jogo e à regularidade do comportamento dos indivíduos. A qualidade das instituições de uma determinada região pode facilitar ou dificultar, seja a convergência das regiões ao mesmo *steady state* (dos modelos neoclássicos de crescimento regional) ou o êxito das políticas regionais (nos modelos intervencionistas).

Partindo do modelo teórico de North, destaca-se na literatura internacional o trabalho de Acemoglu, Johnson e Robinson (2000). Em suas análises, os autores utilizam como base os índices de mortalidade nos países europeus para justificar as diferentes formas de colonização adotadas no território, e conseqüentemente as diferentes instituições erguidas, algumas destas presentes até os dias atuais, determinando, com isso, as dessemelhanças na formação dos países que afetaram, positiva ou negativamente, na trajetória rumo ao crescimento econômico de longo prazo. Em trabalho posterior, foi testada a hipótese da influência de variáveis geográficas no comportamento das instituições europeias, os resultados, entretanto, demonstraram que tais variáveis não fornecem informações suficientes para justificar as discrepâncias entre os países europeus (ACEMOGLU; JOHNSON; ROBINSON, 2001).

Engerman e Sokoloff (2002) foram responsáveis por desenvolver um dos primeiros estudos direcionados às Américas, partindo da colonização europeia no “Novo Mundo”, influenciada por condicionantes geográficas, as quais denominam de “fator inicial”, junto com um conjunto de variáveis empíricas das políticas educacionais, territoriais e econômicas adotadas pelos países americanos. Os autores buscavam, nesse estudo, entender os fatores que contribuíam para a persistência das desigualdades de renda entre eles.

[...] os autores constataram que as nações que apresentavam grande desigualdade desenvolveram instituições que beneficiavam uma elite em detrimento da maioria da população, fornecendo a ela maior poder político e maior acesso às oportunidades econômicas, o que contribuiu para a manutenção do elevado grau de desigualdade (PEREIRA; NAKABASHI; SACHSIDA, 2011, p. 11).

A literatura brasileira também contribuiu para a abordagem *cross-country* dos efeitos institucionais sobre o crescimento econômico. Destaca-se, nesse meio, o trabalho de Arraes e Teles

(2000, p. 883) que buscou identificar, além do crescimento econômico, os diferenciais de capital humano e físico, através de um conjunto de variáveis de medidas “*burocráticas, de instabilidade política, de liberdade civil, de corrupção, dentre outros fatores*”, dispostas em modelos econométricos. Os resultados se mostraram satisfatórios para comprovar a correlação entre a qualidade institucional e o crescimento econômico de longo prazo em um quadro de 100 países, incluindo o Brasil.

De acordo com Pande e Udry (2006), a partir das análises *cross country*, deriva-se o desafio de adaptar os modelos para a análise de microdados relacionando-as com o diferencial de crescimento e desenvolvimento dentro de uma única região.

Partindo de uma revisão de literatura, Naritomi (2007, p. 20) apresenta as principais “vantagens empíricas” da análise intrapaís:

Banerjee e Iyer (2004) destacam que, ao se analisar instituições específicas em um único país, torna-se mais fácil identificar as fontes das variações se comparado à análise entre países, em que há diferenças marcantes em um complexo de instituições. Iyer (2003) ressalta que o problema de viés de variável omitida nesse caso é menor que na análise *cross-country*. Além desses pontos, Jimeno (2005) chama atenção para o fato de algumas instituições não serem diretamente comparáveis entre países.

Nesse contexto, surgem os primeiros estudos voltados para a análise de microdados em um único país, inicialmente nos Estados Unidos, com os trabalhos de Berkowitz e Clay (2003), Mitchener e McLean (2003), Lagerlöf (2005), mas também foram realizados estudos para outros países com, por exemplo, a Índia e o Brasil.

Menezes-Filho *et al.* (2006, p. 4) verificaram se as hipóteses contidas nos trabalhos de Acemoglu, Johnson e Robinson (2000, 2001) e de Engerman e Sokoloff (2002) “*são válidas também para explicar as diferenças de renda entre os estados brasileiros*”. A hipótese foi confirmada ao detectar a relação entre as variáveis históricas, geográficas e institucionais na diferenciação dos produtos *per capita* estaduais. Os resultados detectaram que a qualidade das instituições atuais estava entrelaçada ao nível de escolaridade, à participação eleitoral e à imigração estrangeira no passado e, negativamente, à escravidão e às variáveis geográficas, representadas pela latitude das capitais, servindo para justificar as diferenças entre as instituições, sendo introduzidas de forma exógenas no modelo.

Além das desigualdades estaduais, a literatura nacional enfatizou a problemática a nível municipal. Dentro desse seguimento, destacam-se os estudos de Naritomi (2007), Pereira, Nakabashi, Sachsida (2011) e Leivas *et al.* (2015). Além desses, outros trabalhos foram elaborados seguindo essa mesma linha ideológica, entretanto, com análises restritas à municípios dentro de um único estado, como, por exemplo, Piacenti (2009), para os municípios paranaenses, posteriormente estudados por Pereira, Nakabashi e Salvato (2012).

A pesquisa realizada por Naritomi (2007, p. 12) leva em consideração o grau de homogeneidade das estruturas municipais no Brasil, o que engloba a formação histórica, os aspectos linguísticos e legislativos. A partir desse quesito, buscou mensurar os efeitos dos ciclos coloniais – do ouro e da cana-de-açúcar – na formação das instituições atuais, através do método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), utilizando como variáveis explicativas da qualidade institucional: “*desigualdade de distribuição de terras, concentração política, capacidade gerencial e acesso à justiça*”.

Por sua vez, Pereira, Nakabashi e Sachsida (2011, p. 8) mensuraram “*a relação entre a qualidade institucional dos municípios brasileiros e seu PIB per capita*”. A hipótese seguida pelos autores é a de que fatores geográficos influenciaram na formação das primeiras instituições municipais e estas, por sua vez, influenciam nas atuais, sobretudo, no diferencial da renda dentro do território brasileiro. Por meio do modelo MQ2E, foram utilizadas variáveis geográficas exógenas (latitude, temperatura média anual, média de chuvas anual e fracionamento étnico) e o Indicador de Qualidade Institucional Municipal (IQIM), desenvolvido pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG). Os resultados confirmaram a existência de uma correlação entre o

diferencial institucional e as disparidades de renda *per capita*, reafirmando os resultados obtidos pelos trabalhos já realizados na literatura institucional.

Em estudos recentes, Leivas *et al.* (2015) verificaram a influência de elementos espaciais sobre o desempenho econômico dos municípios, dentro da abordagem da “geografia das instituições”, durante o período de 2000 a 2010, a partir de dados do IQIM do ano 2000, dentro do modelo espacial de Durbin². Os autores concluem que a proximidade de municípios com níveis de qualidade institucionais distintos geram um efeito negativo no curto prazo sobre o desempenho econômico, visto que os municípios que apresentam melhores níveis de qualidade institucional apresentam tendência à atração de maiores investimentos em capital físico e humano. O estudo atenta para a importância de um planejamento institucional dos municípios brasileiros de forma a contribuir para o desenvolvimento econômico dos mesmos, além disso, enfatiza a necessidade de uma atualização dos indicadores que mensuram a qualidade institucional, diante das transformações sofridas nas estruturas municipais desde o ano de 2000.

3. Procedimentos metodológicos

Para atingir os objetivos propostos pelo presente trabalho, foi adotado o método econométrico. Segundo Gujarati (2006), a análise econométrica é a adoção de procedimento de inferência, proveniente, em suma, da análise matemática e estatística para dar suporte e justificar os fenômenos e teorias econômicas – neste trabalho, representada pelo objetivo de descrever as desigualdades dos municípios brasileiros, por meio da mensuração de indicadores de qualidade institucional e da análise do comportamento de variáveis quantitativas.

Buscou-se, na construção das afirmações econômicas, unir a natureza quantitativa à qualitativa da pesquisa. A primeira, representada pela necessidade de quantificar o pensamento lógico, por meio de modelos econométricos, e por facilitar a demonstração dos dados coletados através de elementos da estatística descritiva, tais como expressões numéricas, percentuais e tabulares. E, a segunda, realçando a importância de uma interpretação multidimensional das informações e da manutenção de uma ligação com os pressupostos teóricos.

3.1. Descrição do modelo e método de estimação

Como se pretende estimar os efeitos da qualidade institucional sobre o desempenho econômico dos municípios brasileiros, a análise adota o modelo econométrico de equações simultâneas. As definições básicas desse modelo remetem à existência de uma relação entre duas ou mais variáveis determinadas, simultaneamente, através de uma estrutura de equações, ou seja, a determinação dos parâmetros de uma equação ocorre de maneira conjunta com as demais equações (GUJARATI, 2006).

A opção pela aplicação desse modelo refere-se, dentre outras funções, à endogeneidade de algumas variáveis, entre elas a qualidade institucional, podendo ser esta explicada com o auxílio de variáveis exógenas. Além disso, concilia a introdução da variável corrupção como determinante da qualidade institucional e do desempenho econômico.

A construção do modelo empírico será uma adaptação do modelo utilizado por Arraes, Barreto e Teles (2004), diante do seu desempenho estatístico e econométrico, e por melhor se enquadrar aos resultados almejados por esta pesquisa. A reformulação das equações e a escolha das variáveis foram embasadas na literatura empírica dentro desta temática.

Manteve-se a forma estrutural do modelo composta por três equações, cujas variáveis dependentes serão determinadas de maneira conjuntas, reajustando as informações para o nível municipal. Dessa forma, a nova especificação do modelo é expressa pelas seguintes equações:

² *Spatial Durbin Model – SDM*. Ver Leivas *et al.* (2015).

$$RDPC = fy(IDHM, CORRUPT, ABERT, INV, IQIM, THEIL) \quad (1)$$

$$IQIM = fs(RDPC, IDHM, ABET, IQIM00, THEIL, INST) \quad (2)$$

$$CORRUPT = fc(IDHM, RDPC, CIV, ABERT, THEIL, INST) \quad (3)$$

em que *RDPC* representa a renda *per capita*, *IDHM* simboliza o índice de desenvolvimento humano dos municípios, *INV* representa o nível de investimentos em relação ao PIB, *IQIM* é a medida representativa da qualidade institucional, *THEIL* corresponde ao índice de Theil, *CORRUPT* é uma medida do grau de corrupção dos municípios, *CIV* representa a participação da população ou civismo, e *INST* corresponde a um conjunto de variáveis instrumentais de natureza geográfica. Tais variáveis serão mais bem explicadas no último tópico desta seção.

A primeira equação assume a forma de uma equação de crescimento semelhante à utilizada por Arraes, Barreto e Teles (2004) para os estados brasileiros. As diferenças mais importantes a serem mencionadas consistem na introdução da qualidade institucional (*IQIM*) em substituição ao capital social, cuja utilização, não altera a estrutura do modelo, e na utilização do grau de abertura comercial (*ABERT*) como variável explicativa, bem como a substituição do Índice de Gini pelo índice de Theil, que se apresentou mais eficiente.

Ao que se refere a método de equações simultâneas, a literatura econométrica apresenta opções consideráveis de estimadores. Entretanto, para atingir os objetivos proposto por este trabalho, optou-se pela utilização do estimador dos Mínimos Quadrados em três Estágios (MQ3E).

O método dos MQ3E é originado do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Trata-se da estimação dos parâmetros do modelo regressivo, que visa obter o melhor ajuste das variáveis utilizadas no modelo por meio da minimização o somatório do quadrado dos resíduos. A diferença principal consiste na tripla aplicação dessa estimativa no modelo MQ3E, como a própria denominação deixa subentendida, tal que:

- 1º Estágio: ocorre estimação dos parâmetros por meio do MQ2E (Mínimo Quadrado em Dois Estágios);
- 2º Estágio: identificação dos erros estruturais e identificação de níveis de variância e correlação;
- 3º Estágio: estimação do MQG – Mínimos Quadrados Generalizados.

Nestas considerações, o tratamento dos dados para a aplicação do modelo MQ3E será realizado através do *software* STATA 11, que consiste em uma importante ferramenta das análises econométricas.

3.2. Variáveis e fonte de dados

No presente trabalho, a investigação utiliza uma amostra de 5564 municípios brasileiros e o Distrito Federal, para os quais as variáveis necessárias para a estimação do modelo estavam acessíveis. O período de análise é o ano de 2010, que apresentou um conjunto de dados mais completos e consistentes. A seguir será feita a descrição das variáveis, juntamente com a identificação das fontes de dados:

(I) Variáveis dependentes:

a) Renda *per capita* (*RDPC*): representada pela variável renda *per capita* municipal obtida para o ano de 2010, na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2015). O nível de renda *per capita* inicial foi incluído no modelo como referente ao desempenho econômico dos municípios, calculado através da divisão do PIB corrente municipal e o número de indivíduos residentes.

b) Qualidade institucional (*IQIM*): a *proxy* da qualidade institucional foi obtida através da mensuração do Indicador de Qualidade Institucional Municipal (IQIM) do ano de 2010, construído com dados do Perfil de Informações Municipais - MUNIC dos anos de 2009 e 2011, elaborado pelo IBGE (2015), e de dados das Finanças do Brasil – FINBRA, elaborado pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN, 2015). Esse índice foi elaborado pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, sendo disponível apenas para o ano 2000, também utilizado como variável explicativa do modelo (*IQIM00*). O indicador é resultante da soma dos percentuais iguais (33,33%) de três grupos de subindicadores, conforme verificado na Tabela 1.

Tabela 1 – Indicador de Qualidade Institucional Municipal

		Variáveis	%
IQIM	Grau de Participação (33,3%)	Existência de Conselhos	4,00%
		Conselhos Instalados	4,00%
		Conselhos Paritários	7,16%
		Conselhos Deliberativos	7,17%
		Conselhos que Administram Fundos	11,00%
	Capacidade Financeira (33,3%)	Existência de Consórcios	11,11%
		Receita Corrente X Dívida	11,11%
		Poupança Real <i>per capita</i>	11,11%
	Capacidade Gerencial (33,3%)	Existência de Cadastro Imobiliário	8,33%
		Cobrança de IPTU	8,33%
		Instrumentos de Gestão	8,33%
		Instrumentos de Planejamento	8,33%

Fonte: MPOG (2015).

c) *Proxy* da corrupção (*CORRUPT*): utilizou-se a razão entre o número de candidatos julgados inaptos a exercerem cargos públicos e o número de vagas disponíveis nas eleições municipais de 2008, disponibilizados pelo Tribunal Superior Eleitoral (TSE, 2015). A metodologia do cálculo foi desenvolvida por Einloft (2012). Segundo o autor, a *proxy* leva em consideração a distribuição do número de servidores em relação ao tamanho da população de cada município, evitando com isso estimativas tendenciosas em municípios maiores, onde esses valores se apresentam altos.

(II) Variáveis explicativas:

a) Nível de investimentos (*INV*): essa variável é obtida por meio da razão entre o montante de investimentos dos municípios e seus respectivos produtos. A aplicação dessa variável foi motivada pelos estudos de Ribeiro, Gonçalves e Freguglia (2013), os quais a definem como uma *proxy* para determinar o nível de investimentos a nível municipal, referente ao modelo empírico adotado por este trabalho. A construção da variável foi obtida através dos dados de investimentos e do PIB do ano de 2010, disponibilizados pelo IPEA (2015).

b) Índice de Theil (*THEIL*): índice que mede as desigualdades existentes na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos. Possui valores variando na escala de 0 a 1, este último representa a máxima existência de desigualdade.

c) Grau de Abertura Comercial (*ABERT*): variável obtida através da razão entre a soma dos montantes das exportações e importações municipais e do PIB. Segundo Ribeiro, Gonçalves e Freguglia (2013), a variável é um importante indicador dos “benefícios da abertura comercial”. Para a construção da variável, foram utilizados o PIB municipal, disponibilizado pelo IPEA (2015), e os valores da balança comercial brasileira (US\$ FOB) para o ano de 2010, obtidas do Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio Exterior - MIDIC (2015).

d) Comparecimento do eleitorado (*CIV*): variável representativa da participação cívica da população nas decisões políticas. Obtida pelo número de comparecimentos do eleitorado nas eleições de 2010. Os dados foram divulgados pelo TSE e compilados pelo IPEA (2015).

e) Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (*IDHM*): variável explicativa do nível de desenvolvimento humano dos municípios, partindo de três subindicadores: longevidade, educação e renda, disponibilizados pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento - PNUD (2015).

(III) Variáveis instrumentais:

A escolha das variáveis instrumentos (*INST*) foi embasada pelas contribuições teóricas contidas nos trabalhos de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), Engerman e Skoloff (2002) e Naritomi (2007). Os argumentos desses autores implicam na introdução de variáveis geográficas como fatores determinantes das condições iniciais das instituições, sendo aplicadas de forma exógena no modelo.

Dessa forma, as variáveis geográficas utilizadas instrumentalmente no trabalho foram: densidade demográfica (*DEM*), latitude (*LAT*), altitude (*ALT*), média anual das precipitações pluviométricas (*CHUV*), temperatura média anual (*TEMP*), distância da capital federal (*DISTF*) e distância da capital estadual (*DISTE*). As variáveis foram calculadas a partir das coordenadas geodésicas disponíveis no cadastro de cidades e vilas do IBGE de 1998 e copiadas pelo IPEA (2015).

4. Resultados

Ressalva-se, primeiramente, que a metodologia utilizada na construção do IQIM para o ano de 2010 seguiu a metodologia proposta por Piacenti (2009), na qual foram realizadas intervenções pontuais por meio da substituição de algumas informações, detalhadas na seção anterior, para superar a deficiência na disponibilidade das variáveis presentes no modelo original do ano de 2000, tais intervenções evitam a existência de altas discrepâncias nos valores encontrados e, posteriormente, auxilia na sua interpretação. Dentro dessas considerações, a análise comparativa entre ambos os indicadores se tornou possível, e seus resultados satisfatórios.

O segundo fator importante a ser considerado é a quantidade de municípios analisados. Até o ano de 2000, estavam devidamente registrados pelo Censo Demográfico, realizado pelo IBGE, 5.507 municípios. Para o ano de 2010, a nova pesquisa revelou um aumento nesse número, passando a registrar 5.565. Portanto, sobre estes municípios que os indicadores foram aplicados. E dessa análise surge a terceira ressalva, aos municípios que não apresentavam uma ou mais variáveis para a construção do indicador foi atribuído o peso mínimo correspondente.

Em uma abordagem generalizada, ocorreu uma melhora no indicador de qualidade institucional dos municípios brasileiros. A média registrada pelos dois levantamentos aumentou de 3,0 pontos no ano de 2000 para 3,2 em 2010, dos quais 434 e 460 municípios, respectivamente, apresentaram esses valores. A dispersão dos municípios em torno da média também apresentou resultados próximos. Em 2000, cerca de, 42,84% dos municípios obtiveram pontuação inferior à média, contrapondo 49,28% que obtiveram pontuações superiores. Já para o ano de 2010, esses resultados foram, respectivamente, 43,52% e 48,21% dos municípios analisados. Em ambos os casos, o indicador registrou o valor máximo de 5 pontos, não ocorrendo nenhum registro de municípios com notas superiores a essa marca em nenhum dos períodos.

Ao dividir o intervalo de resultados possíveis em faixas de valores, é possível verificar quais níveis de pontuação do IQIM sofreram maiores mudanças (Tabela 2).

Observou-se que os valores situados abaixo das médias registraram reduções na quantidade de municípios. Dessa forma, identificou-se uma redução de: 64,44% do número de municípios que se localizam na faixa pontual de 1,0 a 1,5; de 12,85% dos situados entre 1,6 a 2,0; de 53,78% entre 2,1 a 2,5; e de 18,60% na faixa que vai de 2,6 a 3,0 pontos.

A mesma análise permite verificar que, em contrapartida, ocorreu um aumento no número de municípios situados com valores acima de 3,0 pontos. Esses aumentos foram de 19,11% na faixa correspondente a 3,1 e 3,5 pontos; e de 49,40% na faixa de 3,6 a 4,0 pontos. Dentro desses resultados,

chamam a atenção os aumentos de 104,8% nas faixas de 4,1 a 4,5, e o crescimento de 90,9% entre 4,6 a 5,0, entretanto, em relação à quantidade absoluta de municípios, ainda apresentam baixa representação, sendo que esta última faixa ilustra, somente, 0,38% do total de municípios do ano de 2010.

Tabela 2 – Distribuição dos municípios segundo a Qualidade Institucional, 2000 e 2010

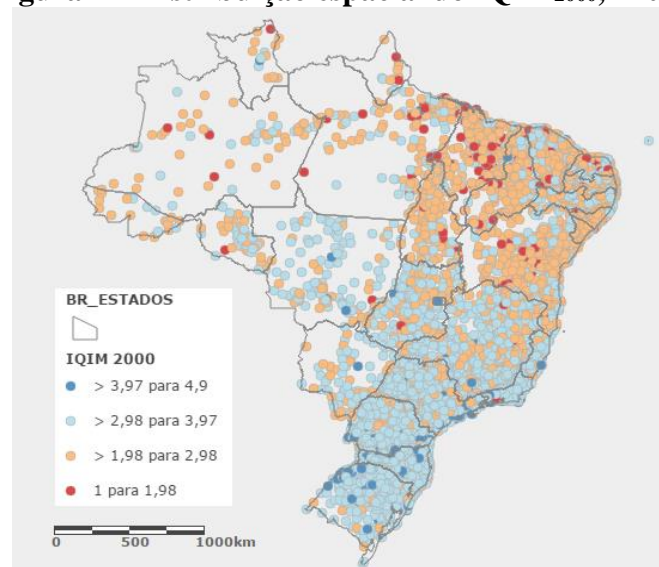
Faixa	Número de Municípios	
	2000	2010
De 1,0 a 1,5	45	16
De 1,6 a 2,0	179	156
De 2,1 a 2,5	833	385
De 2,6 a 3,0	1736	1413
De 3,1 a 3,5	1800	2144
De 3,6 a 4,0	757	1131
De 4,1 a 4,5	146	299
De 4,6 a 5,0	11	21
De 5,1 a 5,5	0	0
De 5,6 a 6,0	0	0
Valor médio aproximado	3,0	3,2
Total inferior à média	2.359	2.422
Total superior à média	2.714	2.683
TOTAL	5.507	5.565

Fonte: Resultados da pesquisa.

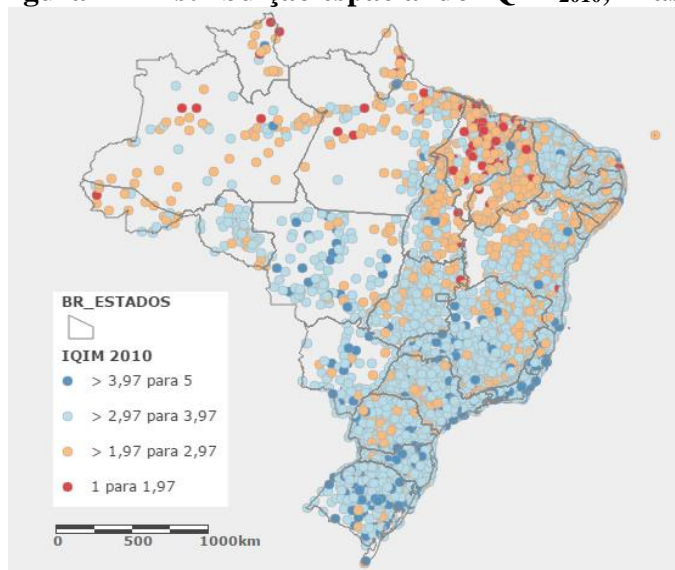
Em suma, ocorreu um deslocamento gradual do IQIM do ano de 2000 para 2010, ou seja, os resultados, quando não permaneciam dentro do mesmo intervalo, migraram em direção à faixa pontual mais próxima, tanto positiva quanto negativamente, não registrando altas discrepâncias entre os valores. Assim, o cálculo dos desvios de valores entre ambos os indicadores registrou uma média de 0,2.

Os resultados podem ser demonstrados através de uma visão espacial da qualidade institucional dos municípios brasileiros, representada nas Figuras 1 e 2. Sobretudo, as imagens evidenciam uma clara divisão do desempenho institucional dos municípios em ambos os anos. Observa-se que os municípios localizados nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul apresentam IQIM mais elevado do que os municípios das regiões Norte e Nordeste.

Figura 1 – Distribuição espacial do IQIM₂₀₀₀, Brasil

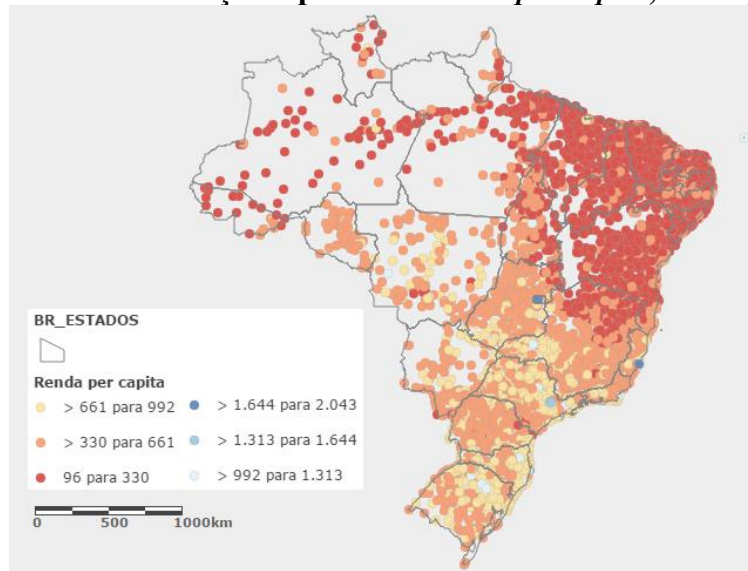


Fonte: Elaboração própria.

Figura 2 – Distribuição espacial do IQIM₂₀₁₀, Brasil

Fonte: Elaboração própria.

Essa análise está sujeita a vários questionamentos e implicações, alguns dos quais já debatidos pela literatura institucional, tais como características históricas, modelos de colonização e atividades econômicas desenvolvidas. Mas, sobretudo, a renda dessas regiões é o argumento mais mencionado nessas literaturas, visto que os desníveis de qualidade institucional seguem a mesma tendência espacial das desigualdades de renda no Brasil (Figura 3).

Figura 3 – Distribuição espacial da renda *per capita*, Brasil, 2010

Fonte: Elaboração própria.

Entretanto, deve-se ressaltar que a análise geoespacial não fornece suporte consistente para sustentar a premissa da existência de uma real relação entre qualidade institucional e renda no Brasil, visto que as ideias utilizadas até aqui recaem puramente sobre o arcabouço teórico da economia institucional. Isso demonstra, ainda mais, a necessidade de aprofundar as análises através da utilização de instrumentos de estimação econométricas, detalhados na seção seguinte.

4.1. Análise do modelo empírico

Os resultados apresentados até o momento remetem somente a uma visão pura e isolada dos resultados do IQIM. As análises que serão desenvolvidas nesta seção buscam, além de analisar a qualidade institucional, correlacioná-la ao desempenho econômico dos municípios brasileiros, representado pelo nível de renda *per capita*, e este último à *proxy* de corrupção, por meio do modelo de equações simultâneas. Assim, procurou-se demonstrar a influência que a qualidade institucional exerce sobre essas variáveis, e os efeitos de um conjunto de variáveis exógenas, através da demonstração dos resultados obtidos na estimação dos parâmetros do sistema de equações, através do estimador MQ3E, descrito na seção anterior.

A análise tem início a partir da verificação das condições de ordem do modelo de equações simultâneas. Dessa forma, verificou-se se o número de variáveis exógenas omitidas do sistema de equações são iguais, superiores ou inferiores ao número de variáveis explicativas endógenas do modelo, sendo classificadas como identificadas, sobreidentificadas ou subidentificadas, respectivamente, conforme as condições apresentadas (WOOLDRIDGE, 2012). Nesse quesito, o modelo utilizado na pesquisa se caracteriza com sobreidentificado, pois mais de um coeficiente pode ser estimado para um determinado parâmetro. Arelada a esta verificação, e visando contornar os problemas de simultaneidade das variáveis utilizadas no modelo, a escolha do método MQ3E mostrou-se mais consistente.

Conforme o resultado demonstrado na Tabela 3, foram realizadas 5.154 observações, correspondendo ao total de municípios que apresentaram informações completas para todo o conjunto de variáveis analisadas. Foram aplicados 6 (seis) parâmetros para explicar a equação renda *per capita* (RDPC), e 12 (doze) parâmetros para as equações de qualidade institucional (IQIM) e corrupção (CORRUPT), respectivamente.

Tabela 3 – Resultados do modelo de equações simultâneas

Equation	Obs	Parms	RMSE	R ²	chi2	P
RDPC	5154	6	119,3136	0,7615	18357,89	0,0000
IQIM	5154	12	6,104459	0,4038	3805,61	0,0000
CORRUPT	5154	12	,4705585	-0,1166	735,55	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

A saída do *software* STATA ilustra os valores da raiz quadrada do erro quadrático médio (RMSE, no inglês, *Root Mean Square Error*), que representa uma medida de precisão entre a diferença dos valores previstos pela estimação e os valores reais observados. Portanto, valores próximos de 0 (zero) indicam máxima precisão, se tornando maiores à medida que essa diferença aumenta. Além disso, a diminuição no número de parâmetros das equações contribui para o aumento dos valores de RMSE.

Na análise seguinte, calculam-se os valores do coeficiente de determinação (r^2 ou R-sq). Esse coeficiente, no modelo de regressões múltiplas, ou seja, quando apresentam mais de duas variáveis, tem a função de identificar, sinteticamente, o grau de ajuste das observações sobre a reta de regressão (GUJARATI, 2000). A variação desse valor é limitada pelo intervalo de $0 \leq r^2 \leq 1$, em que o valor igual a 1 representa o perfeito ajuste do modelo (GUJARATI, 2000). Entretanto, devido à utilização do *software* STATA, valores negativos são facilmente verificados em estimativas por mínimos quadrados, não interferindo nas analogias posteriores.

Também foram englobados na análise os valores dos testes chi-quadrado, também denominados qui-quadrado, e os valores da estatística p. O primeiro indica o grau de aceitabilidade dos resultados observados diante da curva de distribuição esperada. Diante desse coeficiente, é possível afirmar que o modelo aplicado na pesquisa rejeita a hipótese nula (H_0) que supõe a igualdade nos valores observados e esperados, e, portanto, aceita a hipótese alternativa (H_1), em que tais valores são estatisticamente diferentes, permitindo afirmar que as verificações realizadas para as três

equações foram significativas. Por sua vez, o valor p também tem a finalidade de questionar as hipóteses levantadas no modelo, assume variações entre 0 a 1, e, portanto, probabilidades mais baixas fornecem evidências fortes para questionar a hipótese nula.

Dentro dessas considerações, o modelo utilizado apresentou resultados significantes, satisfazendo as necessidades básicas para dar prosseguimento às estimações dos parâmetros das equações.

A Tabela 4 reporta os resultados das estimativas dos coeficientes por meio do MQ3E, e das estatísticas de teste, para medir o nível de significância, expressos por $p > |z|$, cujo valor z é obtido através da divisão do coeficiente estimado pelo seu desvio padrão. Adotou-se, ainda, o intervalo de confiança de 95%, que “fornece um conjunto de hipóteses plausíveis sobre o valor dos parâmetros desconhecido” (GUJARATI, 2000, p. 134).

Tabela 4 – Resultados dos parâmetros das equações estruturais

	Coef.	Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf. Interval]	
RDPC						
IDHM	2473,136	64,93536	38,09	0,000	2345,865	2600,407
CORRUPT	-99,09387	11,92349	-8,31	0,000	-122,4635	-75,72427
ABERT	14,55784	6,112159	2,38	0,017	2,578229	26,53745
INV	4,28e-07	3,69e-08	11,59	0,000	3,55e-07	5,00e-07
IQIM	11,50059	,8276138	13,90	0,000	9,878502	13,12269
THEIL	243,0388	17,51482	13,36	0,000	199,7104	268,3673
_cons	-1763,589	21,74033	-81,12	0,000	-1806,2	-1720,979
IQIM						
RDPC	,0067338	,0015358	4,38	0,000	,0037238	,0097438
IDHM	28,83256	2,720619	10,60	0,000	23,50024	34,16487
ABERT	,8377692	,3143261	2,67	0,008	,2216975	1,453841
IQIM00	2,529254	,1778351	14,22	0,000	2,180704	2,877804
THEIL	6,093193	,7784018	7,83	0,000	4,567554	7,618833
DDEM	,0009436	,0001384	6,82	0,000	,0006724	,0012148
LAT	-,1643283	,0217567	-7,55	0,000	-,2069705	-,121686
CHUV	-,0005643	,0025619	-0,22	0,826	-,0055856	,004457
ALT	-,0000766	,0003208	-0,24	0,811	-,0007054	,0005522
TEMP	,0864084	,016385	5,27	0,000	,0542943	,1185225
DISTF	,0013706	,0002199	6,23	0,000	,0009395	,0018017
DISTE	-,0043706	,0004754	-9,19	0,000	-,0053024	-,0034388
_cons	10,72442	1,390284	7,71	0,000	7,999514	13,44933
CORRUPT						
IDHM	-1,837081	,4809843	-3,82	0,000	-2,779793	-,8943694
RDPC	,0018517	,0002862	6,47	0,000	,0012907	,0024127
CIV	,5412819	,2293597	2,36	0,018	,0917453	,9908186
ABERT	-,0226478	,0271766	-0,83	0,405	-,075913	,0306174
THEIL	,4455327	,0676884	6,58	0,000	,3128658	,5781995
DDEM	,0000235	,0000169	1,39	0,165	-9,66e-06	,0000567
LAT	,033935	,0032353	10,49	0,000	,0275939	,040276
ALT	-,0000362	,0000334	-1,09	0,278	-,0001016	,0000292
CHUV	,0007403	,0002869	2,58	0,010	,000178	,0013026
TEMP	,0019484	,0018922	1,03	0,303	-,0017602	,0056571
DISTF	-,0000498	,000021	-2,37	0,018	-,0000909	-8,68e-06
DISTE	-,0000881	,0000566	-1,56	0,120	-,000199	,0000229
_cons	,6052989	,1182948	5,12	0,000	,3734453	,8371525

Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação à equação de renda *per capita*, podemos observar que, com exceção da variável de corrupção, as demais variáveis apresentaram sinais positivos.

A hipótese discutida pelo presente trabalho, e retratada pela literatura institucionalista, de que a qualidade institucional exerce uma influência sobre a variável renda, é representada pelo sinal

positivo no coeficiente do parâmetro IQIM. Além disso, foi observado que outra variável de caráter social, também possui forte influência sobre a renda, o IDHM. Verifica-se, portanto, que a equação-renda pode ser descrita como a relação positiva dos indicadores social, institucional e econômico (grau de abertura comercial e nível de investimentos), logo, tais variáveis são capazes de induzir ao aumento da renda quando essas são elevadas, e, negativamente, relacionadas à variável corrupção, cujo aumento de uma unidade acarreta uma redução da renda *per capita*, mantendo tudo mais constante.

O efeito da corrupção é contrário à qualidade institucional, mas não na mesma proporção, conforme verificado na equação-renda. Tal afirmativa pode ser confirmada, também, na seguinte passagem do relatório elaborado pela FIESP (2006, p. 6):

[...] as instituições definem o ambiente, as regras e o conjunto de incentivos sob as quais os agentes econômicos interagem e tomam suas decisões de acumulação de capital, físico e humano [...]. A corrupção, neste contexto, seria um indicador do mau funcionamento das instituições pois ela reduz a capacidade dos Estados de executar de forma eficiente suas funções, a regulação dos diversos mercados e de implementar devidamente suas políticas.

A passagem sinaliza a interligação entre a qualidade das instituições e o processo de desenvolvimento econômico dentro de ambiente regido por normas e regras, que muito bem pode ser substituído pela estrutura municipal, e como a corrupção afeta sobre ligação e prejudica esse processo de desenvolvimento econômico. Além disso, o relatório afirma que “*a corrupção desestimula o investimento produtivo e pode reduzir o fluxo de investimento estrangeiro direto*”, o que demonstra que a corrupção também é capaz de influenciar as variáveis econômicas do modelo (FIESP, 2006, p. 9).

Na segunda equação do sistema, que visa estimar os coeficientes explicativos da qualidade institucional, observamos que, apesar do sinal positivo, o efeito que a renda exerce sobre o IQIM é muito baixo, justificado por esse indicador não possuir uma característica puramente econômica, mas, sim, institucional. A mesma análise pode ser considerada para a variável abertura comercial. A consideração derivada dessa análise é que políticas de incentivos comerciais favoráveis, dentro dos aspectos burocráticos e jurídicos, bem como os altos níveis de renda *per capita* são características de instituições eficientes. Portanto, a relação positiva entre essas variáveis condiz com as abordagens discutidas até o momento.

A utilização das variáveis instrumentais geográficas tem como principal função minimizar os efeitos da endogeneidade das instituições. A estimação dos coeficientes desse grupo de variáveis, tanto na equação da qualidade institucional como também na equação de corrupção, apresentou resultados pouco significativos, mas não nulos, justificados, dentre outros fatores, pelo fato de tais variáveis motivarem a formação das instituições iniciais, portanto, seus impactos sobre as instituições atuais são minimizados.

A variável IDHM apresentou resultado positivo e bastante significativo para explicar a qualidade institucional. Fato que dá suporte para iniciar uma nova correlação entre essas duas variáveis, visto que esse índice, além da esfera econômica, representada pelo subindicador da renda, engloba a longevidade e o nível de educação dos municípios, permitindo ampliar ainda mais as análises sobre os limites e efeitos da qualidade institucional sobre outros indicadores.

Em síntese, os principais resultados obtidos com a verificação empírica remetem à dupla relação positiva entre qualidade institucional e renda *per capita*, bem como a forte influência da variável IDHM sobre ambas, subentendida como uma relação entre qualidade institucional e desenvolvimento socioeconômico. Verificaram-se os efeitos negativos que a corrupção imprime sobre a renda, prejudicando a distribuição e conseqüentemente favorecendo o aumento das desigualdades.

5. Considerações finais

Durante a construção desta pesquisa, sustentou-se a premissa básica de que as instituições existentes dentro de diferentes níveis territoriais são capazes de fornecer informações importantes para explicar as desigualdades econômicas entre as mesmas, e explicar os desníveis apresentados por alguns em detrimento de outros. Em síntese, a ideia central que se pretende transmitir é a de que as instituições atuais são capazes de induzir comportamentos adversos sobre o ambiente econômico, social e político, visto que trazem, intrinsecamente, um conjunto de valores, hábitos e regras herdadas das instituições passadas.

A hipótese da existência de uma correlação entre qualidade institucional e renda dos municípios brasileiros foi satisfatoriamente aceita por esta pesquisa, a partir de uma análise conjunta de diversos fatores abordados ao longo deste trabalho. Primeiramente, por meio do resgate da literatura institucionalista, que já questionava, teoricamente, a existência dessa relação. Segundo, através da análise dos trabalhos empíricos, nacionais e internacionais, que forneceram suporte metodológico para aplicação, adaptação e construção de modelos que visam à mensuração dessa influência. E, por fim, a partir da aplicação dos procedimentos e testes econométricos, que permitiram estimar os parâmetros dessa relação para os municípios brasileiros, o que compôs o objetivo geral deste trabalho.

A mensuração do IQIM do ano de 2010 permitiu verificar as deficiências nos instrumentos de participação popular, gestão financeira e gerencial dos municípios brasileiros, conforme os limites utilizados na construção desse indicador. Apesar de caracterizadas como estruturas homogêneas, observou-se que, na realidade, as primeiras desigualdades entre os municípios surgem no processo de formação e distribuição do poder dentro dessas estruturas, o que demonstra a importância de reaver suas reais necessidades e corrigir as falhas existentes, visando com isso a constituir instituições eficazes para promover o desenvolvimento local e minimizar as desigualdades regionais.

Os resultados obtidos por meio do modelo de equações simultâneas, apto para analisar a presença de variáveis explicativas endógenas em um conjunto de equações e estimadas por meio do MQ3E, contribuíram para sustentar a suposição apresentada anteriormente. Com o emprego dessa metodologia, foi possível verificar que a influência da qualidade institucional sobre a renda é maior que o efeito da renda sobre a qualidade institucional, mas ambas apresentam coeficientes positivos no modelo.

Pode-se afirmar que o atraso socioeconômico resulta de diferenças estruturais persistentes e cumulativas na competitividade e estão profundamente enraizadas nas restrições infraestruturais, institucionais e sociais do desenvolvimento econômico. Este estudo mostrou que o desenvolvimento econômico de um município está correlacionado à qualidade das instituições locais e que a persistência ao longo do tempo (inércia institucional) de instituições ruins nos municípios brasileiros é uma das principais explicações para o atraso econômico de vários desses. Portanto, qualquer ação para o desenvolvimento econômico tem que, concomitantemente, acompanhar iniciativas capazes de promover mudanças na qualidade institucional de regiões atrasadas.

Contudo, essas condições só podem ser verificadas em regiões com instituições de melhor qualidade. O desenvolvimento origina-se da melhora na qualidade das instituições e na acumulação de capital humano e suas externalidades, criando, assim, um ambiente propício à criação e difusão de inovações e, conseqüentemente, ao desenvolvimento econômico e social.

Por fim, diante das limitações que permeiam o presente trabalho, causadas, sobretudo, pela ausência de informações completas de todos os municípios, ou muitas vezes a defasagem temporal de algumas variáveis aplicadas no modelo, sugere-se o desenvolvimento de novos estudos, mais abrangentes e constantemente atualizados, visto que o campo de estudo da economia institucional possui caminhos ainda pouco explorados, que permitem a realização de uma gama de pesquisas que enriquecerão e difundirão o conhecimento sobre o papel desempenhado pelas instituições. Além disso, o ambiente da desigualdade no Brasil possui lacunas que vão além das diferenças de renda, permitindo mergulhar a fundo na identificação das causas e na busca por futuras soluções para esse problema.

Referências

- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. *Reversal of fortune: geography and institutions in the making of the modern world income distribution*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, sep., 2001. (NBER Working Paper No. 8460)
- ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. *The colonial origins of comparative development: an empirical investigation*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, jun., 2000. (NBER Working Paper No. 7771)
- ARRAES, R. A.; BARRETO, R. C. S.; TELES, V. K. Efeitos do capital social e do capital político no desenvolvimento econômico: simulações para países e estados brasileiros. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 22, n. 41, p. 211-239, 2004.
- ARRAES, R. A.; TELES, V. K. Qualidade institucional e crescimento econômico. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 31, n. Especial, p. 882-897, 2000.
- BANERJEE, A.; IYER, L. History, Institutions and Economic Performance: The Legacy of Colonial Land Tenure Systems in India. *American Economic Review*, v. 95, n. 4, p. 1190-1213, 2004.
- BERKOWITZ, D.; CLAY, K. *Initial conditions, institutional dynamics and economic performance: Evidence from the American States*. William Davidson Institute, 2003. (Working Paper No. 615.)
- CAVALCANTE, C. M. *Análise metodológica da economia institucional*. 2007, 120 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal Fluminense. Niterói-RJ, 2007.
- CONCEIÇÃO, O. A. C. O conceito de instituição nas modernas abordagens institucionalistas. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 119-146, 2002.
- EASTERLY, W.; LEVINE, R. *Tropics, Germs, and Crops: how endowments influence economic development*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2002. (NBER Working Paper No. 9106)
- EINLOFT, P. C. *Os efeitos diretos da qualidade educacional e institucional sobre o nível de corrupção municipal no Brasil*. 2012, 58 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Federal do Paraná. Curitiba, 2012.
- ENGERMAN, S. L.; SOKOLOFF, K. L. *Factor endowments, inequality, and paths of development among new world economies*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, oct., 2002. (NBER Working Paper No. 9259)
- FIESP – Federação das Indústrias do Estado de São Paulo. *Relatório corrupção: custos econômicos e propostas de combate*. São Paulo, 2006. 26 p. Disponível em: <https://bvc.cgu.gov.br/bitstream/123456789/3113/1/relatorio_corrupcao_custos_economicos.pdf>. Acesso em: 14 dez. 2015.
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. Campus, Rio de Janeiro, 4th ed., 2006
- GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. SP: Makron Books, 3ª ed., 2000.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa de Informações Básicas Municipais - MUNIC*. 2015. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 28 ago. 2015.

- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Banco de dados: IPEADATA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 28 ago. 2015.
- IYER, L. *The Long-term Impact of Colonial Rule: evidence from India*. Mimeo, 2003.
- JIMENO, G. C. *Colonial Institutions and Long-Run Economic Performance in Colombia: is there evidence of persistence?* Documento CEDE 2005-59, 2005.
- LAGERLÖF, N. P. *Geography, institutions, and growth: the United States as a microcosm*. 2005. (Mimeo)
- LEIVAS, P. H. S.; MENEZES, G. R.; CRAVO, T. A.; SANTOS, A. M. A. A geografia das instituições: uma abordagem espacial para os municípios brasileiros. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 9, n. 2, p. 169-185, 2015.
- LOPES, R. P. M. A qualidade das instituições e a (in)eficiência das políticas para superação das desigualdades regionais: o caso do semi-árido baiano. In: CARDIM, M.; BENEDICTO, J. L. L. *Problemas sociales y regionales en América Latina: estudio de casos*. Edicions de la Universitat de Barcelona, p. 167-190, 2009.
- MENEZES-FILHO, N.; MARCONDES, R. L.; PAZELLO, E. T.; SCORZAFAVE, L. G. Instituições e diferenças de renda entre os estados brasileiros: uma análise histórica. In: *Anais do Encontro Nacional de Economia*, 34, 2006. Salvador. Salvador: Anpec, 2006.
- MIDIC – Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio Exterior. *Balança comercial brasileira por município 2010*. 2015. Disponível em: <<http://www.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 3 set. 2015.
- MITCHENER, K. J.; MCLEAN, I. W. The productivity of U.S. states since 1880. *Journal of Economic Growth*, n. 8, p. 73-114, 2003.
- MPOG – Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. *Agenda político-institucional*. Disponível em: <<http://www.planejamento.gov.br>>. Acesso em: 27 ago. 2015.
- NARITOMI, J. *Herança Colonial, Instituições & Desenvolvimento: um estudo sobre a desigualdade entre os municípios brasileiros*. 2007, 100 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – PUC-Rio. Rio de Janeiro, 2007.
- NORTH, D. C. Institutions. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 5, n. 1, p. 97-112, 1991.
- PANDE, R.; UDRY, C. *Institutions and Development: A View from Below*. In *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications*, Ninth World Congress, edited by Richard Blundell, Whitney Newey, and Torsten Persson. New York: Cambridge Univ. Press, 2006.
- PEREIRA, A. E. G.; NAKABASHI, L. SACHSIDA, A. *Qualidade das instituições e PIB per capita nos municípios brasileiros*. IPEA: Brasília, jun. 2011. (Texto para discussão, n. 1623)
- PEREIRA, A. E. G.; NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. Instituições e nível de renda: uma abordagem empírica para os municípios paranaenses. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 22, n. 3, p. 597-620, 2012.

- PIACENTI, C. A. *O potencial de desenvolvimento endógeno dos municípios paranaenses*. 2009, 201 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa. Minas Gerais, 2009.
- PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. *Ranking IDHM Unidades da Federação 2010*. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br>>. Acesso em: 20 ago. 2015.
- RIBEIRO, E. C. B. A.; GONÇALVES, E.; FREGUGLIA, R. S. Transbordamentos de tecnologia e capacidade de absorção: uma análise para os estados brasileiros. *Revista Economia*, Brasília (DF), v.14, n.1, p. 3–27, 2013.
- SHANKAR, R.; SHAH, A. Bridging the economic divide within countries: a scorecard on the performance of regional policies in reducing regional income disparities. *World Development*, v. 31, n. 8, p. 1421-1441, 2003.
- STN – Secretaria do Tesouro Nacional. *Estados e Municípios*. Disponível em: <www3.tesouro.fazenda.gov.br/estados_municipios/>. Acesso em: 3 set. 2015.
- TSE – Tribunal Superior Eleitoral. Estatísticas: *Eleições 2008*. Disponível em: <<http://www.tse.jus.br/hotSites/estatistica2008/index.htm>>. Acesso em: 2 set. 2015.
- WILLIAMSON, J. G. Regional inequality and the process of national development. *Economic Development and Cultural Change*, v. 13, p. 3-45, 1965.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Introdução à econometria: uma abordagem moderna*. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

Apêndice A – Descrição das variáveis da MUNIC 2009, 2011

GRAU DE PARTICIPAÇÃO			
Existência de Conselhos Municipais*	Códigos		
Conselho Municipal de Políticas Urbanas, Desenvolvimento Urbano, da Cidade ou similar	A26 – A33 – A28 – A29 – A30 – A31		
Conselho Municipal de Habitação	A327 – A334 – A329 – A330 – A331 – A332		
Conselho Municipal de Transporte	A356 – A363 – A358 – A359 – A360 – A361		
Conselho Municipal de Meio Ambiente	A714 – A721 – A716 – A717 – A718 – A719		
Conselho Municipal de Cultura	A229 – A236 – A231 – A232 – A233- A234		
Conselho Municipal de Educação	A211 – A218 – A213 – A214 – A215 – A216		
Conselho Municipal de Saúde	A391 – A398 – A393 – A394 – A395 – A396		
Conselho Municipal de Segurança Pública	A420 – A427 – A422 – A423 – A424 – A425		
Conselho Municipal de Proteção à Criança e ao Adolescente	A584 – A591 – A586 – A587 – A588 – A589		
CAPACIDADE FINANCEIRA			
Existência de Consórcios**	Códigos		
	Intermunicipal	Estadual	União
Educação	A71	A72	A73
Saúde	A79	A80	A81
Assistência e Desenvolvimento Social	A87	A88	A89
Emprego	A95	A96	A97
Turismo	A103	A104	A105
Cultura	A111	A112	A113
Habitação	A119	A120	A121
Meio Ambiente	A127	A128	A129
Transporte	A135	A136	A137
Desenvolvimento Urbano	A143	A144	A145
Saneamento Básico	A151	A152	A153
CAPACIDADE GERENCIAL			
Existência de Cadastro Imobiliário*	Códigos		
Cadastro Imobiliário	A71 – A72		
Planta Genérica de Valores	A75 – A76		
Cobrança d IPTU*			
Cobrança de IPTU	A73		
Ano que instituiu a cobrança do IPTU	A74		
Instrumentos de Gestão*			
Lei de Parcelamento do Solo	A47		
Lei de Zoneamento ou Ocupação de Solo	A48		
Código de Obras	A49		
Código de Postura	A55		
Lei de Contribuição de Melhorias	A52		
Instrumentos de Planejamento*			
Plano Diretor	A56		
Elaboração do Plano Diretor	A70		
Lei Orgânica Municipal	A527		

* IBGE. Perfil dos Municípios Brasileiros – 2009.

** IBGE. Perfil dos Municípios Brasileiros – 2011.

Fonte: Elaboração própria.



REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

