

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

Vol. 12, n. 1, 2018

- DIFERENCIAÇÃO SALARIAL NO ESTADO DE SERGIPE: UMA ANÁLISE ENTRE A REGIÃO METROPOLITANA DE ARACAJU E OS DEMAIS MUNICÍPIOS** 1-16
Luciano Ricardio Santana Souza, Luiz Carlos de Santana Ribeiro, Thiago Henrique Carneiro Rios Lopes
- AGLOMERAÇÕES PRODUTIVAS DA REGIÃO SUL DO BRASIL E SUA RELAÇÃO COM A PRODUTIVIDADE INDUSTRIAL** 17-34
Augusta Pelinski Raiher, Matheus Justino Candido
- A AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA E SEUS IMPACTOS SOCIOECONÔMICOS NA REGIÃO CENTRO-SUL DO BRASIL** 35-50
Carlos Eduardo Caldarelli, Claudia Perdigão
- ESTRUTURA SOCIOECONÔMICA, VANTAGENS COMPETITIVAS E PADRÃO REGIONAL: AVALIANDO AS DISPARIDADES DA ZONA DA MATA DE MINAS GERAIS EM 2010** 51-73
Weslem R. Faria, Admir A. Betarelli Júnior, Flaviane S. Santiago, Filipe S. dos Reis, Rosa L. G. Montenegro
- EFICIÊNCIA NA EDUCAÇÃO: UMA ANÁLISE POR ESCOLA NO RIO GRANDE DO SUL UTILIZANDO O MÉTODO DEA EM DOIS ESTÁGIOS** 74-89
Gustavo Saraiva Frio, Adelar Fochezatto, Lívia Madeira Triaca, Eduardo Schirmer Finn, Jacó Braatz
- CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE DOS MUNICÍPIOS NORDESTINOS E A QUESTÃO ESPACIAL: A HIPÓTESE DOS FATORES ESPACIAIS COMUNS** 90-109
Rodrigo Volmir Anderle, André Matos Magalhães, Roberta de Moraes Rocha
- CRIMINALIDADE NO RIO GRANDE DO SUL: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA PARA OS COREDES NO ANO DE 2010** 110-128
Maicker Bartz, Ewerton Quartieri, Gabrielito Menezes

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 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, UFPR.

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 Adolfo Ibáñez.
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*.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 12, n. 1, pp. 1-16, 2018

<http://www.revistaaber.org.br>

DIFERENCIAÇÃO SALARIAL NO ESTADO DE SERGIPE: UMA ANÁLISE ENTRE A REGIÃO METROPOLITANA DE ARACAJU E OS DEMAIS MUNICÍPIOS*¹

Luciano Ricardio Santana Souza

Pesquisador de Pós-doutorado em Economia na Universidade Federal de Sergipe (UFS); Doutor em Geografia pela UFS
E-mail: luciano.phd.npgeo@gmail.com

Luiz Carlos de Santana Ribeiro

Professor do Departamento de Economia da UFS; Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq e Coordenador do Laboratório de Economia Aplicada e Desenvolvimento Regional (LEADER); Doutor em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG
E-mail: ribeiro.luiz84@gmail.com

Thiago Henrique Carneiro Rios Lopes

Professor da Universidade Salvador (UNIFACS); Doutor em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG
E-mail: thiagoenriquerios@gmail.com

RESUMO: O objetivo deste artigo é estudar a diferenciação salarial entre indivíduos residentes na Região Metropolitana de Aracaju (RMA) e indivíduos residentes nos demais municípios sergipanos. Para tanto, utilizam-se microdados do Censo Demográfico de 2010 para estimar regressões *mincerianas* de rendimento e aplica-se a decomposição de Oaxaca-Blinder para analisar os efeitos Dotação e Retorno, com correção do viés de seleção proposto por Heckman. De forma geral, os principais resultados mostram que todas as variáveis são significativas e com os sinais esperados conforme a literatura, ao passo que o maior rendimento é obtido pelo residente na RMA. Ademais, tanto o efeito retorno quanto o efeito dotação, observados por meio da decomposição de Oaxaca-Blinder, são negativos para os que não residem na RMA. Isso significa dizer que, se o efeito decorrente da escolaridade, gênero, idade, raça e experiência daqueles não residentes na região metropolitana fossem os mesmos daqueles residentes na região metropolitana, estes receberiam, em qualquer circunstância, uma renda menor. Além disso, os resultados sugerem que as variáveis de controle utilizadas nas estimativas não favorecem a redução da desigualdade de rendimento entre os municípios sergipanos.

Palavras-Chave: Diferenciação de Salário; Região Metropolitana de Aracaju; Decomposição de Oaxaca-Blinder.

Classificação JEL: C13; J24; J31.

¹Os autores agradecem ao financiamento da FAPITEC/SE e da CAPES (Edital nº 01/2016) para realização desta pesquisa.

WAGE DIFFERENTIATION IN THE STATE OF SERGIPE: AN ANALYSIS BETWEEN ARACAJU METROPOLITAN REGION AND THE OTHER MUNICIPALITIES

ABSTRACT: This paper aims to study the wage differentiation between individuals residing in the Aracaju Metropolitan Region (RMA) and individuals living in other Sergipe municipalities. Therefore, microdata from the Demographic Census of 2010 are used to estimate mincerian regressions and applies the Oaxaca-Blinder decomposition to analyze the Endowment and Return effects, with correction of the selection bias proposed by Heckman. In general, the main results show that all variables are significant and with the expected signs according to the literature, whereas the highest income is obtained by the RMA residents. In addition, both the return effect and the endowment effect, observed through the Oaxaca-Blinder decomposition, are negative for those who do not reside in the RMA. This means that if the schooling, gender, age, race, and experience effects of those not residing in the metropolitan area were the same as those living in the metropolitan area, they would, under any circumstances, receive a lower income. Furthermore, the results suggest that the control variables used in the estimations do not favor the reduction of the income inequality among the municipalities of Sergipe.

Keywords: Wage Differentiation; Aracaju Metropolitan Region; Oaxaca-Blinder Decomposition.

JEL Codes: C13; J24; J31.

1. Introdução

O progresso econômico não ocorre ao mesmo tempo em toda a parte e, quando tal progresso ocorre, forças poderosas provocam uma concentração espacial do crescimento no entorno dos pontos onde o progresso se inicia. As desigualdades inter-regionais e intrarregionais são fenômenos especialmente fortes em nações em desenvolvimento (HIRSCHMAN, 1958).

Os efeitos do progresso econômico em determinadas partes do território podem, segundo Hirschman (1958), ser favoráveis (Efeitos de Fluência) ou desfavoráveis (Efeitos de Polarização). Alguns dos efeitos favoráveis são os aumentos das compras e dos investimentos nas regiões atrasadas quando se estabelece uma relação de complementaridade entre elas. Por outro lado, efeitos de polarização ocorrem quando as atividades industriais e exportadoras das regiões atrasadas são prejudicadas, por exemplo, quando expostas à concorrência. Vale dizer que as regiões mais desenvolvidas atraem trabalhadores mais habilitados e dinâmicos *vis-à-vis* às menos desenvolvidas.

As regiões caracterizadas pela concentração do setor industrial podem apresentar diferenças salariais em relação àquelas com menor dinamismo desse setor. A aglomeração desse tipo de atividade em determinadas cidades favorece a atração de trabalhadores mais escolarizados e produtivos. Assim, é de se esperar que os trabalhadores dos centros mais industrializados recebam rendas mais elevadas mesmo após o controle de características individuais.

Essas ideias fazem parte de toda uma literatura que envolve aglomeração urbana, capital humano e prêmio salarial. Um dos primeiros estudos sobre o tema foi o de Glaeser e Maré (2001); os autores perceberam que os trabalhadores das regiões metropolitanas dos Estados Unidos ganham, em média, 33% a mais do que os outros trabalhadores. Na mesma direção, Yankow (2006) percebeu que essa diferença é de aproximadamente 19% para trabalhadores em grandes áreas urbanas dos EUA. Conclusão semelhante foi obtida por Campos e Neto (2009) quando estudaram esse processo no Brasil, pois observaram que os trabalhadores das regiões metropolitanas ganham até 16% a mais do que aqueles localizados fora dessas regiões. Vale ressaltar que, embora significativas, as diferenças salariais para compensar o custo de vida nas metrópoles não são suficientes para justificar tais discrepâncias salariais, conforme sugerem Menezes-Filho et al. (2007).

A acumulação de capital humano nas cidades amplia a produtividade média dos trabalhadores em virtude dos transbordamentos (*spillovers*) de conhecimento. Deve-se ressaltar, contudo, que as

externalidades decorrentes da acumulação de capital humano não são as únicas explicações para o prêmio salarial urbano. A relação positiva entre densidade urbana e salários pode ser explicada, por exemplo, pelas economias de aglomeração mais tradicionais: amplitudes do mercado de trabalho e acesso a insumos mais baratos. Mais que isso, Oi e Idson (1999) demonstram que a diferença salarial devido ao tamanho da empresa é comparável ao fosso salarial de gênero, expondo que as grandes empresas adotam uma política salarial discricionária, estabelecendo um padrão de desempenho superior que aumenta a produtividade do trabalho ao apoiar uma diferença salarial compensatória através do aumento da demanda por mão de obra especializada.

Ademais, estudos de Redding e Schott (2003), com foco na Nova Geografia Econômica (NGE), sugerem que as principais variáveis que explicam o diferencial de salários decorrem das externalidades pecuniárias, particularmente entre trabalhadores qualificados e não qualificados. Aqui, a decisão de acumular capital humano depende de questões como: custos de transporte, inter-relação dos rendimentos de escala e encadeamentos intersetoriais.

O artigo em tela objetiva estimar se existe diferença salarial entre os municípios da Região Metropolitana de Aracaju² e os demais municípios do estado de Sergipe. Mais especificamente, objetiva-se medir quanto das diferenças salariais são decorrentes da diferença de atributos entre os indivíduos (Efeito Dotação) e quanto é fruto da diferença nos retornos a estes atributos (Efeito Retorno).

Este estudo é novidade em relação à literatura na medida em que identifica os determinantes de diferencial de salários no estado de Sergipe. De forma mais enfática, este é o primeiro trabalho desenvolvido com foco na economia sergipana. Assim, este contribui para o entendimento das desigualdades regionais no referido estado.

O trabalho segmenta-se em cinco seções, além desta introdução. Na seção 2, é feita uma revisão da literatura sobre diferenciais de salários. Na seção 3, os métodos usados na estimação são especificados, apresenta-se a base de dados e é realizada uma análise exploratória. A seção 4 apresenta os resultados e discussões. Por último, na seção 5, apresentam-se as principais conclusões do estudo.

2. Revisão da literatura

O estreitamento dos diferenciais de salários estabelece-se com limitações quando se particulariza o aumento do grau de discriminação, cuja tendência espacial incorre em possíveis mudanças estruturais no mercado de trabalho (BLINDER, 1973; RIBEIRO; NEDER, 2011).

Lowell (1995), com base no Censo Demográfico de 1980, divide a diferenciação de salários em três partes: i) composição, que é devido às características demográficas; ii) discriminação, que indica o pagamento desigual havendo qualificações equivalentes; e iii) interação, que representa uma combinação dos dois primeiros efeitos.

Na literatura, há concordância quanto à atração de trabalhadores mais habilitados em grandes centros urbanos, em especial, nas áreas metropolitanas (SILVA et al., 2016). Na literatura nacional sobre diferenciais de salários, mostrou-se que cidades com maior concentração de capital humano elevam a produtividade dos trabalhadores, sobretudo, daqueles mais escolarizados (SOARES, 2000; ROCHA et al., 2011). Os diferenciais regionais de renda, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), apontam para ganhos de aglomeração urbana, mesmo quando controladas pelas características individuais dos trabalhadores, como idade, gênero, raça, educação, entre outros (ALMEIDA; BESARRIA, 2014; COELHO; VESZTEG; SOARES, 2010).

Araújo e Ribeiro (2002), com uso dos dados do PNAD de 1995, incorporaram a verificação do diferencial de renda por região. Os resultados confirmaram que o diferencial de renda verificado entre os indivíduos de diferentes regiões e com determinadas características era de natureza

² A Região Metropolitana de Aracaju é formada pelos municípios de Aracaju, Nossa Senhora do Socorro, Barra dos Coqueiros e São Cristóvão. A Região Metropolitana de Aracaju foi criada pela Lei Complementar nº 25, de 29 de dezembro de 1995. N.A.

intraocupacional, sendo que as maiores taxas salariais estavam localizadas nas regiões Sul e Sudeste. Na mesma direção, o trabalho de Ometto et al. (1999), ao detalhar as estruturas ocupacionais presentes na PNAD, analisa os mercados de trabalho dos estados de Pernambuco e São Paulo, apontando os indícios de diferenciação salarial decorrentes da segregação intraocupacional.

Cirino e Dalberto (2015) expõem que a diferença de rendimentos na Região Metropolitana de Belo Horizonte, entre trabalhadores formais e informais, está relacionada ao não acesso a postos de trabalho mais seguros, o que provoca baixa adesão aos benefícios trabalhistas e previdenciários.

Igualmente, em Cavalieri e Fernandes (1998), há evidências de discriminação apenas com diferenciais de rendimento entre regiões metropolitanas. Para as regiões metropolitanas brasileiras, o salário médio dos homens é maior do que o das mulheres e o dos brancos é maior do que o dos negros, mesmo quando controlado por variáveis como idade, escolaridade e local de moradia. Além disso, as diferenças de gênero se mostram homogêneas em detrimento às de raça.

A diferença salarial por gênero e cor também foi estudada por Souza et al. (2015). Utilizando dados da PNAD de 2013, e também por meio da decomposição de Oaxaca-Blinder, seus resultados indicam que o hiato de salários é desfavorável à mulher, sendo que a discriminação está positivamente relacionada aos atributos produtivos e ao tipo de união civil; por outro lado, ela está negativamente associada à área de residência e à ocupação exercida. Notou-se, ainda, que entre os indivíduos não brancos, embora a diferença salarial tenha sido menor, a discriminação por gênero foi maior do que entre os brancos. A principal conclusão dos autores é que, em conjunto, tanto o gênero quanto a cor potencializam as diferenças salariais no Brasil.

Os resultados apresentados por Cirino e Lima (2016) demonstraram, com uso dos dados do PNAD para o ano de 2006, que os rendimentos por hora de indivíduos localizados na Região Metropolitana de Belo Horizonte eram, em média, superiores aos dos indivíduos que residiam à Região Metropolitana de Salvador, enfatizando que o aumento na taxa salarial em Belo Horizonte decorria da maior aglomeração econômica e de atributos pessoais mais valorizados no mercado de trabalho (a exemplo de raça, escolaridade e idade do indivíduo).

Barros e Mendonça (1995) concluíram que, apesar da existência de uma estrutura ocupacional bastante diversificada entre indivíduos de diferentes características, praticamente a totalidade da diferença salarial deve refletir apenas o perfil pessoal (gênero, idade e raça) e suas dotações (escolaridade e experiência).

Matos e Machado (2006), a partir de informações da PNAD para os anos de 1987 e 2001, colocam que os indícios centrais de diferenciação de rendimento mostram que há forte relação entre nível de salário e discriminação por sexo e cor e, no caso específico desta última característica, também menor dotação de escolaridade. Em síntese, a desigualdade de rendimento do trabalho no Brasil é ainda uma questão de sexo e, sobretudo, de raça.

Os resultados encontrados pelos principais pesquisadores da área têm revelado evidências da existência de diferenciais salariais significativos segundo características pessoais, enfocando os processos causados por discriminação, por localização geográfica e por diferentes componentes de produtividade.

3. Procedimentos metodológicos e base de dados

Para medir o grau da diferenciação salarial no estado de Sergipe, utiliza-se a estimação pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e posteriormente aplica-se o método de decomposição de Oaxaca-Blinder para avaliar a diferença entre os rendimentos no mercado de trabalho considerando os residentes da RMA e os não residentes dessa área (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973).

O primeiro passo, contudo, é estimar a equação *minceriana* de rendimentos (MINCER, 1974). O modelo para estimar os rendimentos pode ser expresso como:

$$\ln(w) = \hat{\alpha} + X\beta + \hat{u} \quad (1)$$

em que $\ln(w)$ é o logaritmo natural do rendimento-hora do trabalhador no trabalho principal; $\hat{\alpha}$ é o intercepto linear; β é o vetor de parâmetros a serem estimados; X é o vetor de atributos produtivos e não produtivos que supostamente determinam o rendimento do trabalhador; e \hat{u} é o termo do erro estocástico. Essa equação é estimada por MQO, cujos resultados, posteriormente, serão utilizados na decomposição Oaxaca-Blinder.

A partir desta técnica, podem-se decompor os diferenciais de rendimento em dois componentes: o primeiro é explicado pelas variáveis do modelo (Efeito Dotação), ao passo que o segundo não é explicado (Efeito Retorno). Este último representa os efeitos dados às mesmas características para trabalhadores localizados em regiões diferentes. Estudo semelhante foi realizado Cirino e Lima (2016) quando mediram tais diferenças entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e de Salvador. De forma muito simples, a ideia é realizar as seguintes estimações:

$$\ln(\text{Renda}_{\text{RMA}}) = \hat{\alpha}_{\text{RMA}} + \sum \hat{\beta}_{\text{RMA}} X_{i\text{RMA}} + \hat{u}_{\text{RMA}} \quad (2)$$

$$\ln(\text{Renda}_{\text{MSE}}) = \hat{\alpha}_{\text{MSE}} + \sum \hat{\beta}_{\text{MSE}} X_{i\text{MSE}} + \hat{u}_{\text{MSE}} \quad (3)$$

em que $\ln(w)$ é o logaritmo natural do rendimento-hora do trabalhador no trabalho principal; X_i é a matriz de atributos produtivos e não produtivos; \hat{u} é o termo do erro que, por hipótese, tem média igual a zero e variância constante. Os subscritos RMA e MSE representam, respectivamente, Região Metropolitana de Aracaju e Municípios de Sergipe. Subtraindo as Equações (2) e (3), tem-se que:

$$[\ln(\text{Renda}_{\text{RMA}}) - \ln(\text{Renda}_{\text{MSE}})] = (\hat{\alpha}_{\text{RMA}} - \hat{\alpha}_{\text{MSE}}) + (\hat{\beta}_{\text{RMA}} X_{i\text{RMA}} - \hat{\beta}_{\text{MSE}}) \quad (4)$$

Somando e subtraindo ($\hat{\beta}_{\text{RMA}} X_{i\text{MSE}}$), e rearranjando a Equação (4), obtêm-se:

$$[\ln(\text{Renda}_{\text{RMA}}) - \ln(\text{Renda}_{\text{MSE}})] = (\hat{\alpha}_{\text{RMA}} - \hat{\alpha}_{\text{MSE}}) + (\Delta \hat{\beta} X_{i\text{RMA}} - \hat{\beta}_{\text{MSE}} \Delta X_i) \quad (5)$$

Os três primeiros termos do lado direito da Equação (5) representam o efeito retorno; isto é, são os efeitos explicados pelos retornos aos atributos produtivos. O último termo, por sua vez, vai indicar se os indivíduos têm características diferentes nas duas regiões analisadas. Vale dizer que:

$$\Delta \hat{\beta} = \hat{\beta}_{\text{RMA}} - \hat{\beta}_{\text{MSE}} \quad \text{e} \quad \Delta X_i = X_{i\text{RMA}} - X_{i\text{MSE}} \quad (6)$$

O modelo central de análise da diferenciação salarial do presente artigo é especificado por meio da Equação (7).

$$\ln \text{Renda} = \hat{\alpha} + \beta \text{RegMetro} + \theta \text{homem} + \zeta \text{branco} + \rho \text{Idade} + \sigma \text{Idade}^2 + \varphi \text{fundamental} + \gamma \text{medio} + \delta \text{superior} + \mu \text{Formal} + X_i \beta_i + \hat{u} \quad (7)$$

em que: φ , γ , δ , θ e ζ são parâmetros estimados para as variáveis relativas à localização do indivíduo (neste caso, RMA), escolaridade (“fundamental”, “médio” e “superior”), gênero (“homem”), raça (“branco”), situação do indivíduo no mercado de trabalho (formal ou informal), sendo o X_i vetor de variáveis de controle e β_i o vetor dos coeficientes estimados por cada variável de controle (a exemplo da idade).

Todos os dados do presente estudo foram obtidos a partir do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As informações utilizadas para as estimações são em nível do indivíduo. O Quadro 1 sintetiza as variáveis utilizadas.

Quadro 1- Variáveis utilizadas para estimação das equações *mincerianas*

<i>ln</i> Renda	Rendimento-hora do trabalhador no trabalho principal
RMA	Dummy = 1; mora na RMA;
Sexo	Dummy = 1; Homem
Branco	Dummy = 1; Branco
Idade	Em anos
Fundamental	Dummy = 1; tem ensino fundamental completo
Médio	Dummy = 1; tem ensino médio completo
Superior	Dummy = 1; tem ensino superior completo
Formalizado	Dummy = 1; empregado com carteira assinada

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Demográfico 2010.

A partir dessa base de dados, podem-se obter algumas evidências iniciais. São consideradas informações de 164.346 indivíduos no mercado de trabalho de Sergipe no Censo demográfico de 2010. A RMA, com apenas quatro municípios, em 2010, respondia por 52% dos indivíduos economicamente ativos do estado de Sergipe, com idade entre 18 e 50 anos.

Na RMA, 53% dos indivíduos são do sexo feminino e 47% são do sexo masculino. Para os demais municípios sergipanos, registrou-se um percentual de 51% de indivíduos mulheres e 49% de indivíduos homens. Em relação à raça, na RMA, 27% da população ocupada se autodeclarara branca, 60% parda, 11% negra e 2% amarela. Nos demais municípios sergipanos, registra-se que 65% dos indivíduos economicamente ativos se intitulavam pardos, 26% brancos, 8% negros e 1% amarelos.

A escolha pela análise da população economicamente ativa por raça decorre do fato de muitos estudos apontarem que, no Brasil, os trabalhadores não brancos ainda sofrem muita discriminação no mercado de trabalho, recebendo salários mais baixos, mesmo quando possuem características produtivas similares às dos demais trabalhadores, conforme destacado nos estudos de Matos e Machado (2006) e Soares (2000).

Quando se observa o nível de escolaridade entre os trabalhadores na RMA, nota-se que 55% não tinham instrução ou fundamental incompleto; 15% dos trabalhadores em idade adulta possuíam o ensino fundamental; 23% concluíram o ensino médio e apenas 7% obtiveram diploma em cursos superiores. Nos demais municípios sergipanos, 86% dos indivíduos ainda não possuíam nível de escolaridade para incluir-se em setores do mercado de trabalho que demandavam alguma qualificação específica. Quanto à escolaridade básica, haveria mesmo percentual de indivíduos com ensino fundamental e médio³ (12%). Porém, o percentual de trabalhadores com ensino superior registrou apenas 2%.

A segregação de renda por escolaridade é uma característica histórica da sociedade brasileira. Os atributos produtivos dos indivíduos estão relacionados ao nível de instrução obrigatório para inserção no mercado de trabalho. Nesse fato, o fator escolaridade, segundo Salvato et al. (2010), conduz aos indícios de que os menores salários são destinados aos indivíduos com pouca qualificação técnica e cultural e os maiores salários para os indivíduos com considerável habilidade intelectual.

Além disso, a discriminação salarial no estado de Sergipe acompanha a tendência dos demais estados brasileiros. Ou seja, as vagas de emprego com maiores rendimentos são destinadas aos trabalhadores com maior qualificação.

³Os níveis de escolaridade (fundamental e médio) incluem tanto cursos normais de formação básica e de acesso à universidade (ensino médio pré-universitário) como os cursos de formação técnica. N.A.

Conforme apresentado anteriormente, a variável de interesse é o logaritmo do salário hora do trabalhador. Porém, esse dado é observado apenas para os indivíduos que participam do mercado de trabalho. Ou seja:

$$W_i = \begin{cases} W_i^* & \text{se } Z_i = 1 \\ 0 & \text{se } Z_i = 0 \end{cases} \quad (8)$$

em que: W é o salário do indivíduo; Z é a variável binária que assume valor igual a um se o indivíduo estiver ocupado e zero em caso contrário.

Segundo Heckman (1979), há viés de seleção amostral quando alguns agentes escolhem não ingressar no mercado de trabalho, porque o salário médio está abaixo de seu salário reserva. Seu modelo parte das seguintes premissas: i) o indivíduo participa do mercado de trabalho quando o salário de mercado for maior do que o seu salário de reserva; ii) não há barreiras à entrada no mercado de trabalho; e iii) não há desemprego ficcional.

Para corrigir o problema de viés de seleção, a ideia básica proposta por Heckman (1979) consiste em estimar uma equação de participação que avalia a probabilidade de o indivíduo trabalhar, segundo algumas variáveis explicativas. Utiliza-se, assim, um modelo *probit* em que a variável dependente assume o valor um se o indivíduo está ocupado e zero caso contrário. Num segundo momento, calcula-se um parâmetro *lambda*, ou razão inversa de Mills, a partir dos coeficientes da equação de participação anterior. Esse parâmetro será utilizado na estimação da equação de salários.

Vale ressaltar, tal como indicado por Souza et al. (2015), que alguns trabalhos realizados para o Brasil optam por não aplicar a correção de Heckman (1979) sob o argumento de que, neste país, o desemprego é involuntário. Além de Souza et al. (2015), Cacciamali et al. (2009) e Fiuza-Moura (2015) também não fazem a correção. Apesar de considerar o argumento razoável do ponto de vista teórico, bem como coerente com a realidade brasileira, o presente trabalho fez também a opção de apresentar os resultados a partir da proposta de Heckman (1979)⁴ para corrigir o viés de seleção e, desse modo, tornar os resultados mais robustos.

4. Resultados e discussão

A Tabela 1 apresenta os resultados dos modelos estimados para verificação das disparidades salariais decorrentes de diferentes características de indivíduos localizados tanto na RMA como nos demais municípios do Estado de Sergipe. Procura-se detalhar os condicionantes locais de determinação da renda com base no comportamento especificado no modelo proposto na seção 3.

Os resultados do modelo mostram a influência das variáveis explicativas sobre o rendimento médio dos indivíduos na RMA. De forma geral, percebe-se que todas as variáveis são significativas e com os sinais esperados conforme a literatura.

⁴ A equação de participação incluiu como variáveis explicativas: idade; idade ao quadrado, gênero, raça, estado civil e uma *dummy* para indicar se a casa tem alguém com deficiência mental/intelectual permanente. Esta última variável é importante, pois se baseia na hipótese de que cuidar de dependentes, especialmente aqueles que exigem cuidados especiais, reduz a probabilidade de estar empregado. Argumento semelhante é usado por Carvalho, Neri e Silva (2006), Jann (2008) e Coelho, Veszteg e Soares (2010) quando incluem, na equação de participação, o número de crianças no domicílio.

Tabela 1 – Resultados das estimações por MQO dos modelos de diferenciação de renda

Variáveis Explicativas	MQO		Correção de Heckman	
	Variável Dependente		Variável Dependente	
	<i>lnRenda</i>		<i>lnRenda</i>	
	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão
RMA	0,35***	(0,004)	0,31***	(0,01)
Gênero	0,22***	(0,004)	0,26***	(0,02)
Idade	0,03***	(0,0008)	0,03***	(0,001)
Idade ²	-0,0002***	(0,00001)	-0,0002***	(0,00002)
Raça	0,11***	(0,004)	0,11***	(0,01)
Fundamental	0,30***	(0,006)	0,31***	(0,01)
Médio	0,62***	(0,005)	0,61***	(0,01)
Superior	1,51***	(0,007)	1,47***	(0,02)
Formal	0,15***	(0,004)	0,25***	(0,009)
Constante	1,09***	(0,016)	0,93***	(0,05)
Nº de Observações	164.347		164.347	
R-Quadrado	0,34		-	
Lambda	-		1,85***	-0,4

Nota (1): ***significante a 1%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Demográfico de 2010.

Os resultados obtidos por meio da estimação da equação *minceriana* de rendimentos pelo método de MQO convencional demonstram, de acordo com o esperado, que a escolaridade, a atuação no segmento formal do mercado de trabalho e a residência na RMA contribuem positivamente na determinação dos rendimentos dos trabalhadores durante o período analisado. A *dummy* associada à RMA indica, no modelo MQO, que os seus habitantes receberam um rendimento 35% superior aos não residentes; no modelo corrigido pelo viés de seleção este valor é de 31%.

A *dummy* gênero é significativa a 1% e indica um diferencial de rendimento positivo entre 22% (MQO) e 26% (corrigido pelo viés de seleção) favorável aos homens. Já com relação à *dummy* de raça, observa-se um diferencial de rendimentos de 11% favorável aos indivíduos brancos em ambos os modelos. Este último resultado merece melhor investigação em trabalhos futuros, pois o baixo coeficiente do referido parâmetro sugere que, tendo em vista outros trabalhos, a discriminação salarial por raça não parece muito grande dentro do Estado de Sergipe. O sinal da variável Idade (calculada em anos) é condizente com a teoria do capital humano, apresentando-se positivo e significativo, indicando sua influência positiva na determinação dos salários. Ou seja, indivíduos com maior faixa etária ou com maior experiência obtêm um rendimento 3% maior do que os indivíduos com menor faixa etária ou sem experiência. Ademais, o sinal negativo do coeficiente do termo quadrático da idade, que visa captar os efeitos da experiência, também é condizente com a teoria do capital humano, isto é, o salário individual aumenta com a idade até certo ponto.

Outro resultado importante é que o retorno ao atributo educacional, especificado nas variáveis Fundamental, Médio e Superior, expõe a relação entre o nível de escolaridade e o rendimento individual. Para isso, o resultado obtido revelou que quanto maior o nível de escolaridade, maior será o rendimento individual.

Segundo a estimação em MQO, os indivíduos com Ensino Fundamental recebem 30% a mais em comparação aos indivíduos que não possuem escolaridade. Além do mais, os indivíduos que

possuem o Ensino Médio recebem 62% a mais do rendimento dos que não possuem escolaridade. Em destaque, os indivíduos mais escolarizados recebem um maior percentual do que os indivíduos não escolarizados. Esse fato se aplica aos indivíduos com ensino superior, que dispõem de um rendimento médio de aproximadamente 151% a mais do que aqueles sem escolaridade.

Com relação à *dummy* “formal”, relativa ao indivíduo com carteira assinada, a mesma apresenta um percentual de rendimento de aproximadamente 15%, denotando que o indivíduo com carteira assinada recebe um salário maior do que os demais. Vale dizer que as demais categorias incluem não apenas os trabalhadores sem carteira assinada, mas também funcionários públicos ou outros trabalhadores que não estão sob o regime da Consolidação das Leis de Trabalho (CLT). Vale notar que ao corrigir o viés de seleção, tal como proposto por Heckman (1979), os resultados apresentam semelhança.

Após esta análise inicial pela estimação pelo método de MQO, considerando a equação *minceriana* de rendimentos, o passo seguinte é decompor a diferença salarial entre os residentes e não residentes na RMA em dois componentes: i) dotação: diferença que corresponde às diferenças de características produtivas; e ii) retorno: diferença nos retornos às variáveis entre as regiões. Esses fatores são gerados pelo método de decomposição de Oaxaca-Blinder.

Na Tabela 2, são apresentados os valores da renda para os indivíduos da RMA e demais municípios sergipanos bem como a diferença entre eles e a participação do Efeito Dotação e do Efeito Retorno estão direcionados para exposição da desigualdade de rendimentos. Ainda na Tabela 2, está disposta a decomposição detalhada para as variáveis explicativas (Região Metropolitana - RMA, Região Não Metropolitana - MSE, gênero, idade, entre outras), destacando os principais indicadores de diferenciação no rendimento individual. Os dados estão transformados na forma exponencial para facilitar a interpretação, mas o leitor poderá conferir em Anexo (Tabela 3) os resultados expressos na escala logarítmica. A regressão de participação pode ser vista na Tabela 4 em anexo.

O método revela quão longe o *gap* da variável dependente entre dois grupos pode ser explicado pelas diferenças das variáveis independentes. Mais claramente, essa decomposição explica o hiato na média da variável resposta entre dois grupos. Tal diferença é decomposta em duas partes: a primeira, chamada de efeito dotação ou componente explicado, reflete as diferenças na distribuição das variáveis explicativas entre os grupos; a segunda, chamada de efeito retorno ou componente não explicado, captura diferenças nos efeitos desses determinantes.

A Tabela 2 revela que os indivíduos residentes na RMA receberam, em média, R\$ 22,12 por hora trabalhada no ano de 2010. Por outro lado, os residentes fora da RMA receberam, em média, R\$ 11,46 por hora trabalhada. O método de decomposição visa analisar a diferença entre esses rendimentos que gira em torno de 51%. Deste total, 23% decorrem de fatores explicados (efeito dotação), ao passo que 28% são resultantes de fatores não explicados ou efeito retorno.

Este resultado é, em parte, esperado, uma vez que, segundo Lehmer e Möller (2010), o maior prêmio salarial está concentrado na região mais urbanizada e, conseqüentemente, com maior aglomeração de grandes firmas e maior disponibilidade de mão de obra especializada. Vale dizer que Segal (1976) já apontava como o tamanho da cidade e os retornos em escala têm impacto na composição salarial e na produtividade marginal do trabalho.

O chamado efeito dotação mostra que, se os residentes na RMA tivessem as mesmas características dos não residentes, aqueles receberiam, em média, 23% a menos. A decomposição detalhada mostra que as variáveis com maior efeito quantitativo são “ensino superior” e “ensino médio”. Em outras palavras, se os residentes da RMA tivessem o mesmo perfil dos não residentes, receberiam 16% a menos do que ganham atualmente em decorrência do nível superior e 10% a menos por possuir ensino médio.

Tabela 2 – Decomposição do diferencial de rendimentos pelo método de Oaxaca-Blinder

Oaxaca-Blinder tradicional			Correção de Heckman	
Variável dependente Ln(salário/hora)			Variável dependente Ln(salário/hora)	
Efeitos	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão
MSE	11,46***	(0,03)	11,11***	(0,04)
RMA	22,12***	(0,1)	22,12***	(0,1)
Diferença	0,51***	(0,002)	0,50***	(0,003)
Dotação	0,77***	(0,003)	0,77***	(0,003)
Retorno	0,72***	(0,003)	0,71***	(0,004)
Efeito Dotação				
Variáveis	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão
Gênero	1,02***	(0,001)	1,02***	(0,001)
Idade	0,97***	(0,002)	0,97***	(0,002)
Idade ²	1,005***	(0,001)	1,006***	(0,001)
Raça	0,99***	(0,0004)	0,99***	(0,0004)
Fundamental	0,99***	(0,0005)	0,99***	(0,0005)
Médio	0,90***	(0,002)	0,90***	(0,002)
Superior	0,85***	(0,002)	0,84***	(0,002)
Formal	1,01***	(0,001)	1,01***	(0,001)
Efeito Retorno				
Variáveis	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão
Gênero	0,94***	(0,04)	0,95***	(0,04)
Idade	0,81***	(0,06)	0,84**	(0,06)
Idade ²	1,00	(0,037)	0,98	(0,03)
Raça	0,98***	(0,02)	0,98***	(0,02)
Fundamental	1,008***	(0,002)	1,008***	(0,002)
Médio	1,01***	(0,004)	1,01***	(0,004)
Superior	0,98***	(0,002)	0,98***	(0,002)
Formal	1,23***	(0,006)	1,24***	(0,006)
Constante	0,78***	(0,03)	0,75***	(0,03)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Demográfico de 2010.

O efeito retorno, por sua vez, mostra a mudança nos salários dos residentes da RMA quando se aplicam os coeficientes dos não residentes às características dos residentes na RMA. Ou seja, o efeito retorno mostra o impacto no salário dos não residentes se as suas características fossem valoradas da mesma forma que as características dos residentes na RMA. Por outro ângulo, se os residentes fora da RMA, com suas próprias características, obtivessem os ganhos marginais dos residentes da RMA, a diferença salarial entre eles seria de 28% e não de 51% como de fato acontece.

Vale registrar o estudo de diferenças salariais inter-regional no Brasil realizado por Freguglia e Menezes-Filho (2012). Após controlar por características não mensuráveis dos trabalhadores, por meio de modelos de efeito fixo, eles notaram que as diferenças espaciais de salários são menores do que podem parecer. Segundo esses autores, grande parcela da variabilidade salarial entre os estados brasileiros – 63% – é consequência dessas características não observadas, as quais não podem ser removidas pela estimação via MQO. Embora esse *insight* não possa ser testado com os dados utilizados no presente trabalho, é importante fazer a consideração desses resultados para que pesquisas futuras sobre Sergipe considerem tal possibilidade.

É importante observar que algumas variáveis explicativas apresentam um efeito retorno negativo e significativo, a saber: gênero, idade, raça e ensino superior. Isso significa dizer que, se o efeito decorrente dessas variáveis daqueles não residentes na região metropolitana fossem os mesmos para os residentes na região metropolitana, estes também receberiam uma renda menor. Do ponto de vista quantitativo, as duas variáveis cujo efeito é mais intenso são: idade e gênero. A idade, especialmente, parece produzir um efeito muito mais negativo sobre o rendimento daqueles que estão fora da RMA. Talvez as condições de vida se degradem mais intensamente no interior, de tal modo que as condições de trabalho e produtividade ficam por demais comprometidas.

Chama a atenção o parâmetro da constante associado ao efeito retorno. Segundo Jann (2008), a constante é um termo que não tem explicação, pois ela é parte das diferenças de renda decorrentes exclusivamente do fato de o indivíduo corresponder a determinado grupo. Essa diferença é chamada por Blinder (1973) de “*shift effect*”. Os resultados sugerem que os não residentes receberiam, em média, 22% a menos pelo simples fato de estarem localizados fora da RMA.

Os resultados revelam que, além de receberem um rendimento menor do que os trabalhadores residentes na RMA, os indivíduos dos demais municípios sergipanos têm incrementos mais baixos na sua renda quando diante de variações nas variáveis de controle. Isso só favorece o aumento da desigualdade entre os respectivos agentes.

Em síntese, a Tabela 2 decompõe os efeitos dotação e retorno para as diferentes variáveis de controle. Isso fornece algumas pistas sobre os elementos que mais contribuem para a desigualdade de rendimento dos residentes na RMA e demais municípios de Sergipe. Esses resultados, contudo, carecem de investigações mais aprofundadas, as quais podem partir deste diagnóstico inicial. Os resultados apontam para um maior impacto do fator localização sobre o rendimento. Por isso, há indícios de que residir na RMA torna-se, aparentemente, condição para auferir maior nível de rendimento médio.

Esses resultados vão ao encontro dos estudos de Cirino e Dalberto (2015). Esses autores destacam que a magnitude gerada pela questão locacional frente aos atributos pessoais sobre a diferenciação de salários constitui fundamento para estudos acerca da desigualdade espacial de renda. Isso ocorre na medida em que a análise da relação entre o lugar de residência (RMA e demais municípios de Sergipe) e as características dos indivíduos (gênero, raça, escolaridade, idade e situação no mercado de trabalho) fornecem indicadores que permitem a mensuração da magnitude salarial.

Como evidência principal, vale destacar que a decomposição revelou que o lugar é o principal atributo que implica maior efeito sobre os rendimentos individuais. Neste aspecto, Cirino e Lima (2016) enfocam a importância de uma região com dinamismo econômico marcado pelo desenvolvimento das atividades industriais, do setor de serviços com maior concentração de empregos formais de considerável nível salarial, seguidos por melhores oportunidades de trabalho em comparação a regiões com pouco dinamismo produtivo e econômico. Em foco, na RMA, encontram-se as maiores concentrações de empreendimentos ligados ao setor de serviços e industrial, significando os efeitos de atração de mão de obra qualificada (como abordado pela teoria do capital humano).

Nos termos propostos por Azzoni e Servo (2001), ao observar que os indivíduos da RMA ganhavam mais do que os indivíduos residentes na área não metropolitana, enfatiza-se a possibilidade dos efeitos das amenidades locais (alto custo de vida, prêmio salarial etc.) em explicar os diferenciais regionais de renda, não indicando, assim, necessariamente, diferenciais de bem-estar para indivíduos com mesma dotação de recursos produtivos.

5. Considerações finais

A compreensão dos determinantes do diferencial salarial entre a RMA e demais municípios do estado de Sergipe é relevante para auxiliar o desenho de políticas públicas voltadas à diminuição das desigualdades espaciais na formação de capital humano, bem como de disparidades na renda. Nesse contexto, deve-se entender a dinâmica econômica dos lugares e os aspectos modificadores do

trabalho, a exemplo da qualificação profissional, para predizer os efeitos motivadores da diferenciação salarial, considerando, nessa análise, a junção de atributos individuais e regionais para revelar os indícios centrais da desigualdade de rendimento presente no estudo em tela.

O artigo verificou a existência de diferenciais salariais entre os indivíduos residentes na região metropolitana de Aracaju e não metropolitana do estado de Sergipe por meio de modelos baseados no método de MQO e de decomposição de Oaxaca-Blinder com a correção do viés de seleção proposto por Heckman (1979). Para tal, foram utilizados microdados do Censo Demográfico de 2010.

O tratamento abordado pelo modelo hierárquico obtido por MQO confirmou a hipótese de diferencial de rendimento positivo em função das características pessoais, sendo esse resultado coerente com uma possível desigualdade na composição do salário médio dos indivíduos, tornando evidente o impacto da escala urbana e regional. Os resultados mostram que os indivíduos residentes fora da RMA recebem um rendimento médio de R\$ 11,46 por hora de trabalho. Isso representa cerca da metade do que recebem os residentes na RMA (R\$ 22,12). A maior parte dessa diferença salarial decorre de efeitos não explicados ou efeito retorno. Ou seja, se os retornos dos não residentes na RMA - obtidos pela educação de ensino superior e idade - fossem aplicados sobre as características dos residentes, estes receberiam 28% a menos.

Todavia, nota-se também diferença por conta do efeito dotação, o qual, por sua vez, faz referência às características dos indivíduos. Ou seja, os não residentes da RMA recebem uma renda menor também por conta do seu perfil. Sob qualquer ótica, a análise em um ponto no tempo, 2010, apresenta indícios de que o diferencial de renda entre essas regiões no Estado de Sergipe é grande. Obviamente que estudos futuros precisam avaliar essa dinâmica.

As evidências apontam para a necessidade de políticas públicas que priorizem a equalização de oportunidades por meio da diminuição das desigualdades regionais de renda. Em seguida, as ações governamentais devem agir no sentido de intensificar o ambiente de capacitação da mão de obra nas regiões não metropolitanas e conceber políticas estaduais de diminuição dos efeitos do custo de vida sobre a composição salarial dos trabalhos nas áreas metropolitanas.

Referências

- ALMEIDA, W. S.; BESARRIA, C. N. Diferenciais de rendimento por gênero e raça no mercado de trabalho nordestino: uma análise via regressões quantílicas e decomposição de Oaxaca-Blinder (1973). In: *Anais do X Encontro de Economia Baiana*, Salvador, Bahia, 2014.
- ARAÚJO, V. F.; RIBEIRO, E. P. Diferenciais de salários por gênero no Brasil: uma análise regional. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 33, n. 2, p. 196-217, 2002.
- AZZONI, C. R.; SERVO, L. M. S. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. *Papers in Regional Science*, v. 81, n. 2, p. 157-175, 2001.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. *Os determinantes da desigualdade no Brasil*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília: IPEA, 1995. (Texto para Discussão, n. 478)
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F.; ROSALINO, J. W. Estreitamento dos diferenciais de salários e aumento do grau de discriminação: limitações da mensuração padrão? *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 33, n. 1, p. 196-222, 2009.
- CAMPOS, F. M.; NETO, R. M. A importância da dimensão do mercado de trabalho para os diferenciais de participação e salários entre gêneros: uma análise empírica para os centros urbanos brasileiros. In: *Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia - ANPEC*, Foz do Iguaçu, Paraná, 2009.

- CARVALHO, A. P.; NERI, M. C.; SILVA, D. B. Diferenciais de salários por raça e gênero: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. In: *Anais do XV Encontro de Estudos Populacionais*, Caxambu, Minas Gerais, 2006.
- CAVALIERI, C. H.; FERNANDES, R. Diferenciais de salários por gênero e por cor: uma comparação entre regiões metropolitanas brasileiras. *Revista de Economia Política*, v. 18, n. 1, p. 158-175, 1998.
- CIRINO, J. F.; DALBERTO, C. R. Trabalhadores formais versus informais: diferenças de rendimento para a região metropolitana de Belo Horizonte. *Perspectiva Econômica*, v. 11, n. 2, p. 81-94, 2015.
- CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Diferenças de rendimento entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 43, n. 2, p. 371-389, 2016.
- COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, F. V. *Regressão Quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativas dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília: IPEA, 2010. (Texto para Discussão, n. 1.483)
- FIUZA-MOURA, F. K. *Diferenciais de salário na indústria brasileira por sexo, cor e intensidade tecnológica*. 2015. 96 f. Dissertação (Mestrado em Economia Regional) - Universidade Estadual de Londrina, Londrina, Paraná, 2015.
- FREGUGLIA, R. S.; MENEZES-FILHO, N. A. Inter-regional wage differentials with individual heterogeneity: evidence from Brazil. *The Annals of Regional Science*, v. 49, n. 1, p.17-34, 2012.
- GLAESER, E. L.; MARÉ, D. C. Cities and skills. *Journal of Labor Economics*, v. 19, n. 2, p. 316-342, 2001.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error (with an application to the estimation of labour supply functions). *Econometrica*, v. 47, n. 1, p.153-161, 1979.
- HIRSCHMAN, A. O. *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University Press, 1958.
- JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.
- LEHMER, F.; MÖLLER, J. Interrelations between the urban and firm-size wage premium – A cohort analysis for mobile and immobile workers with German microdata. *The Annals of Regional Science*, v. 45, p. 31-58, 2010.
- LOWELL, P. A. Race, gender and development in Brazil. *Latin American Research Review*, v. 29, n. 3, p. 7-35, 1995.
- MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil. *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 5-27, 2006.
- MENEZES-FILHO, N. A.; FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Educação e queda recente da desigualdade no Brasil. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Org.). *Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Brasília: IPEA, 2007.
- MINCER, J. *Schooling, experience and earnings*. New York: NBER, 1974.

- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.
- OI, W.; IDSON, T. L. Firm size and wages. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Eds.). *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, Amsterdam: p. 2165-2214, 1999.
- OMETTO, A. M. H.; HOFFMAN, R.; ALVES, M. C. Participação da mulher no mercado de trabalho: discriminação em Pernambuco e São Paulo. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 3, p. 287-322, 1999.
- REDDING, S.; SCHOTT, P. Distance, skill, deepening and development: will peripheral countries ever get rich? *Journal of Development Economics*, v. 72, n. 2, p. 515-541, 2003.
- RIBEIRO, R.; NEDER, H. Desigualdade dos rendimentos do trabalho: estudo comparativo para as Regiões Nordeste e Sudeste do Brasil. *Análise Econômica*, v. 24, n. 45, p. 265-285, 2011.
- ROCHA, R. M.; SILVEIRA-NETO, R. M.; GOMES, S. M. F. P. O. Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilitados? Uma análise para as cidades brasileiras. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 42, n. 4, p. 675-695, 2011.
- SALVATO, M. A.; FERREIRA, P. C. G.; DUARTE, A. J. M. O impacto da escolaridade sobre a distribuição de renda. *Estudos Econômicos*, v. 40, n. 4, p. 753-791, 2010.
- SEGAL, D. Are there returns to scale in city size? *Review of Economics and Statistics*, v. 58, p. 339-350, 1976.
- SILVA, D. L. G.; SANTOS, G. F.; FREGUGLIA, R. S. Distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os retornos à educação no Brasil entre 1995 e 2008. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 46, n. 2, p. 7-46, 2016.
- SOARES, S. S. *O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Brasília: IPEA, 2000. (Textos para Discussão, n. 769)
- SOUZA, S. C. I.; MAIA, K.; FIUZA-MOURA, F. K.; GOMES, M. R.; SILVA, R. J. Diferenças salariais por gênero e cor e o impacto da discriminação econômica. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 9, n. 1, p. 32-49, 2015.
- YANKOW, J. J. Why do cities pay more? An empirical examination of some competing theories of the urban wage premium. *Journal of Urban Economics*, v. 60, n. 2, p. 139-161, 2006.

Anexos

Tabela 3 – Decomposição pelo método de Oaxaca-Blinder – escala logarítmica

Oaxaca-Blinder tradicional			Correção de Heckman	
Variável Dependente: Ln(salário/hora)			Variável Dependente Ln(salário/hora)	
Efeitos	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão
MSE	2,43***	(0,02)	2,40***	(0,03)
RMA	3,09***	(0,04)	3,09***	(0,05)
Diferença	-0,65***	(0,05)	-0,69***	(0,06)
Dotação	-0,25***	(0,04)	-0,25***	(0,04)
Retorno	-0,30***	(0,05)	-0,33***	(0,05)
Efeito Dotação				
Variáveis	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão
Gênero	0,02***	(0,001)	0,02***	(0,001)
Idade	-0,02***	(0,002)	-0,03***	(0,002)
Idade ²	0,005***	(0,001)	0,006***	(0,001)
Raça	-0,002***	(0,0004)	-0,002***	(0,0004)
Fundamental	-0,003***	(0,0005)	-0,003***	(0,0005)
Médio	-0,10***	(0,002)	-0,10***	(0,002)
Superior	-0,16***	(0,003)	-0,16***	(0,003)
Formal	0,01***	(0,001)	0,01***	(0,002)
Efeito Retorno				
Variáveis	Coefficiente	Desvio-Padrão	Coefficiente	Desvio-Padrão
Gênero	-0,06***	(0,005)	-0,05**	(0,005)
Idade	-0,20***	(0,07)	-0,18***	(0,07)
Idade ²	0,001	(0,04)	-0,02	(0,04)
Raça	-0,01***	(0,003)	-0,02***	(0,003)
Fundamental	0,008***	(0,002)	0,008***	(0,002)
Médio	0,01***	(0,004)	0,01***	(0,004)
Superior	-0,01***	(0,003)	-0,016***	(0,003)
Formal	0,21***	(0,005)	0,21***	(0,005)
Constante	-0,24***	(0,04)	-0,28***	(0,04)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Demográfico de 2010.

Tabela 4 – Equação de participação**Variável dependente: participação no mercado**

Variáveis independentes	Coefficiente	Desvio-padrão
Gênero	0,24***	(0,01)
Idade	0,003	(0,002)
Idade ²	-0,0001***	(0,00002)
Raça	0,06***	(0,01)
Pessoas c/ deficiência	-0,69***	(0,06)
Desquitado	-0,036	(0,04)
Divorciado	-0,030	(0,03)
Viúvo	0,02	(0,04)
Solteiro	0,05***	(0,01)
Constante	0,34***	(0,01)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Demográfico de 2010.

**AGLOMERAÇÕES PRODUTIVAS DA REGIÃO SUL DO BRASIL E SUA RELAÇÃO
COM A PRODUTIVIDADE INDUSTRIAL***

Augusta Pelinski Raiher

Professora do Programa de Pós-Graduação em Economia, do Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais Aplicadas, e do curso de economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa; Doutora em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul
E-mail: apelinski@gmail.com

Matheus Justino Candido

Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa
E-mail: matheusjcandido@gmail.com

RESUMO: Este artigo busca analisar o efeito das economias de aglomeração (urbanização e especialização) na produtividade industrial dos municípios sulinos, entre os anos de 2001 e 2015. A hipótese é de que as economias de especialização e de urbanização, provenientes das aglomerações, podem acarretar ganhos de produtividade para cada município e seu envoltório. Para auferir tal objetivo, mensurou-se um índice de desenvolvimento da indústria (IDI), desenvolvido por Sabóia e Kubrusly (2008), e foram utilizados modelos econométricos via painel espacial, considerando os anos de 2001, 2005, 2010 e 2015. Como corolário, as economias de urbanização impactam na produtividade dos municípios sulinos, apresentando um efeito positivo até determinado porte municipal, a partir do qual se tem um efeito negativo. No caso das externalidades das aglomerações especializadas, não se identificou uma relação estatisticamente significativa.

Palavras-Chave: Aglomerações produtivas; Economia de urbanização; Economia de especialização; Índice de Desenvolvimento da Indústria.

Classificação JEL: R1.

***PRODUCTION AGGLOMERATIONS OF THE SOUTHERN REGION OF BRAZIL AND ITS
RELATIONSHIP WITH INDUSTRIAL PRODUCTIVITY***

ABSTRACT: This paper aims to analyze the effect of agglomeration economies (urbanization and specialization) on the industrial productivity of southern municipalities, between the years 2001 and 2015. The hypothesis is that the economies of specialization and urbanization, from agglomerations, can lead to productivity gains for each municipality and its wrap. To achieve this objective, an industry development index (IDI), an index developed by Sabóia and Kubrusly (2008), and econometric models were computed using the space panel, considering the years 2001, 2005, 2010 and 2015. As a corollary, the economies of urbanization have an impact on the productivity of the southern municipalities, showing a positive effect until a certain municipal size, from which, it has a negative effect. In the case of the externalities of the specialized agglomerations, a statistically significant relation was not identified.

Keywords: Productive agglomerations; Urbanization economy; Economics of specialization; Industry Development Index.

JEL Code: R1.

1. Introdução

A presença de aglomerados produtivos numa região pode contribuir diretamente para a elevação da sua produtividade. Conforme destacam Wheaton e Lewis (2002), tais impactos decorrem do contato direto ou espacial entre as empresas, produzindo *spillovers* de conhecimento entre firmas. Ademais, a concentração de mão de obra qualificada, de serviços especializados, de infraestrutura, dentre outros elementos, também pode induzir a eficiência das atividades produtivas.

Essas externalidades provêm basicamente de duas categorias: das *economias de localização* ou *especialização*, resultantes da concentração de atividades econômicas similares no mesmo espaço; e das *economias de urbanização*, com o agrupamento de firmas de diferentes indústrias.

No caso das economias de localização, os ganhos de produtividade se originam da concentração de mão de obra qualificada, promovendo processos de aprendizado coletivo; da centralização de serviços, intensificando a valorização da produção local, com efeitos de sinergia sobre a imagem daquela economia; e dos *spillovers* tecnológicos, criando uma atmosfera inovativa industrial, propensa a orientar combinações tecnológicas e organizacionais mais eficientes, com transbordamentos tecnológicos intraindústria (MARSHALL, 1890). Especialmente no caso deste último, economias dinâmicas podem ser efetivadas, podendo ser cumulativas ao longo do tempo, resultantes de *knowledge spillovers* (MARSHALL, 1890; ARROW, 1962; ROMER, 1986).

Por outro lado, os efeitos dos aglomerados na produtividade também provêm da relação entre empresas de diferentes indústrias. Camagni (2005) cita quatro fontes dessas externalidades: disponibilidade dos bens públicos e serviços, possibilitando que se tenha uma dimensão de produção eficiente ou economias de escala de firmas de diferentes indústrias; grande mercado, permitindo que as firmas tenham disponíveis amplos e variados nichos de especialização; incubadora de fatores produtivos, com um mercado de trabalho extenso e qualificado, disponibilizando instituições de formação universitária e empresarial, assim como centros de pesquisas; e mercado de recursos de produção, referindo-se a uma variada gama de serviços especializados (serviços no campo organizacional, tecnológico, financeiro, de transporte, de capacitação empresarial, dentre outros).

A hipótese da transmissão de *spillovers* de conhecimento entre firmas de diferentes indústrias potencializa a diversidade de ideias contribuindo para a elevação da produtividade de todo o espaço. Ao se ter uma oferta diversificada de bens e serviços, geram-se novos tipos de trabalho, permitindo que novos produtos sejam adicionados, expandindo o leque de atividades e induzindo-as a elevar sua competitividade (JACOBS, 1969).

Nessa concepção, a concentração urbana seria responsável pela geração de inovações, favorecendo a troca de habilidades entre os diferentes atores, como consequência da proximidade de diversas fontes de conhecimento. Ter-se-iam, assim, transbordamentos de conhecimento afetando diretamente a produtividade da região.

Empiricamente, não se tem consenso acerca de qual tipo de externalidade – *localização* ou de *urbanização* – afeta mais fortemente a produtividade regional. Alguns autores, como Henderson (1999) e Nakamura (1985), encontraram impactos maiores para a concentração de firmas da mesma indústria do que para firmas de diferentes indústrias. Já em Glaeser et al. (1992) e Usai e Paci (2003), por exemplo, a diversidade de atividades presente nos centros urbanos apresentou-se como a principal indutora.

A nível nacional, alguns trabalhos exploram as causas das aglomerações e seus efeitos na dinâmica econômica. No entanto, poucos são os que focam no seu impacto na produtividade regional. Dentre esses últimos, tem-se o trabalho de Steingraber e Gonçalves (2015), o qual, utilizando modelo de regressão multinível, identificou que a aglomeração e a concentração, juntamente com a competência interna de cada unidade produtiva, explicam as diferenças de produtividade entre as empresas brasileiras.

No trabalho de Galinari et al. (2007), os resultados apontaram para uma correlação positiva entre as economias de urbanização e as altas remunerações industriais do Brasil, afirmando que é a diversidade, e não a especialização local, que influencia as inovações e os retornos crescentes. Dalberto e Staduto (2013), focando nos mesopolos e macropolos do Brasil, também utilizaram

regressões baseadas em salários e identificaram a importância da centralização de firmas de diferentes indústrias nesse processo. Da mesma forma, Amarante e Silva (2016), ao analisarem os municípios brasileiros entre 2000 e 2009, obtiveram um impacto positivo da economia de urbanização sobre a produtividade regional.

Mais recentemente, Lira (2016), usando regressões baseadas nos salários para as microrregiões do Brasil, mostrou que a externalidade de localização tem efeito superior para os setores de baixa e média-baixa intensidade tecnológica, enquanto as economias de urbanização afetam mais fortemente a produtividade nos setores de alta e média-alta intensidade tecnológica.

Portanto, esses trabalhos evidenciam a importância das economias de urbanização na produtividade brasileira, embora não seja tão perceptível o efeito da especialização nesse processo. Ademais, é nítida a utilização do salário médio como *proxy* para a produtividade em praticamente todos os trabalhos nacionais. Essa é uma limitação que este artigo busca superar, construindo um índice de desenvolvimento para a indústria (IDI), agregando diferentes variáveis¹, as quais apresentam-se como representativas da produtividade regional². Além disso, este artigo aplica painel espacial, ferramenta que também se diferencia do que é comum nos trabalhos da área. Com efeito, a literatura demonstra que as externalidades espaciais são importantes no desempenho regional e, conseqüentemente, na determinação da produtividade, por isso, sua exclusão pode comprometer as estimativas encontradas.

Nesse contexto, o objetivo deste artigo consiste em analisar o efeito das economias de aglomeração (urbanização e especialização) na produtividade industrial dos municípios sulinos, entre os anos de 2001 e 2015. Mais precisamente, testar-se-á o impacto do número de aglomerados especializados (*proxy* utilizada para as economias de localização) e do índice Hirschman-Herfindal (*proxy* para economias de urbanização) no índice de desenvolvimento industrial.

A expectativa teórica é de que quanto maior a concentração de empresas da mesma indústria num espaço, maior é a atração de mão de obra especializada, afetando positivamente o resultado final de todas as firmas. Além disso, menores são os custos globais de cada empresa dada a proximidade entre os elos da indústria, apresentando também uma oferta significativa de serviços especializados localmente. Soma-se a isso a formação de uma atmosfera industrial propensa a orientar combinações tecnológicas e organizacionais mais eficientes, com transbordamentos tecnológicos para as firmas que estão concentradas naquele espaço. Todos esses elementos teoricamente produzem impactos positivos sobre a competitividade regional.

No caso da economia de urbanização, espera-se um efeito inicial positivo, consequência direta da concentração de mão de obra mais qualificada, de consumidores, de serviços especializados, de infraestrutura social e de tecnologias. Num segundo momento, conforme se intensifica a concentração populacional no conglomerado, a expectativa é de um efeito negativo, resultado das deseconomias de aglomeração. Dessa forma, a tendência é que se tenha uma relação em formato de U invertido entre a economia de urbanização e a produtividade de cada município do Sul do Brasil.

Por fim, ressalta-se que o foco deste artigo é o Sul dado que essa foi a região que mais ganhou com a descentralização da indústria brasileira ocorrida a partir dos anos de 1970³, apresentando-se como um espaço propício para a mensuração dos impactos das aglomerações na produtividade subsequente.

Isso posto, este artigo é composto por quatro seções, incluindo esta. Na segunda, têm-se os elementos metodológicos utilizados. Na terceira seção, é feita a análise do impacto das aglomerações na produtividade dos municípios sulinos. Por fim, têm-se as conclusões.

¹ Média dos anos de escolaridade, percentual de ocupações técnicas e científica e salário médio.

² Conforme comprovado por Sabóia e Kubrusly (2008).

³ Conforme dados de Sabóia e Kubrusly (2008).

2. Elementos metodológicos

Investigou-se o efeito das economias de aglomeração sobre a produtividade dos 1159 municípios do Sul, analisando os anos de 2001, 2005, 2010 e 2015. A hipótese é de que as economias de especialização e de urbanização, provenientes das aglomerações, podem acarretar ganhos de produtividade para cada município e seu envoltório. A análise se pautou num intervalo de 5 anos⁴, considerado um período suficiente para a maturação dos investimentos, a formação dos encadeamentos e a percepção das externalidades, conforme Henderson (1999). Para isso, construiu-se um índice de desenvolvimento da indústria (*proxy* para produtividade) e, na sequência, mensurou-se o efeito das economias de aglomeração sobre a produtividade, utilizando painel espacial. Esse impacto foi testado por meio de um modelo teórico, conforme apresentado nas próximas subseções.

2.1. Modelo teórico: produtividade e economia de aglomerações

Klein e Crafts (2015) descrevem em seu modelo que o crescimento da produtividade industrial de uma região está diretamente relacionado com a especialização setorial e com o nível de diversificação intersetorial. Para isso, admitem a incorporação de *spillovers* de aglomeração dentro e através da indústria. Os autores partem de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, considerando uma indústria de setor s em um município c , conforme apresentado em (1).

$$y_{cst} = A_{cst} l_{cst}^{\mu} k_{cst}^{1-\mu} \quad (1)$$

em que: A é o nível tecnológico; l é o trabalho; k é a quantidade de outros insumos industriais (máquinas, equipamentos, instalações, etc); t é o tempo; e y é a quantidade produzida pelo município c na indústria s .

O lucro é expresso como:

$$\pi_{cst} = \sum_c p_{cst} y_{cst} - w_{st} l_{cst} - r_{st} k_{cst} \quad (2)$$

em que: p é o preço; w é o salário; e r é o custo dos demais insumos.

Supondo que $p_{st} = \sum_c p_{cst} y_{cst} / y_{st}$, então (2) pode ser reescrita como:

$$\pi_{cst} = p_{st} y_{st} - w_{st} l_{cst} - r_{st} k_{cst} \quad (3)$$

Ou seja, o lucro é considerado como o valor unitário dos bens produzidos, descontados os custos dos insumos intermediários. Como resultado, $p_{st} y_{st}$ é o valor agregado do setor. Aplicando a condição de primeira ordem em (1), tem-se a produtividade média do trabalho como sendo o valor agregado por trabalhador:

$$\frac{p_{st} y_{st}}{l_{cst}} = (1 - \mu)^{\frac{1-\mu}{\mu}} \left(\frac{p_{st}^{1-\mu} A_{cst}}{r_{st}^{1-\mu}} \right)^{1/\mu} \quad (4)$$

Ademais, Klein e Crafts (2015), seguindo a estrutura de externalidades dinâmicas de Glaeser et al. (1992)⁵, consideram que a taxa de crescimento da tecnologia é dada por (5).

⁴ Com exceção do primeiro período, dado que somente a partir de 2001 tem-se disponível a classificação CNAE para todos os municípios sulinos.

⁵ Segundo Glaeser et al. (1992), a taxa de crescimento da tecnologia de uma cidade-indústria tem um componente nacional e um local. O componente nacional decorre das mudanças no preço do produto, bem como da mudança de tecnologias de outras indústrias ao longo do país; já o componente local depende de várias externalidades tecnológicas presentes nessa *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, vol. 12, n. 1, pp. 17-34, 2018

$$\ln \left(\frac{A_{cs\ t+m}}{A_{cs\ t}} \right) \equiv E_{cs\ t} \quad (5)$$

em que: E refere-se à quantidade de *spillovers* localizada na indústria s na cidade c .

Como na teoria não se tem qualquer forma funcional que ligue a taxa de crescimento da tecnologia com a externalidade das aglomerações, os autores supõem que $E_{cs\ t}$ é uma função linear das economias de especialização e das economias de urbanização. Assim, por meio de (5), derivam a taxa de crescimento do valor agregado da indústria por trabalhador (*proxy* para a produtividade) em função do crescimento da tecnologia. Ainda, transformam a equação (4) aplicando o logaritmo, expressando para o período $t+m$ e conectando ambas as equações, conforme (6):

$$\ln \frac{VapW_{cs\ t+m}}{VapW_{cs\ t}} = \frac{1}{\mu} E_{cs\ t} + \left(\frac{1-\mu}{\mu} \right) \left[\left(\ln \frac{p_{s\ t+m}}{p_{s\ t}} \right) - \left(\ln \frac{r_{s\ t+m}}{r_{s\ t}} \right) \right] \quad (6)$$

em que: $VapW$ é o valor adicionado por trabalhador.

Ou seja, a taxa de crescimento do valor adicionado por trabalhador depende das economias de especialização, das economias de urbanização e da diferença entre o preço da produção e o preço dos insumos. As externalidades de especialização são capturadas pelo grau de especialização do setor; já as de urbanização, pelo grau de variedade do setor industrial fora do setor s no município c .

Partindo desses modelos teóricos, Klein e Crafts (2015) determinam a equação de regressão como sendo representada por (7):

$$\ln \frac{VapW_{cs\ t+m}}{VapW_{cs\ t}} = \alpha + \beta_1 Especialização_{cs\ t} + \beta_2 Urbanização_{cs\ t} + \beta_3 X_{cs\ t} + \theta_s + \gamma_c + \varepsilon_{cs} \quad (7)$$

em que: $X_{cs\ t}$ refere-se ao vetor de variáveis de controle; θ_s é um vetor de *dummies* para controlar os preços dos insumos e dos produtos a nível da indústria; γ_c refere-se a um vetor de *dummies* para controlar qualquer efeito não observável do município.⁶

Klein e Crafts (2015) aplicaram o modelo (7) para cidades-industriais dos Estados Unidos entre 1880 e 1930, utilizando dados do “*U.S. Census of Manufactures*”. Como resultado, encontraram um efeito positivo e estatisticamente significativo para a externalidade *de localização*, demonstrando ser importante a especialização da indústria para o incremento da produtividade. Entretanto, para a *de urbanização*, o impacto se deu em apenas alguns anos, apresentando-se inversamente relacionada com a produtividade. Por isso, os autores reestimaram (7), considerando uma função quadrática para a externalidade *de urbanização*, supondo a existência de deseconomias de aglomeração. Com tal procedimento, para alguns períodos, captaram um efeito inicial negativo que se transformou em positivo conforme a cidade se desenvolvia. Assim, as evidências empíricas de Klein e Crafts (2015) demonstraram que, para a economia de *localização*, sempre se afeta positivamente a produtividade, mas, para a *de urbanização*, tal impacto vai depender do porte da cidade. Para as pequenas, o efeito é negativo, já para as cidades com porte maior, é possível identificar um efeito positivo. Assim, a relação entre a produtividade e a diversificação não é linear.

indústria na cidade. O autor infere que a especialização é uma medida de concentração da indústria na cidade, supondo aumentar a taxa de progresso tecnológico; o monopólio local também teria essa característica; e a diversidade mede a variedade de atividades que a cidade detém, também fomentando o progresso tecnológico.

⁶ Na próxima seção, apresentar-se-á quais as variáveis de controle utilizada nessa pesquisa.

2.2. Índice de Desenvolvimento da Indústria (IDI)

Sabóia e Kubrusly (2008) sistematizaram um índice representativo do desenvolvimento da indústria, correspondendo a uma *proxy* para a produtividade do setor. Os autores supõem que segmentos que são mais produtivos pagam os melhores salários, empregam a mão de obra mais escolarizada e possuem os maiores percentuais de trabalhadores técnicos e científicos. Os autores utilizam esses indicadores por estarem disponíveis nas menores desagregações espaciais, como municípios. Reconhecem, entretanto, que não são indicadores de resultados. Com o objetivo de demonstrar que, mesmo não sendo indicadores de resultados, eles podem representar a produtividade de um setor/região, Sabóia e Kubrusly (2008) calcularam a produtividade para as regiões brasileiras por meio da divisão entre o valor da transformação industrial e o pessoal ocupado e, na sequência, compararam os resultados obtidos com o IDI por eles construído. Como resultado, encontraram uma associação positiva e estatisticamente significativa (correlação que variou entre 0,71 e 0,84), demonstrando robustez do IDI, inferindo que ele pode representar a produtividade setorial/regional.

Por isso, calculou-se o IDI (8) para os municípios sulinos utilizando-o como *proxy* para a produtividade. Ressalta-se que todas as informações necessárias para a construção desses indicadores foram coletadas da Rais (CNAE 2 dígitos).

$$IDI_{i,t} = \phi_1 ESC_{i,t} + \phi_2 SAL_{i,t} + \phi_3 OT_{i,t} \quad (8)$$

em que: **IDI** refere-se ao índice de desenvolvimento da indústria; **ESC** é a escolaridade média dos trabalhadores empregados na indústria; **SAL** refere-se ao salário médio, deflacionado pelo INPC; **OT** é o percentual de ocupações técnica e científica; **i** é a microrregião; **t** é o tempo; e ϕ refere-se ao peso.

O peso (ϕ) de cada um dos indicadores de (8) foi obtido via análise de componentes principais. Seguindo a metodologia utilizada por Crocco et al. (2006), na construção dos pesos de (8) não se utilizaram os valores dos componentes em si, mas os resultados anteriores à análise dos componentes principais, com as seguintes etapas:

- a) Obtenção dos autovalores da matriz de correlação, via análise do componente principal (ACP). Em cada um deles tem-se a explicação na variância, destacando que a soma dos betas corresponde à variância total dos componentes e, dessa forma, à variância total dos indicadores selecionados.
- b) Recálculo dos autovalores da matriz de correlação, buscando encontrar a participação relativa de cada um dos elementos em cada um dos componentes. Primeiramente, cada autovalor é adotado em módulo e dividido pelo somatório dos autovalores absolutos de seu componente, obtendo sua participação no componente correspondente.
- c) A construção dos pesos é dada por meio da multiplicação da participação relativa dos indicadores nos componentes com a variação caracterizada pelo componente. A soma fornece o peso de cada indicador.

A soma dos pesos $\phi_1 + \phi_2 + \phi_3$ é igual a “um”, o que cria uma combinação linear dos indicadores propriamente padronizados. Os pesos obtidos com esses resultados encontram-se no Apêndice, Tabela A.

2.3. Modelo empírico, fonte dos dados e estratégia de estimação dos parâmetros

Na análise acerca da relação existente entre as externalidades de aglomeração e a produtividade dos municípios do Sul do Brasil, estimou-se o modelo de Klein e Crafts (2015). Nele, o crescimento da produtividade industrial de uma região está diretamente relacionado com a especialização setorial e com o nível de diversificação intersetorial. Para isso, admite-se a

incorporação de *spillovers* de aglomeração dentro e através da indústria. Nessa hipótese, a taxa de crescimento da produtividade de cada setor depende dos efeitos de externalidades tanto de localização (ou especialização) como da diversificação setorial (economias de urbanização).

No caso deste trabalho, o modelo Klein e Crafts (2015) foi estimado por (11), tendo como variáveis explicativas:

- 1) **Índice de Hirschman-Herfindal Modificado - HHM** (9'), representando as economias de urbanização.

$$HH_i = \sum_{j=1}^n \left[\left(\frac{E_{ij}}{E_i} \right) - \left(\frac{E_j}{E_p} \right) \right]^2 \quad (9)$$

$$HHM_i = 1 - HH_i \quad (9')$$

em que: **HH** é o Índice de Hirschman-Herfindal; E_{ij} é o emprego no município **i** no setor **j**; E_i é o emprego industrial total no município **i**; E_j refere-se ao emprego total do Sul no setor **j**; E_p é o total de emprego industrial no Sul; **n** são todos os setores industriais. Quanto mais próximo de “2” está o valor do **HH**, mais concentrado é o setor industrial. Como o IHH mede a concentração, utilizou-se 9' como medida de diversificação, em que quanto maior seu valor, mais diversificada é a estrutura industrial.

- 2) **Índice de Hirschman-Herfindal Modificado ao quadrado**, buscando mensurar os efeitos das deseconomias de aglomeração, conforme inferido por Klein e Crafts (2015).
- 3) **Número de aglomerados especializados**, como *proxy* das economias de especialização. A atividade produtiva **j** foi considerada especializada no município **i** se apresentou três características: quociente locacional (10) maior que dois; vinte ou mais empresas na atividade **j**; e concentração de 5% ou mais do emprego total (no Sul) do segmento **j** [conforme metodologia de Suzigan, Furtado e Sampaio (2003)].

$$QL_{ij} = \left[\left(\frac{E_{ij}}{E_i} \right) / \left(\frac{E_j}{E_p} \right) \right] \quad (10)$$

- 4) **Concentração industrial**, evidenciando a densidade e a escala da atividade industrial em cada município. Essa variável foi utilizada em outros trabalhos, como o de Galinari et al. (2007), de Lira (2016), dentre outros, incluindo-a como variável de controle na estimativa. No trabalho de Klein e Crafts (2015), foi incluída uma *dummy* para identificar as cidades cuja industrialização era mais intensa. No caso desta pesquisa, seguiu-se o que a literatura nacional utiliza e a concentração industrial, portanto, foi mensurada através da participação do emprego industrial local em relação ao total do emprego industrial na região Sul.
- 5) **Produtividade Inicial**, com o intuito de captar o *path dependence*, conforme Klein e Crafts (2015).

Ressalta-se que as variáveis “concentração industrial” e “produtividade inicial” correspondem às variáveis de controle de (7). As economias de urbanização são medidas comumente pelo Índice de Hirschman-Herfindal tanto na literatura nacional como na internacional. No caso das economias de especialização, em geral elas são mensuradas pela participação do setor em análise na produção industrial total ou pelo seu quociente locacional. Como este trabalho não se está analisando setores

individuais, mas sim o setor industrial como um todo, utilizou-se como *proxy* o número de aglomerados especializados em cada município sulino⁷.

Portanto, a partir dessas variáveis, estimou-se o impacto das economias de aglomerações para os municípios sulinos por meio de (11). Ressalta-se que todas as variáveis explicativas estavam presentes no período t , enquanto a taxa de crescimento do **IDI** foi mensurada entre t e $t+1$ visando minimizar problemas de endogeneidade (conforme GOMES, 2014).

$$\frac{IDI_{t+1}}{IDI_t} / T = \beta_0 + \beta_1 CI_{it} + \beta_2 HHM_{it} + \beta_3 HHM_{it}^2 + \beta_4 AE_{it} + \beta_4 IDIO_{it} + \varepsilon \quad (11)$$

em que: **IDI** é o índice de desenvolvimento da indústria, *proxy* para a produtividade; **CI** é concentração industrial; **HHM** refere-se ao índice Hirschman-Herfindal modificado; **AE** é o número de aglomerados especializados em cada município i ; **IDIO** é a produtividade inicial; t é o ano; T é o número de anos de cada intervalo.

Como estratégia empírica para (11), construiu-se um painel de dados espaciais (dada a suposição de dependência espacial comprovada pelas estatísticas apresentadas na análise), considerando os 1159 municípios do Sul do Brasil, no período de 2001, 2005, 2010 e 2015. O uso de painel de dados espaciais visa controlar a heterogeneidade espacial não observável que se manifesta nos parâmetros da regressão, principalmente no intercepto. A heterogeneidade espacial deve ser controlada ou por meio da utilização de modelos de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios, cuja escolha foi feita com base no teste de *Hausman*, optando pelo modelo de efeito fixo⁸.

A especificação geral do modelo de efeitos fixos espacial pode ser representada por (12).

$$y_t = \alpha + \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \tau + \xi_t \quad (12)$$

$$\xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \varepsilon_t$$

em que: α é a heterogeneidade não observada; ρ e λ são parâmetros espaciais escalares; τ é um vetor de coeficientes espaciais; W é a matriz de ponderação espacial; $W_1 y_t$ corresponde à defasagem espacial da variável dependente; $W_1 X_t$ são as variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente; $W_2 \xi_t$ representa o termo de erro defasado espacialmente. Partindo desses modelos gerais e impondo algumas restrições acerca do comportamento dos parâmetros ρ , τ e λ , pode-se especificar diferentes formas de modelos de efeitos fixos espaciais.

Neste trabalho, seis especificações foram testadas: defasagem espacial (SAR), modelo de erro espacial (SEM), modelo com Defasagem e Erro Autorregressivo (SAC), modelo Regressivo Cruzado Espacial (SLX), Durbin espacial (SDM) e Durbin espacial do erro (SDEM). No caso do SAR, a especificação indica que mudanças na variável explicativa de uma região afetam não apenas a própria região pelo efeito direto, mas podem afetar o valor da variável dependente em todas as regiões por meio dos efeitos indiretos (ALMEIDA, 2012). Esses efeitos indiretos são interpretados como transbordamentos espaciais, representados por ρ . Nos modelos do tipo SEM, a dependência espacial se manifesta no termo de erro, destacando que os erros associados com qualquer observação são uma média dos erros nas regiões vizinhas, somadas a um componente aleatório. Tal modelo informa que os efeitos sobre a variável dependente não resultam apenas do choque (representado pelo termo erro) de uma região, mas do transbordamento de choques oriundos de outras regiões vizinhas, os quais são captados por λ . O modelo SAC incorpora tanto o ρ como também λ . No SLX, a defasagem espacial recai nas variáveis explicativas (WX). No modelo SDM, incorpora-se a ideia do transbordamento por

⁷ Este trabalho utilizou-se tanto o modelo de Klein e Crafts (2015) como também incluiu as variáveis que esses autores usaram. Ressalta-se que nem todas se tinham a nível municipal, e por isso, algumas foram substituídas por *proxies*.

⁸ O valor obtido para o teste *Hausman* correspondeu a 94, indicando o modelo de efeito fixo como o mais adequado.

meio da defasagem das variáveis explicativas (WX), acrescida da defasagem da variável dependente (ρ). Por fim, no SDEM, incorpora-se o transbordamento por meio da defasagem das variáveis explicativas (WX), acrescido o transbordamento de choques oriundos de outras regiões vizinhas (λ).

Para escolher qual é o modelo que melhor se ajusta aos dados, utilizaram-se os critérios de informação de Akaike, considerando o melhor modelo como sendo o que apresenta o menor valor do critério de informação. Nesse caso, o modelo Durbin Espacial (SDM) foi o que apresentou o melhor ajuste (conforme resultados na Tabela 4). Todas as estimativas de todos os modelos foram apresentadas na análise (para demonstrar a robustez dos resultados), contudo, o foco da análise recaiu no modelo SDM. Depois de estimado o modelo (11), comprovou-se a aleatoriedade espacial dos seus resíduos, conforme Tabela B no Apêndice.

4. Aglomerações produtivas e produtividade: evidências para as microrregiões do Sul do Brasil

Teoricamente, um aglomerado pode afetar a produtividade regional especialmente por duas vias: pelas economias de especialização (ou de localização) e/ou pelas economias de urbanização (ou de diversificação). Na Figura 1, tem-se a distribuição espacial desses dois tipos de externalidades para os municípios do Sul do Brasil, considerando os anos de 2001 e 2015.

Constata-se a ampliação do número de municípios com algum tipo de atividade industrial especializada, passando de 93 em 2001 para 109 municípios em 2015 (Figura 1c e 1d), ou seja, evoluiu o número de espaços sulinos concentradores de plantas e firmas de uma mesma indústria, especializando a região naquela atividade. Tal fato pode beneficiar a produtividade por concentrar serviços especializados para as firmas pertencentes a uma indústria, por atrair mão de obra específica e/ou por gerar *spillovers* tecnológicos.

Cabe ressaltar que, dentre os municípios com atividades especializadas, 74% concentravam apenas uma em 2015. Isso demonstra que, quando um município se especializa, forças centrípetas atuam atraindo os fatores produtivos ligados àquela indústria, fortalecendo a atividade.

Em termos de distribuição espacial, Santa Catarina era o estado que detinha o maior percentual de municípios com especialização produtiva (10%), seguido do Rio Grande do Sul (7,8%) e do Paraná (6%). Ademais, existia certa concentração espacial, de modo que municípios com aglomerados especializados tendiam a estar próximos de outros com elevados valores (e vice-versa). Tal fato é ratificado na Tabela 1, com a estatística I de Moran, apresentando um coeficiente positivo e estatisticamente significativo, tanto para 2001 como também para 2015.

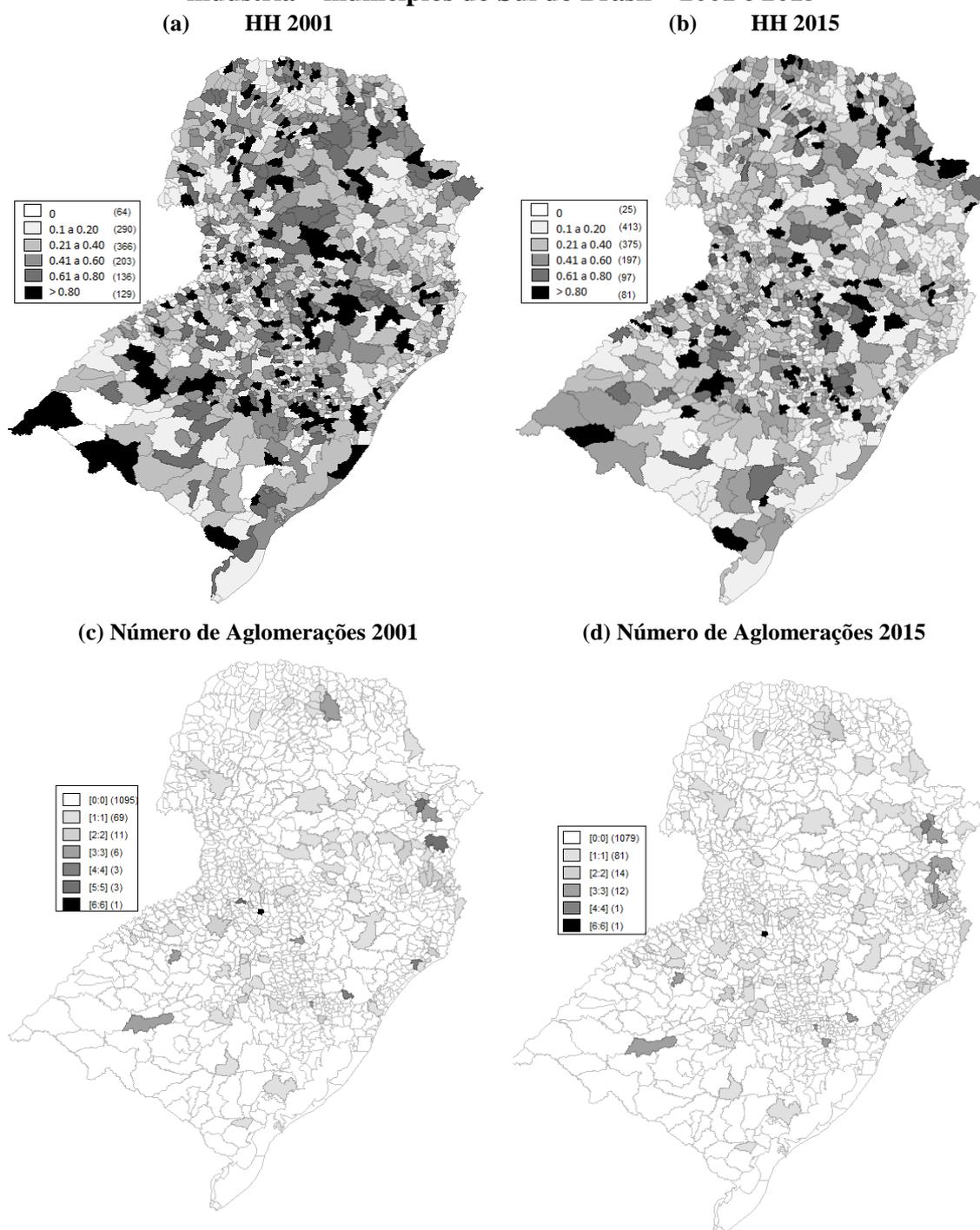
Assim, pode-se inferir como não aleatória a distribuição espacial dos aglomerados especializados ao longo do Sul do Brasil, com tendência de crescimento dessa concentração espacial ao longo do tempo⁹.

Além das economias de especialização, diferentes autores apontam a diversificação de um aglomerado como possível fonte para se elevar a produtividade. Nesse caso, é potencializada a transmissão de *spillovers* de conhecimento entre firmas de diferentes indústrias, fortalecendo a diversidade de ideias e contribuindo para a elevação da produtividade de todo o espaço.

Com o intuito de mensurar tal fenômeno, tem-se nas Figuras 1a e 1b a distribuição do índice Hirschman-Herfindahl (HH) para os municípios sulinos. Tal índice mede a concentração/diversificação das atividades, de modo que quanto menor é o seu valor, mais desconcentrada (diversificada) é a atividade produtiva. Como resultado, observa-se uma intensificação da diversificação ao longo do tempo (2001 *versus* 2015), passando de 24% para 35% o percentual de municípios que estavam classificados com os menores índices de HH. Ao mesmo tempo, também se retraíram os que estavam inseridos na categoria mais concentradora (HH acima de 0,80), em conjunto com a queda da média do HH, passando de 0,38 para 0,31; ou seja, tem-se um número maior de atividades industriais sendo desenvolvidas nos municípios sulinos.

⁹ Tendo em vista que o valor do coeficiente I de Moran se elevou, independente da convenção que se utiliza.

Figura 1 – Número de Aglomerações especializadas e índice Hirschman-Herfindahl (HH) da indústria – municípios do Sul do Brasil – 2001 e 2015



Fonte: Resultado da pesquisa.

Espacialmente, a distribuição dos municípios mais diversificados (e também dos mais concentradores) não é aleatória, com proximidade geográfica tanto dos que detêm maior número de atividades produtivas como também daqueles mais concentradores de atividades (Tabela 1).

É importante identificar qual é a associação existente entre o tamanho do município (em termos de população) e a sua diversificação produtiva, para que, na sequência, testem-se os efeitos das deseconomias de aglomerações oriundas da diversificação sobre a produtividade. Nesse sentido, correlacionou-se o número de habitantes dos municípios em cada ano com o valor do HHM (correspondendo a $1-HH$), obtendo um coeficiente positivo (0,28), o que indica que quanto maior é o

município (em termos populacionais), tende-se a ter atividades produtivas mais diversificadas (e vice-versa).

Conforme inferido pela literatura, a presença das economias de especialização como também as de urbanização pode impactar na produtividade. No caso do Sul do Brasil, a estatística I de Moran Bivariada (Tabela 1) revela que aqueles municípios que tinham aglomerados especializados apresentaram, em geral, municípios com altos índices de produtividade no seu envoltório (e vice-versa). Além disso, quando analisada a relação entre o índice HH e o IDI (índice de desenvolvimento da indústria), obteve-se uma estatística negativa, sinalizando que aqueles municípios com atividades mais concentradas apresentaram, em geral, um nível de produtividade da indústria menor no seu envoltório (e vice-versa). Tem-se, portanto, o primeiro indicativo de transbordamento dos efeitos de aglomeração (tanto de urbanização – negativa – como de localização) para a produtividade dos municípios vizinhos.

Tabela 1 – Coeficiente I de Moran univariado e bivariado – número de aglomerações especializadas e índice Hirschman-Herfindahl (HH) – Municípios do Sul do Brasil – 2001 e 2015

Variáveis	Convenção				
	Rainha	Torre	4 vizinhos	5 vizinhos	6 vizinhos
Número de Aglomerações espec. 2001 (A)	0,25*	0,24*	0,24*	0,23*	0,22*
Número de Aglomerações espec. 2015 (B)	0,29*	0,30*	0,26*	0,26*	0,25*
HH 2001 (B)	0,09*	0,09*	0,10*	0,09*	0,09*
HH 2015 (B)	0,08*	0,08*	0,10*	0,11*	0,10*
Bivariado: IDI versus (A)	0,6**	0,6**	0,6**	0,6**	0,6**
Bivariado: IDI versus (B)	0,6**	0,6**	0,6**	0,6**	0,6**
Bivariado: IDI versus (C)	-0,10*	-0,10*	-0,13*	-0,12*	-0,12*
Bivariado: IDI versus (D)	-0,11*	-0,11*	-0,13*	-0,12*	-0,12*

Nota: A pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias; * significativo a um nível de significância de 1%; ** significativo a um nível de significância de 5%.

Fonte: Estimado pelos autores, com os dados da pesquisa, por meio do software Geoda.

Analisando o desenvolvimento da indústria sulina (em termos de produtividade – Tabela 2), observa-se um grande avanço, com a média do IDI passando de 0,28 em 2001 para 0,43 em 2015 – aumento correspondente a 54%. Ao mesmo tempo, tem-se uma distribuição mais difusa da produtividade, comprovada pela queda do coeficiente de variação no decorrer dos anos. Essa importante evolução do IDI sulino pode estar atrelada ao próprio processo de reestruturação produtiva que o país vivenciou a partir de 1995, com o acirramento da competitividade dada a abertura comercial do país. Silva (2004, p.34) conclui que “... para a indústria de transformação, a abertura e produtividade têm uma relação positiva.” Além disso, no processo de desconcentração industrial do país, a região Sul foi uma das que mais se beneficiou, elevando a sua participação na matriz industrial brasileira (SABOIA; KUBRUSLY, 2008). Vários são os fatores que induziram à intensificação da industrialização da região (como a proximidade do Mercosul; infraestrutura existente; proximidade das fontes de matérias-primas, etc.), além da implantação de políticas específicas – caso do Programa Paraná Competitivo, iniciado em 2011, que atraiu mais de 22 milhões de reais entre 2011 e 2014 para o Estado do Paraná.

Tabela 2 – Estatística descritiva do índice de Desenvolvimento da Indústria (IDI) – municípios do Sul do Brasil – 2001, 2005, 2010 e 2015

Estatística	2001	2005	2010	2015
Média	0,28	0,32	0,38	0,43
Desvio padrão	0,7	0,06	0,06	0,06
Coefficiente de variação	23,87	19,57	15,75	13,34
Máximo	0,69	0,76	0,78	0,77
Mínimo	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tal evolução e homogeneização da produtividade pode ser verificada na Figura 2. Nela, a análise temporal revela o espraiamento do desenvolvimento industrial, bem como a intensificação do seu valor. É importante destacar que, embora se tenha essa difusão e o crescimento do valor do IDI, os melhores resultados, bem como os menores, encontram-se agrupados espacialmente. Conforme se verifica na Tabela 3, não há aleatoriedade na distribuição da produtividade ao longo do Sul do Brasil, sinalizando uma intensificação dos agrupamentos espaciais. É possível observar que muitos dos municípios que tinham um IDI elevado em 2001 apresentaram, em 2015, uma fomentação do IDI dos seus vizinhos (Figura 2).

Tabela 3 – Coeficiente I de Moran para o IDI – Municípios sulinos – 2001, 2005, 2010, 2015

	Convenção				
	Rainha	Torre	4 vizinhos	5 vizinhos	6 vizinhos
IDI 2001	0,25*	0,25*	0,27*	0,26*	0,24*
IDI 2005	0,24*	0,23*	0,25*	0,24*	0,23*
IDI 2010	0,24*	0,24*	0,25*	0,24*	0,23*
IDI 2015	0,22*	0,22*	0,25*	0,24*	0,23*

Nota: A pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias; * significativo a um nível de significância de 1%.

Fonte: Estimado pelos autores, com os dados da pesquisa, por meio do software Geoda.

Portanto, é provável que a produtividade de um município afete o desempenho industrial de outro. A dinâmica dos fatores que podem estar influenciando o desenvolvimento industrial do Sul do Brasil foi analisada via modelo de Klein e Crafts (2015). Na Tabela 4, têm-se as estimativas de todos os modelos espaciais, ressaltando que o mais indicado foi o SDM¹⁰; no entanto, optou-se por apresentar todas as estimativas visando demonstrar a robustez dos resultados encontrados.

Os resultados evidenciam uma relação côncava entre a economia de urbanização e a produtividade, tendo um efeito positivo até determinado ponto, a partir do qual uma concentração maior de firmas passa a gerar, na média, efeitos negativos sobre a taxa de crescimento da produtividade do município. Como, *a priori*, constatou-se uma associação positiva entre o tamanho do município e a diversificação, isso significa que maiores valores desta última (ou seja, menores índices de HH) são encontrados em municípios de maior porte. Nesse sentido, efeitos positivos da diversificação na produtividade são percebidos até determinado porte municipal, a partir do qual há impacto negativo da diversificação na eficiência produtiva.

¹⁰ Definido pelo critério de informação e pela ausência de correlação espacial nos seus resíduos – Tabela B no Apêndice.

Figura 2 – IDI dos municípios do Sul do Brasil – 2001, 2005, 2010 e 2015

Fonte: Resultado da pesquisa.

Destarte, uma das possibilidades para esse resultado refere-se às deseconomias de aglomeração, decorrentes dos rendimentos decrescentes com os quais o município se defronta a partir de determinado nível de urbanização. Tais deseconomias estão atreladas aos custos de congestionamento, decorrendo também da intensificação dos conflitos sociais (como a criminalidade, etc.), assim como da elevação do preço dos aluguéis e dos custos de muitos serviços urbanos essenciais (CAMAGNI, 2005).

No modelo de Klein e Crafts (2015), já havia a suposição de efeitos diferenciados das economias de urbanização na dinâmica da produtividade; no entanto, ao analisar as cidades

americanas, os autores encontraram uma relação oposta à verificada para os municípios do Sul do Brasil, com um efeito positivo da diversificação apenas para as grandes cidades dos Estados Unidos. Acredita-se que a diferença possa estar no período analisado (1880 a 1930), com uma abordagem de longo prazo, incorporando particularidades que ocorreram no decorrer do tempo. Ademais, os autores identificaram um impacto positivo da especialização produtiva no crescimento da produtividade, resultado que não foi verificado para os municípios sulinos.

Na Tabela 4, tem-se o coeficiente para a variável “número de aglomerados especializados”, a qual não apresentou significância estatística. Portanto, a concentração espacial de firmas da mesma indústria não necessariamente eleva a produtividade dos municípios do Sul, não gerando externalidades. O trabalho de Galinari et al. (2007) ratifica os achados desta pesquisa, inferindo que quanto mais especializada é uma região em uma atividade específica, menores são os salários pagos (*proxy* utilizada para a produtividade). Para os autores, a maioria dos municípios brasileiros se especializa em setores tradicionais (de baixa tecnologia¹¹), nos quais as economias internas de escala tendem a ser menores do que naqueles setores de alta tecnologia, não gerando empregos de alta renda e tampouco as externalidades esperadas. Igualmente, Dalberto e Staduto (2013), ao analisar os mesopólos brasileiros, inferem que quanto mais especializada é a região, menores são os seus salários industriais.

Destarte, esses e outros autores nacionais ratificam os coeficientes encontrados nesta pesquisa. A nível internacional, resultados semelhantes também são verificados. Glaeser et al. (1992) testaram empiricamente os efeitos das economias de urbanização e de localização sobre o crescimento local das cidades americanas entre os anos de 1956 e 1987 e inferiram que as externalidades de conhecimento se dão mais fortemente entre firmas de indústrias diversas do que entre firmas da mesma indústria. Da mesma maneira, Usai e Paci (2003), ao avaliarem o papel de um conjunto de variáveis no processo de aglomeração local de atividades econômicas e do crescimento local para a Itália, nos anos de 1991-1996, encontraram evidências sólidas da influência positiva das externalidades de diversificação, e um impacto negativo das externalidades de localização.

Portanto, pode-se inferir que, para os municípios do Sul do Brasil, os efeitos da urbanização são estatisticamente mais relevantes para a produtividade industrial do que os oriundos das economias de especialização. Um adendo deve ser feito: nos trabalhos de Galinari et al. (2007), Dalberto e Staduto (2013), dentre outros, essa superioridade das economias de urbanização também foi identificada. No entanto, a relação identificada entre diversificação e produtividade é apenas positiva, ou seja, tais pesquisadores não consideraram que esse impacto pode ter um ponto de máximo. Nos resultados da Tabela 4, fica evidente que existe uma relação positiva, no entanto, conforme se eleva a diversificação e se urbaniza, o efeito pode começar a ser negativo, impactando negativamente na produtividade.

Na análise da importância do transbordamento da produtividade entre os municípios sulinos (parâmetro ρ), obteve-se um coeficiente positivo e significativo. Assim, quando determinado município intensifica a sua eficiência, parte desse dinamismo também beneficia os municípios vizinhos, criando um ciclo virtuoso da competitividade. Na Figura 2, já era possível identificar esse efeito de transbordamento, de maneira que municípios com elevados valores do IDI tendiam a estar cercados por municípios com similares produtividades. Hirschman (1958) explica que, quando se tem um aglomerado formado por empresas competitivas numa região, num segundo momento, efeitos positivos podem transcender as fronteiras, via o próprio encadeamento formado entre as firmas que se localizam no aglomerado e as dos municípios vizinhos, além de se ter efeitos de externalidades advindas dos *spillovers* tecnológicos que são gerados.

¹¹ Como couro, calçados, fiação, tecelagem, confecção, produtos de madeira, etc.

Tabela 4 – Resultado da estimativa (11) para os municípios do Sul do Brasil com a técnica de painel de dados espaciais – 2001, 2005, 2010 e 2015

Variáveis	Efeito fixo					
	SAR	SEM	SDM	SDEM	SAC	SLX
AE_{jt-1}	0,00 (0,01)	0,003 (0,001)	0,006 (0,01)	0,006 (0,01)	0,0003 (0,009)	0,006 (0,01)
HHM_{jt-1}	0,23* (0,04)	0,23* (0,04)	0,26* (0,04)	0,26* (0,03)	0,22* (0,03)	0,26* (0,04)
HHM^2_{jt-1}	-0,21* (0,03)	-0,21* (0,03)	-0,22* (0,03)	-0,22* (0,03)	-0,19* (0,03)	-0,23* (0,04)
CI_{jt-1}	-0,04 (0,05)	-0,03 (0,05)	-0,05 (0,05)	-0,05 (0,05)	-0,052 (0,05)	-0,05 (0,06)
$IDIO_{jt-1}$	0,06* (0,03)	0,06* (0,03)	0,25* (0,03)	0,25* (0,04)	0,04* (0,2)	0,27* (0,04)
ρ	0,12* (0,03)	-	0,11* (0,02)	-	0,62* (0,06)	-
λ	-	0,12* (0,03)	-	0,09* (0,03)	0,59* (0,04)	-
WAE_{jt-1}	-	-	-0,02 (0,02)	0,02 (0,02)	-	0,03 (0,03)
$WHHM_{jt-1}$	-	-	0,10 (0,07)	0,05 (0,09)	-	0,01 (0,10)
$WHHM^2_{jt-1}$	-	-	0,09 (0,07)	-0,02 (0,09)	-	0,01 (0,10)
$WIDIO_{jt-1}$	-	-	-0,36* (0,04)	-0,40* (0,04)	-	-0,38* (0,05)
WCI_{jt-1}	-	-	0,04 (0,09)	0,04 (0,09)	-	0,04 (0,10)
Crit. inf. Akaike	-8444	-8436	-8554	-8545	-8541	-8442

Nota: Entre parênteses está reportado o erro padrão. (*) significativo a um nível de significância de 5%; t é o tempo, j é o município; HH é o índice Hirschman-Herfindahl; AE refere-se ao número de aglomerados especializados; CI é a concentração industrial, $IDIO$ é a produtividade inicial.

Fonte: Estimação dos autores com os dados da pesquisa.

Amarante e Silva (2016), na sua equação representativa dos níveis de eficiência do trabalho local, também estimaram um coeficiente espacial positivo e estatisticamente significativo, inferindo que a taxa salarial dos municípios brasileiros é afetada pela taxa salarial de seus vizinhos, num efeito contágio, corroborando os resultados encontrados neste artigo.

A variável “produtividade inicial” apresentou-se positiva e estatisticamente significativa. Assim, ter um nível alto de eficiência industrial *a priori*, ou seja, apresentar uma trajetória de eficiência, é importante para se ter ganhos de produtividade ainda maiores no futuro, confirmando o *path dependence* da produtividade nos municípios sulinos. Ao mesmo tempo, a defasagem espacial dessa variável indica um efeito negativo, de maneira que, quando um município apresenta um IDI inicial alto, seu impacto tende a ser negativo no crescimento da produtividade dos seus vizinhos. Um dos fatores que pode explicar tal fato refere-se à fuga do melhor capital humano do entorno para o município com maiores oportunidades, especialmente por deter essa eficiência maior inicialmente (HIRSCHMAN, 1958).

Por fim, tanto a Concentração Industrial (que exprime a ideia de densidade e escala da indústria dos municípios sulinos) como também a defasagem espacial das economias de urbanização e de especialização não se apresentaram estatisticamente significativas. Portanto, a princípio, pode-se inferir que as economias de aglomeração não geram impactos diretos para os municípios vizinhos. Krugman (1992) infere a existência de forças centrípetas que atraem as firmas para pontos específicos do espaço (tamanho do mercado local, economias de escala da produção e custos de transportes) não se localizando aleatoriamente. Essa característica das aglomerações pode estar contribuindo para que tanto as economias de urbanização como as de localização não exerçam efeitos específicos para os

municípios do envoltório, centrando as firmas especializadas em pontos específicos. No entanto, por outros meios, tem-se um efeito espacial da própria produtividade capturado pelo transbordamento do IDI.

Reforça-se que na Tabela 4 foram incluídos todos os modelos espaciais estimados para (11), embora o SDM seja o mais indicado, visando mostrar a robustez dos resultados. Conforme pode ser observado, independente do modelo que foi estimado, mantêm-se o sinal e a significância estatística de todas as variáveis explicativas.

5. Conclusões

O objetivo deste artigo consistiu em analisar o impacto das aglomerações produtivas na produtividade regional dos municípios do Sul. Observa-se uma importância significativa das economias das aglomerações no processo de formação da competitividade dos municípios sulinos. De maneira específica, as economias de urbanização apresentaram um efeito superior nesse processo. Entretanto, o seu impacto depende do porte dos municípios: naqueles em que ainda não se tem uma concentração populacional elevada (e, conseqüentemente, uma diversificação da indústria tão intensa), é possível afetar positivamente a produtividade. Em municípios com alta densidade populacional, incrementos de firmas podem induzir a expansão ainda maior da urbanização e, se não acompanhada de infraestrutura e organização espacial do território, seus impactos podem ser negativos em termos de eficiência produtiva. Por isso, é preciso não apenas implantar políticas de industrialização, mas analisar os espaços urbanos nos quais tais políticas serão efetivadas.

No caso das economias de especialização, seu efeito não foi estatisticamente significativo. Outros autores, a nível internacional, também obtiveram o mesmo resultado e, a nível nacional, a maioria das evidências ratificam os achados desta pesquisa. Estes últimos inferem a predominância dos setores menos intensos em tecnologia na estrutura industrial do país, o que faz com que a especialização não acarrete ganhos de produtividade. Portanto, uma estrutura produtiva mais voltada a atividade de maior agregação de valor potencialmente fomentaria a eficiência produtiva regional.

Destaca-se que, apesar de todo o esforço metodológico empregado na presente pesquisa, esta não encerra a discussão envolvendo os efeitos dos aglomerados sobre a produtividade regional. Algumas perguntas ainda pairam no ar, como: será que existe diferença de impacto quando se consideram aglomerados de níveis tecnológicos diferentes? Será que os resultados seriam diferenciados se fosse estimada separadamente uma regressão para cada grupo de municípios, conforme o seu desenvolvimento industrial inicial? Até que ponto as aglomerações produtivas e suas externalidades contribuem para a convergência da produtividade no Sul do Brasil? Essas e outras questões devem ser analisadas em trabalhos futuros.

Referências

- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas: Editora Alínea, 2012.
- AMARANTE, P.; SILVA, M. Economias de aglomeração nas atividades econômicas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009: evidências a partir de equações salariais. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v. 16, n. 1, p. 25-51, 2016.
- ARROW, K. J. The economic implications of learning by doing. *Review of Economic Studies*, v. 29, n. 3, p. 155-173, 1962.
- CAMAGNI, R. *Economia Urbana*. Barcelona: Antoni Bosch Editor, 2005.
- CROCCO, M. A.; GALINARI, R.; SANTOS, F.; LEMOS, M. B.; SIMÕES, R. Metodologia de identificação de aglomerações produtivas locais. *Nova Economia*, v. 16, n. 2, p. 211-241, 2006.

- DALBERTO, C.; STADUTO, J. Uma análise das economias de aglomeração e seus efeitos sobre os salários industriais brasileiros. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 17, n. 3, p. 539-569, 2013.
- GALINARI, R.; CROCCO, M. A.; LEMOS, M. B.; BASQUES, M. F. D. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 11, n. 3, p. 391-420, 2007.
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J.; SHLEIFERL, A. Growth in Cities. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, 1992.
- GOMES, P. E. M. *Incentivos fiscais na provisão de bens públicos: estudo para o caso brasileiro*. 2014. 42 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Departamento de Economia, Universidade de Brasília, Brasília, 2014.
- HENDERSON, J. V. *Marshall's scale economies*. NBER 1999. (Working Paper, n. 7358)
- HIRSCHMAN, A. O. *The strategy of economic development*. New Haven: Yale University Press, 1958.
- JACOBS, J. *The Economy of Cities*. Vintage, New York, 1969.
- KLEIN, A.; CRAFTS, N. *Agglomeration Economies and Productivity Growth: U.S. Cities, 1880-1930*. Competitive Advantage in the Global Economy (CAGE), 2015. (Working Paper, n. 235)
- KRUGMAN, P. *Geography and Trade*. The MIT Press, Cambridge, 1992, 1992.
- LIRA, V. *Estrutura produtiva local, interações espaciais e produtividade industrial no Brasil*. 2016. 117 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Programa de Pós-Graduação em Economia na Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2016.
- MARSHALL, A. *Principles of Economics*. Macmillan, London, 1890.
- NAKAMURA, R. Agglomeration economies in urban manufacturing industries: a case of Japanese cities. *Journal of Urban Economics*, v. 17, n. 1., p.108-124, 1985.
- ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986
- SABÓIA, J.; KUBRUSLY, L. S. Diferenciais regionais e setoriais na indústria brasileira. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 1, p. 125-149, 2008.
- SILVA, D. B. *O Impacto da Abertura Comercial sobre a Produtividade da Indústria Brasileira*. Mestrado em Finanças e Economia Empresarial, Fundação Getúlio Vargas, 2004. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/319/1767.pdf?sequence>>. Acesso em: set. 2017.
- STEINGRABER, R.; GONÇALVES, F. O. A influência da aglomeração e da concentração da indústria sobre a produtividade total dos fatores das empresas industriais brasileiras. *Nova Economia*, v. 25, n. 2, 2015.
- SUZIGAN, W.; FURTADO, J. G.; SAMPAIO, S. Coeficientes de Gini locacional, GL: Aplicação à indústria de calçados do Estado de São Paulo. *Nova Economia*, v. 13, n. 2, p. 39-60, 2003.
- USAI, S.; PACI, R. Externalities and local economic growth in manufacturing industries. *European Regional Growth*. Springer Berlin Heidelberg, 2003.
- WHEATON, W. C.; LEWIS, M. J. Urban wages and labor market agglomeration. *Journal of Urban Economics*, v. 51, n. 3, p. 542-562, 2002.

Apêndice**Tabela A – Pesos para os indicadores que compõem o IDI – Municípios do Sul do Brasil – 2001, 2005, 2010, 2015**

	ESC	SAL	OT
Pesos	0,35	0,34	0,31

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela B – Coeficiente I de Moran para os resíduos da estimativa (11) – Modelo SDM – Municípios do Sul do Brasil

	2005	2010	2015
Resíduo modelo (11) - Tabela 4	-0,01	0,03	0,04

Nota: A pseudo-significância empírica baseada em 999 permutações aleatórias.

Fonte: Estimado pelos autores, com os dados da pesquisa, por meio do software Geoda.

**A AGROINDÚSTRIA CANAVIEIRA E SEUS IMPACTOS SOCIOECONÔMICOS NA
REGIÃO CENTRO-SUL DO BRASIL***

Carlos Eduardo Caldarelli

Professor Adjunto do Departamento de Economia e do Mestrado em Economia
Regional da Universidade Estadual de Londrina - UEL

E-mail: carlos.caldarelli@gmail.com

Claudia Perdigão

Doutoranda em Economia pela Universidade de Brasília - UNB

E-mail: perdigao.cl@gmail.com

RESUMO: O protagonismo do etanol de cana-de-açúcar na geração de energia renovável no Brasil trouxe um intenso debate acerca da evolução da agroindústria canavieira no país e seus impactos. Dessa forma, este estudo tem como objetivo mensurar os impactos do referido setor sobre os indicadores de desenvolvimento humano dos municípios da região centro-sul do Brasil, para o período de maior expansão do segmento, 2005 a 2011. Para isso, foram utilizadas as ferramentas econométricas de análise de dados em painel e regressão quantílica. Os resultados apontam que existe relação estatística positiva entre a agroindústria canavieira na região em estudo e os índices de desenvolvimento utilizados neste estudo e que os municípios com baixos índices de desenvolvimento apresentam maior resposta à presença de usinas/destilarias para esse indicador.

Palavras-Chave: Agroindústria canavieira; Desenvolvimento humano; Impactos socioeconômicos.

Classificação JEL: O13; R11; C21; C23.

THE SOCIOECONOMIC IMPACTS OF THE SUGARCANE INDUSTRY IN THE CENTER-SOUTH REGION OF BRAZIL

ABSTRACT: The role of sugarcane ethanol in the generation of renewable energy in Brazil has brought an intense debate about the evolution of the sugarcane industry in the country and its impacts. In this sense, this paper aims to measure the impacts of this sector on the Human Development Indicators used in this study of the municipalities of the central-southern region of Brazil, for the period of greatest expansion of the segment, from 2005 to 2011. For this, the econometric tools of panel data analysis and quantile regression were used. The results indicate that there is a positive relationship between the sugarcane industry in the studied region and the Human Development Index, and that the municipalities with low development indices present a greater response to the presence of sugarcane industry for the index.

Keywords: Sugarcane industry; Human development; Socioeconomic impacts.

JEL Codes: O13; R11; C21; C23.

1. Introdução

O crescimento da preocupação com as questões ambientais atribuiu grande relevância à busca por fontes de energia alternativas aos combustíveis fósseis. Nesse contexto, a demanda por etanol produzido pela cana-de-açúcar sofreu significativo incremento, sendo o etanol o combustível de maior expansão entre os renováveis. Para isso, contribuiu o fato do etanol ser menos poluente do que os combustíveis fósseis e também do que os renováveis elaborados a partir de outras matérias primas (BACCHI, 2007).

Neste sentido, embora tenha enfrentado barreiras comerciais no âmbito internacional, a produção de cana-de-açúcar experimentou significativa expansão a partir do início da década de 2000 no Brasil, fundamentalmente em virtude da ampliação da demanda por etanol. Dentre os fatores que contribuíram para o crescimento da demanda por etanol no país, destaca-se a introdução, em 2003, dos veículos *flexible-fuel*, os quais são capazes de rodar com quaisquer combinações de etanol e gasolina. A expansão da produção estimulou aporte de crédito privado e estatal, ampliação da capacidade já instalada e introdução de novas plantas, formação de grupos econômicos e entrada de capital externo. Além da demanda interna, os produtores nacionais esperam o incremento da demanda externa em decorrência do interesse tanto com causas ambientais quanto com a redução da dependência por combustíveis fósseis (CAPITANI et al., 2015).

A expressão em termos monetários do setor é significativa, sendo o PIB estimado relativo à safra de 2013/2014 de cerca de US\$ 43,36 bilhões, o equivalente a quase 2% do PIB nacional em 2013, quando a participação do etanol no PIB setorial alcançou 55%. Considerando a movimentação financeira, ou seja, a somatória de todas as vendas e serviços dos diversos elos da cadeia, o valor estimado para o período alcança US\$ 107,72 bilhões, em que mais da metade dessa movimentação ocorreu na atividade industrial e na distribuição para atacado e varejo (NEVES; TROMBIN, 2014). Os referidos dados evidenciam o elevado poder de encadeamento e a importância da agroindústria canavieira para a economia brasileira.

O estudo de Neves e Trombini (2014), com estimativas a partir dos dados fornecidos pela Relação Anual de Informação Social (RAIS), para 2012, e dados disponibilizados pelo Cadastro Geral de Emprego e Desemprego (CAGED), para 2013, sinalizou que 613.235 postos de trabalho formal foram gerados por esse setor em 2013, representando 1,3% do total registrado para o Brasil. Contudo, atenção especial deve ser dada à dispersão da atividade em seu potencial de geração de emprego. Em 2012, o setor no Brasil contava com 400 unidades produtoras de açúcar e etanol, além das milhares de fazendas de cana-de-açúcar distribuídas nas regiões Centro-Sul e Nordeste, estando presentes em 1.140 municípios brasileiros. O número de trabalhadores empregados pelo setor atingia 623.152. No mesmo ano, o setor petrolífero, a título de comparação, registrava 67.283 postos de emprego formal, atuando apenas em 142 municípios (NEVES; TROMBIN, 2014).

Embora possua elevada capacidade de geração de emprego, a agroindústria canavieira, em particular na atividade de cultivo da cana-de-açúcar, é alvo de constantes críticas em decorrência das relações de trabalho que se desenvolvem em algumas etapas do processo produtivo. A precariedade da atividade desenvolvida na colheita manual e a elevada incidência de trabalho forçado são destacadas por McGrath (2013) como um grave problema. Capitani et al. (2015), por outro lado, demonstram que a proporção de trabalhadores resgatados da situação de escravidão sobre o total de trabalhadores alcançados pela fiscalização da Divisão de Fiscalização para a Erradicação do Trabalho Escravo (Detrae) para a atividade canavieira foi consideravelmente inferior a dos demais setores inspecionados entre 2006 e 2012. Os aludidos autores mostram que, enquanto a razão entre o número de resgatados e alcançados foi de 4,75% na atividade canavieira, as atividades da pecuária e do carvão registraram valores de 37,16% e 52,49%, respectivamente. Ademais, ainda afirmam que o desenvolvimento de melhores relações de trabalho é fruto do fortalecimento de entidades de classe, do apoio governamental e da busca pela inserção do etanol no mercado internacional, o qual estabelece normas mais rígidas para a comercialização do produto.

A mecanização da colheita da cana-de-açúcar é um dos fatores que vêm contribuindo para a redução do trabalho precário na atividade canavieira, por eliminar o emprego mais propenso à

exploração. Entretanto, o resultado final do processo de mecanização é controverso. Martínez et al. (2013) identificaram que, embora reduza o emprego direto ligado ao cultivo da cana, o processo de mecanização da colheita conduziria a um incremento indireto do emprego através da capacidade de encadeamento da atividade. Por outro lado, McGrath (2013) afirma que os trabalhadores desempregados pela adoção da colheita mecânica não estarão capacitados para ocupar as vagas criadas no processo, logo, a destruição dos postos por eles ocupados poderá direcioná-los a empregos piores, com baixa ou nenhuma proteção legal.

A despeito das controvérsias envolvendo certos segmentos, a importância do setor para a economia brasileira é evidente, desse modo, a investigação das externalidades relacionadas a ele se torna relevante. Em um estudo que pretendeu mensurar o impacto do setor sucroenergético sobre o desenvolvimento social dos municípios de São Paulo, Bacchi e Caldarelli (2015) observaram influência positiva sobre o emprego e a renda. Nesse sentido, o presente artigo busca estender a análise para os municípios da região Centro-Sul brasileira, a qual contempla os estados do Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás. Para isso, o Índice de Desenvolvimento Municipal da FIRJAM (IFDM) será empregado como indicador de desenvolvimento socioeconômico. O índice calculado pela FIRJAM apresenta disponibilização anual e fornece informações sobre emprego e renda, educação e saúde.

Ademais, este estudo ainda avança no sentido de quantificar os impactos do referido setor considerando o nível de desenvolvimento dos municípios analisados, com vistas a corroborar se tais efeitos são lineares.

A estratégia empírica contará com a aplicação da análise de dados em painel e da estimação de regressões quantílicas; por meio da análise de dados em painel o impacto médio da atividade será mensurado, enquanto que a estimação das regressões quantílicas tornará possível a identificação da influência do setor sucroenergético sobre municípios com níveis de desenvolvimento distintos.

2. Revisão de literatura

A agroindústria canavieira é considerada como um fator de crescimento endógeno municipal, dessa maneira, a determinação do impacto da expansão dessa atividade sobre o PIB e a renda constitui um dos principais interesses de pesquisas na área (SHIKIDA; SOUZA, 2009).

O estudo de Satolo e Bacchi (2012), com vistas a especificar a influência do setor sobre a renda dos municípios paulistas, utilizou um painel dinâmico para quantificar tais efeitos. Para capturar o efeito da expansão do setor sobre o PIB *per capita*, o qual representa uma *proxy* para a renda *per capita*, foram selecionadas as seguintes variáveis: participação da agropecuária na área municipal, participação da agricultura na área da agropecuária, participação da cana-de-açúcar na área da agricultura e uma *dummy* para a presença de usina em operação no município. Ademais, foram incluídas como variáveis de controle a proporção de adultos na população municipal, a taxa de utilização da força de trabalho (total e apenas na agropecuária) e o rendimento médio dos vínculos empregatícios (total e apenas na agropecuária).

O estudo compreendeu os 645 municípios paulistas no período de 2000 a 2008. Os resultados do Método Generalizado de Momentos em Sistema (GMM-SYS) indicaram a presença de dependência espacial e temporal entre o PIB real *per capita* dos municípios paulistas. Os efeitos diretos e indiretos estimados sinalizaram efeito positivo do crescimento do setor sobre o PIB *per capita*, tanto nos municípios em que a expansão ocorreu quanto nos municípios vizinhos.

Oliveira, Ferreira e Araújo (2012), visando avaliar o impacto da atividade canavieira sobre o estado de Minas Gerais, identificou um crescimento médio mais elevado para os municípios em que a expansão ocorreu. O estudo foi realizado para o período de 1999 a 2008, sendo o início do ciclo de expansão identificado em 2006. Os dados coletados para a região Centro-Oeste de Minas Gerais, na qual se deu a expansão da cultura da cana-de-açúcar, acusaram crescimento médio do PIB de 39,94% para os municípios nos quais a presença do setor pôde ser identificada, contra 22,49% para os demais municípios da região. Entretanto, os resultados expostos devem ser analisados com cautela devido à desconsideração de outros fatores regionais, o que pode ter ocasionado distorções.

A relação positiva entre a expansão da cultura da cana-de-açúcar foi igualmente sugerida por Ávila (2011) em estudo dedicado a examinar o impacto da atividade na economia da região de São Patrício, em Goiás. Porém, constatou-se que o aumento da área cultivada de cana estimulada pelas usinas operantes na área ocorreu mediante redução das culturas temporárias tradicionais, as quais compunham a oferta de alimentos da região. Além disso, a mudança no modelo produtivo incentivou o crescimento do fluxo migratório do campo para a cidade em virtude da redução do emprego, favorecendo a concentração de riqueza. O autor destacou que, apesar de contribuir para o crescimento econômico, a intensificação da atividade sucroenergética não favoreceu o desenvolvimento econômico e social da região em questão.

Embora evidências apontem para uma relação positiva entre o crescimento do produto e a presença do setor sucroenergético, Feijó e Alvin (2008) determinaram que a influência do setor poderia ser intensificada caso as barreiras comerciais ao produto brasileiro fossem retiradas. Para tanto, os autores empregaram um Modelo de Equilíbrio Geral Computável (EGC) sobre uma base de dados com 87 países e 57 setores para o ano de 2001. Os resultados obtidos revelaram que um incremento de 30% na demanda mundial por etanol ocasionaria um crescimento do PIB na ordem de 0,72% na presença de liberação comercial, contra 0,61% caso as barreiras fossem mantidas. Todavia, de acordo com os autores, o modelo empregado exibe limitações teóricas e empíricas, tal como a hipótese adotada de concorrência perfeita.

Desta forma, a maior parte dos estudos sobre a temática mostra que o principal mecanismo de inclusão social relacionado às políticas voltadas ao setor agrícola e canavieiro é a promoção do acesso ao mercado de trabalho, em virtude, fundamentalmente, da elevada capacidade de geração de empregos diretos, indiretos e induzidos (CARVALHO; MARIN, 2011). O baixo custo de contratação associado ao setor é um dos fatores responsáveis pela elevada capacidade de geração de emprego (COELHO et al., 2006).

No entanto, a proibição da queima da cana-de-açúcar no processo de colheita vem incitando intenso debate acerca da repercussão sobre o mercado de trabalho associado ao setor, devido, em essência, ao estímulo oferecido à mecanização. Segundo Junqueira, Sterchile e Shikida (2009), o processo de mecanização iniciado pelo estado de São Paulo incitou a adoção pelos demais estados produtores, em especial, o estado do Paraná. A pesquisa realizada pelos autores revelou que os responsáveis pelas unidades produtoras interpretam o investimento na mecanização com um modo de equiparação produtiva frente às inovações empregadas nas lavouras paulistas, além de sanar os problemas com escassez de mão de obra identificados no estado do Paraná, cuja mão de obra dedicada à colheita é comumente composta por imigrantes.

Moraes (2007) destacou que o processo de mecanização da colheita da cana fomenta a substituição de trabalhadores menos qualificados por outros com maior nível de qualificação, ou seja, aumenta-se o número de contratações de tratoristas, mecânicos, técnicos em eletrônica, entre outros, ao mesmo tempo em que se eliminam os postos de trabalho dos cortadores manuais. Dados para a região Centro-Sul corroboram as afirmações propostas, como pode ser avaliado em Baccarin, Gebara e Borges Júnior (2011). Os autores indicaram que a mão de obra pouco qualificada liberada pela intensificação da mecanização foi parcialmente absorvida pelo próprio setor após treinamento oferecido pelas próprias unidades produtoras, além do processo favorecer o crescimento da produtividade como um todo no setor. Em contrapartida, Martínez et al. (2013), determinou que, embora a introdução da mecanização reduzisse o emprego direto, estimularia o crescimento do emprego em outros setores devido aos ganhos de produtividade e da capacidade de encadeamento da atividade canavieira pelo emprego do modelo de insumo-produto para a região Nordeste.

No referido estudo, Martínez et al. (2013) dividiram o território nordestino em duas áreas, produção tradicional e área de expansão da atividade canavieira, e constataram significativa resposta do produto, do nível de emprego e das exportações à adoção de melhorias tecnológicas. Contudo, os municípios da área de expansão apresentariam melhor desempenho em decorrência de a região possuir um complexo industrial capaz de acompanhar o crescimento da demanda, enquanto que o crescimento da produtividade na área tradicional geraria estímulos à produção de outras regiões do país.

Outra questão amplamente debatida diz respeito às condições do trabalho na atividade canavieira. Segundo estudo realizado pelo DIEESE (2007), o descumprimento de leis trabalhista é prática comum no setor, como fraudes ou erros na medição da produção do trabalhador e redução da base salarial convencionada. Em contrapartida à redução do emprego no cultivo da cana, o estudo destacou o crescimento relativo do trabalho formal, sendo tal fenômeno atrelado ao incremento da produtividade, ao aumento da fiscalização e da busca por selos sociais e ambientais com o intuito de atender a exigências internacionais. McGrath (2013) destacou que a mecanização favorece uma melhora nas condições de trabalho do setor por eliminar o tipo de emprego mais vulnerável à exploração, no entanto, ressaltou ainda que a não inclusão dos cortadores desempregados no mercado de trabalho pode conduzi-los a atividades com insegurança relativamente superior à apresentada pelo setor canavieiro, o que representaria uma piora nas condições de vida desses trabalhadores.

Além do impacto sobre o produto e o emprego, outros estudos reportam influência sobre negócios locais e serviços, urbanização, crescimento da população e recolhimento de tributos em um aspecto mais amplo da agroindústria canavieira (CHAGAS; TONETO Jr.; AZZONI, 2012; OLIVEIRA; FERREIRA; ARAÚJO, 2012; SATOLO; BACCHI, 2013; SHIKIDA; SOUZA, 2009). Silva (2008) examinou a relação entre o setor sucroenergético e o desenvolvimento socioeconômico dos municípios de São Paulo, sendo que as condições socioeconômicas foram quantificadas pelo Índice de Desenvolvimento Municipal – IDH-M – para o ano de 2000. A autora empregou duas variáveis *dummy*, a primeira com o intento de evidenciar os municípios cuja lavoura de cana é reconhecida como a atividade principal e a segunda representando a presença de usina operante. Como variáveis de controle foram aplicadas as seguintes: valor adicionado por setores de atividade econômica; rendimento médio dos vínculos empregatícios; média dos anos de estudo da população (15 a 64 anos de idade); grau de urbanização; densidade demográfica; e algumas que captam a prestação de serviços por parte do Estado.

Nesse estudo, a metodologia de regressão linear múltipla foi selecionada e dois modelos testados. O primeiro, modelo de efeitos diretos, acusou contribuição positiva do setor sucroenergético sobre o desenvolvimento municipal, enquanto que o modelo de efeitos cruzados, segundo modelo a ser apresentado, não confirmou tal resultado. Desse modo, conforme salientado pela autora, os resultados foram inconclusivos. Em Chagas, Toneto Jr. e Azzoni (2010), prospectou-se a importância da produção de cana-de-açúcar sobre o IDH-M por meio da utilização de um modelo de *propensity score matching* espacial. Diferentemente de Silva (2008), os resultados de Chagas, Toneto Jr. e Azzoni (2010) mostraram que a presença da atividade é irrelevante para a determinação das condições sociais das localidades produtoras.

Bacchi e Caldarelli (2015) buscaram investigar as externalidades da atividade canavieira no Estado de São Paulo focando os impactos socioeconômicos associados à expansão do setor no período compreendido entre 2005 e 2009. Os autores destacaram que tal período pode ser caracterizado por acentuado crescimento da área plantada e aumento da capacidade instalada de moagem no Estado. O estudo realizado avaliou a influência da agroindústria canavieira sobre o Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal (IFDM), tanto o índice consolidado quanto desagregado para emprego/renda, educação e saúde, aplicando a metodologia de dados em painel. Como variáveis de controle foram acrescentadas a relação entre a área de cana plantada e a área municipal, a densidade demográfica e o valor adicionado do setor de serviços, como uma *proxy* para o nível de urbanização. Os resultados obtidos apontaram significância estatística da *dummy* para presença de usinas sobre a evolução dos índices agregados, emprego/renda e saúde. Contudo, o valor do coeficiente apresentou magnitude relevante apenas para emprego/renda sugerindo que a presença da atividade da agroindústria canavieira contribui para o aumento da renda e do emprego dos municípios sem manter conexão com a evolução dos indicadores de saúde e educação.

Destarte, os esforços recentes em compreender os impactos da agroindústria canavieira sobre as regiões têm se empenhado em compreender se tal setor possui impactos socioeconômicos relevantes que perpassam o mercado de trabalho. Neste sentido, o presente estudo prospecta se esses impactos para a região Centro-sul, que abarca maior parte da capacidade de produção e processamento no Brasil, são relevantes e afetam o desenvolvimento econômico dos municípios. Este

estudo também investiga se esses impactos são diferenciados em municípios com níveis de desenvolvimento distintos.

3. Metodologia

A influência da agroindústria canavieira sobre desenvolvimento dos municípios localizados na região centro-sul do Brasil será avaliada por meio de duas metodologias distintas. Primeiramente, será executada a análise de dados em painel, seguindo os procedimentos sugeridos por Greene (2008), para captar o impacto médio sobre as unidades individuais. Em seguida, com o objetivo de verificar os impactos em municípios com graus de desenvolvimento distintos, será empregado o método de regressões quantílicas, o qual se baseia na distribuição condicional na variável dependente, como descrito em Koenker e Basset (1978) e Koenker (2005).

3.1. Modelos de dados em painel

Dados em painel agrupam informações entre unidades diferentes através de um intervalo de tempo, portanto, podem ser entendidos como uma associação entre dados de corte transversal e séries de tempo. Nesse sentido, os dados em painel são uma fonte rica de informações (GREENE, 2008). A opção pela análise de dados em painel baseia-se na possibilidade de se averiguar o impacto da agroindústria canavieira entre os municípios dos seis estados selecionados ao longo de um intervalo de tempo. A metodologia permite captar heterogeneidade através das unidades, controlando variáveis que mudam ao longo do tempo, mas não entre as unidades.

A estrutura básica no modelo de regressão para i unidades e t períodos, seguindo Greene (2008) e Maddala (2009), é:

$$y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que são considerados k regressores em \mathbf{x}_{it} , sendo o principal objetivo da análise estimar os efeitos parciais ($\boldsymbol{\beta}$):

$$\boldsymbol{\beta} = \partial E[y_{it}|\mathbf{x}_{it}]/\partial \mathbf{x}_{it} \quad (2)$$

A heterogeneidade é $\mathbf{z}'_i\boldsymbol{\alpha}$, onde \mathbf{z}_i contém um grupo de indivíduos ou grupo específico de variáveis que podem ser observadas ou não. Há diferentes tipos de estruturas de dados em painel, as quais dependem da observação ou não da variável \mathbf{z}_i , que são:

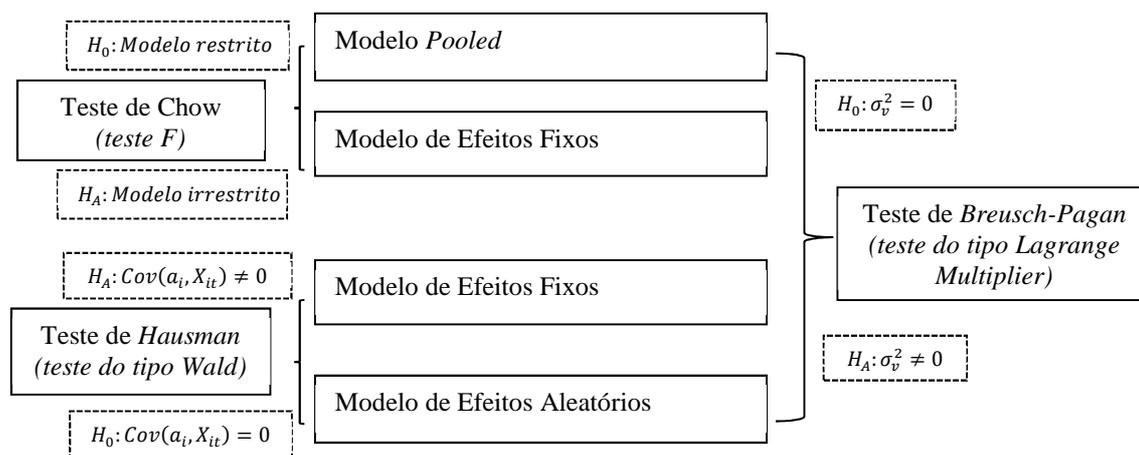
- I) Regressão *pooled* – se \mathbf{z}_i contém somente termos constantes, há efeito comum ($\boldsymbol{\alpha}$) – intercepto;
- II) Efeitos fixos – se \mathbf{z}_i é não observado e correlacionado com \mathbf{x}_{it} ;
- III) Efeitos aleatórios – se \mathbf{z}_i é observado e não correlacionado com \mathbf{x}_{it} .

A regressão *pooled* admite que os coeficientes sejam comuns a todas as unidades, podendo ser estimada pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários, admitindo-se que os erros são termos aleatórios não correlacionados com as variáveis explicativas. Em contrapartida, o modelo de efeitos fixos possibilita o controle dos efeitos de variáveis omitidas que são diferentes entre as unidades. Nesse caso, a heterogeneidade entre as unidades é captada pelo termo constante, o qual pode captar, por exemplo, a influência da dimensão da região e os recursos naturais. O modelo de efeitos fixos é empregado quando o intercepto é correlacionado com as variáveis explicativas.

O modelo de efeitos aleatórios, por sua vez, pressupõe ausência de correlação entre as variáveis explicativas e efeitos fixos não observados, contudo, cada observação de uma unidade apresentará um termo comum contido nos erros, criando autocorrelação entres os erros. Nessa

situação, os Estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários não serão eficientes e os erros padrão inválidos, tornando necessário o emprego do método de Mínimos Quadrados Generalizados. A Figura 1, na sequência, apresenta de forma esquemática os testes realizados para a decisão do modelo de dados em painel mais adequado.

Figura 1 – Testes para especificação de modelos de dados em painel



Fonte: Caldarelli, Camara e Perdigão (2015), p. 84.

Com o objetivo de avaliar a adequação do modelo de efeitos fixos sobre o modelo *pooled*, emprega-se o teste de *Chow*. Tal teste é do tipo F, tendo como hipótese nula o modelo *pooled* e como hipótese alternativa o modelo de efeitos fixos. Por outro lado, o teste de *Breuch-Pagan* é um teste do tipo Multiplicador de Lagrange, cuja rejeição da hipótese nula conduz à aceitação da existência de efeitos individuais, tornando o modelo *pooled* inadequado. O teste *Breuch-Pagan*, como apresentado na Figura 1, tem como hipótese nula $Var(\sigma_v^2) = 0$ e $Var(\sigma_v^2) \neq 0$. Por fim, tem-se o teste de *Hausman*, empregado com o intuito de avaliar o ajuste com relação ao modelo de efeitos fixos ou aleatórios, em que a hipótese nula considera a presença de diferenças sistemáticas entre os coeficientes. A rejeição da hipótese nula favorece a opção pelo modelo de efeitos fixos (GREENE, 2008).

3.2. Regressão quantílica

Regressão quantílica, como definido por Koenker e Basset (1978), é um método para estimar relações funcionais entre variáveis dentro de segmentos estabelecidos da distribuição de probabilidade – diferentes quantis (τ). Esses modelos expressam os termos contidos nos quantis da distribuição condicional como uma função linear das variáveis independentes, por isso, o método de regressão quantílica permite a identificação dos efeitos das variáveis independentes em diferentes quantis.

Como descrito por Koenker (2005), modelos de regressão quantílica apresentam novas possibilidades para a análise estatística e interpretação de dados econômicos, pois permite identificar o quanto uma parcela da amostra pode ser mais afetada por certos eventos do que outra. Tal distinção se reflete pela mudança nos coeficientes da regressão.

O quantil condicional é denotado por:

$$Qy_{it}(\tau|x'_{it}) = x'_{it}\beta(\tau) + z'_i\alpha(\tau) \quad (3)$$

Neste estudo, será considerado que z_i contém apenas um termo constante. Ademais, a possibilidade de igualdade entre o coeficiente dos diferentes quantis será testada.

O pseudo- R^2 para este tipo de regressão é obtido como:

$$\text{pseudo } R^2 = 1 - \frac{\text{soma dos desvios ponderados sobre o quantil estimado}}{\text{soma dos desvios ponderados sobre o quantil}} \quad (4)$$

A vantagem de usar a regressão quantílica para modelos acerca dos efeitos da agroindústria canavieira sobre o Índice de Desenvolvimento Municipal é a possibilidade de comparar os possíveis impactos entre municípios com diferentes níveis de desenvolvimento. Uma importante característica da regressão quantílica é que essa considera que os efeitos das variáveis independentes podem ser alterados entre os quantis da distribuição condicional da variável dependente.

4. Fontes e tratamento de dados

Visando quantificar o impacto da agroindústria canavieira – usinas/destilarias em operação – sobre o desenvolvimento municipal, o presente trabalho considera os municípios das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, ou região centro-sul, destacando aqueles que contam com a presença de usinas (DU) – variável binária igual a 0 para ausência e a 1 para presença, sendo tais dados cedidos pela UNICA – União da Indústria de Cana-de-Açúcar (UNICA, 2017). As três regiões avaliadas oferecem uma amostra com 2.364 municípios.

Ademais, a variável dependente avaliada é o Índice de Desenvolvimento Municipal da FIRJAN (Federação das Indústrias do Rio de Janeiro), cujo valor varia entre 0 e 1, sendo mais alto o grau de desenvolvimento quanto mais perto de 1 o índice se situar (FIRJAN, 2017). Além do índice consolidado, a FIRJAN disponibiliza o IFDM desagregado para emprego e renda, educação e saúde, de modo que os quatro índices são adotados como variáveis dependentes para uma avaliação mais ampla a respeito do desenvolvimento municipal. Considerando que um modelo é construído para o exame de cada índice, quatro estimativas distintas serão realizadas. A opção pelo IFDM em relação às demais alternativas, tais como IDH e Índices de Pobreza/Vulnerabilidade Social, encontra-se na periodicidade de divulgação, sendo o IFDM dentre as opções o único anual, o que, associado à disponibilidade dos termos dependentes, permite um maior número de observações para as séries. Por ser um índice sintético, o IFDM apresenta algumas limitações, contudo, tal como salientado por Caldarelli, Camara e Perdigão (2015), ele possui alta correlação com o IDH, por apresentar metodologia semelhante, e tem sido bastante difundido na literatura em estudos de impactos socioeconômicos.

A fim de evidenciar o alcance dos subíndices sobre a mensuração do desenvolvimento municipal, o Quadro 1 retrata os elementos que os compõem.

Quadro 1 – Quadro-resumo das variáveis componentes do IFDM

IFDM		
Emprego & Renda	Educação	Saúde
<ul style="list-style-type: none"> • Geração de emprego formal • Absorção da mão de obra local • Geração de renda formal • Salários médios do emprego formal • Desigualdade 	<ul style="list-style-type: none"> • Matrículas na educação infantil • Abandono no ensino fundamental • Distorção idade-série no ensino fundamental • Docentes com ensino superior no ensino fundamental • Média de horas aula diárias no ensino fundamental • Resultado do IDEB no ensino fundamental 	<ul style="list-style-type: none"> • Número de consultas pré-natal • Óbitos infantis por causas evitáveis • Internação sensível à atenção básica

Fonte: FIRJAN (2017).

Para que a influência das usinas/destilarias em operação seja adequadamente quantificada, evitando distorções, é necessária a apreciação dos demais fatores que contribuem para o nível de desenvolvimento municipal registrado, para tanto, foram utilizadas variáveis de controle (Quadro 2).

Quadro 2 – Descrição das variáveis independentes empregadas

Variável	Descrição
<i>DU</i>	<i>Dummy</i> para a presença de usina operante – binária [0/1]
<i>va_i</i>	Valor adicionado da indústria – em %
<i>part</i>	Participação da área dedicada ao cultivo da cana-de-açúcar sobre a área municipal – em %
<i>ren_med</i>	Rendimento médio de todos os vínculos empregatícios – R\$ de 2012
<i>dens</i>	Densidade populacional do município – em habitantes por km ²

Fonte: Elaboração própria.

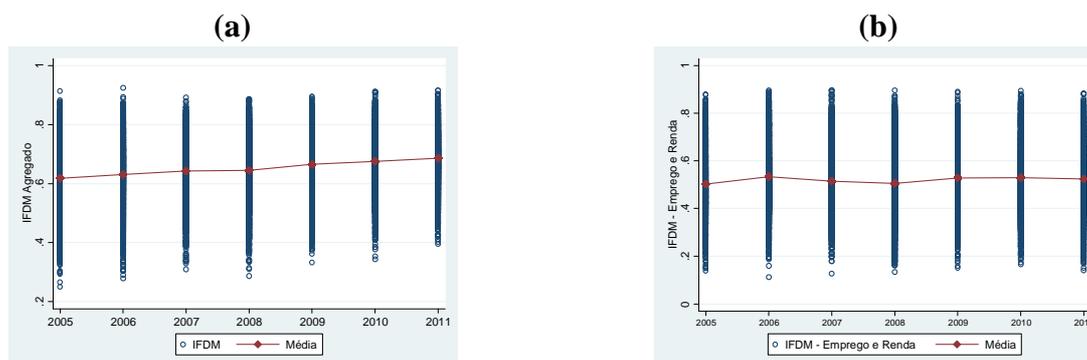
Foram adotadas como variáveis de controle a participação do valor adicionado da indústria (*va_i*), a participação da área dedicada ao cultivo da cana-de-açúcar sobre a área municipal (*part*), o rendimento médio de todos os vínculos empregatícios (*rend_med*) e a densidade populacional do município (*dens*). O valor adicionado da indústria foi coletado junto à Fundação SEADE. A participação da área dedicada ao cultivo da cana-de-açúcar sobre a área municipal, por sua vez, foi calculada a partir das informações fornecidas pela UNICA (área de cultivo de cana-de-açúcar) e pelo IBGE (área municipal), enquanto o rendimento médio de todos os vínculos empregatícios foi coletado junto à RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) e deflacionado pelo IGP-DI, como realizado para o valor adicionado da indústria. A densidade populacional, obtida a partir da divisão da população pela área do município, foi calculada com base em dados fornecidos pelo DataSUS e IBGE.

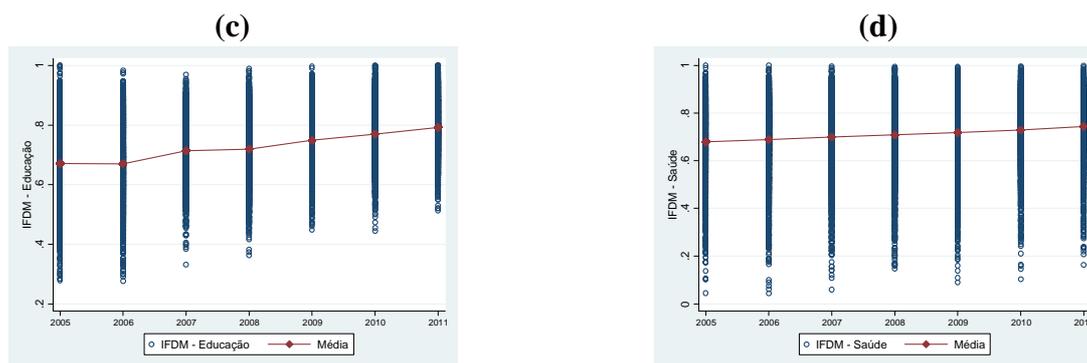
5. Resultados e discussão

O detalhamento da base de dados utilizada neste estudo é apresentado na Tabela A.1 (Apêndice) e na Figura 2, que segue. A análise da evolução das referidas variáveis mostra que os dados que compõem a base deste estudo apresentam heterogeneidade nas unidades – municípios – por isso a análise de dados em painel é indicada para este tratamento.

Com relação à variável dependente – o IFDM e seus detalhamentos –, observa-se que tais indicadores apresentam dispersão entre os municípios, o que caracteriza uma heterogeneidade. Ademais, observa-se uma tendência de crescimento para o indicador agregado (Figura 2a) e para os subíndices de educação (Figura 2c) e saúde (Figura 2d).

Figura 2 – Evolução dos indicadores IFDM agregado (a), IFDM - Emprego & Renda (b), IFDM educação (c) e IFDM saúde (d), 2005 a 2011





Fonte: Elaboração própria.

Na sequência, Tabela 1, com vistas a analisar se os municípios com usina/destilaria em operação apresentam média de indicadores de desenvolvimento humano mais elevada, uma análise prévia fora realizada, observando a média do IFDM e suas desagregações para os municípios com usina/destilaria em operação e para aqueles sem.

Tabela 1 – Evolução das médias do IFDM e desagregações para os municípios com usina/destilaria em operação e sem, 2005 a 2009

Municípios com usina/destilaria em operação				
Ano	IFDM	IFDM – Emprego e Renda	IFDM – Educação	IFDM – Saúde
2005	0,8	0,61	0,766	0,754
2006	0,729	0,679	0,752	0,756
2007	0,723	0,643	0,77	0,754
2008	0,728	0,641	0,79	0,752
2009	0,738	0,642	0,814	0,758
2010	0,746	0,644	0,825	0,769
2011	0,753	0,641	0,842	0,777
Municípios sem usina/destilaria em operação				
Ano	IFDM	IFDM – Emprego e Renda	IFDM – Educação	IFDM – Saúde
2005	0,609	0,492	0,662	0,673
2006	0,621	0,519	0,662	0,684
2007	0,634	0,500	0,707	0,694
2008	0,634	0,488	0,711	0,704
2009	0,656	0,515	0,741	0,713
2010	0,667	0,515	0,763	0,724
2011	0,678	0,509	0,786	0,740

Fonte: Elaboração própria.

Por meio dessa análise prévia da variável dependente – IFDM e de suas desagregações – (Tabela 1), mesmo sem um tratamento estatístico mais sofisticado, é possível observar que o índice identificado para os municípios com usinas foi superior ao índice daqueles sem a presença de usinas em todos os anos. Por outro lado, a diferença entre os valores do IFDM, IFDM – Educação e IFDM – Saúde para os municípios com e sem usinas apresenta uma tendência de queda, enquanto o IFDM – Emprego e Renda exibe uma diferença praticamente estável. Esses resultados sinalizam que pode

existir algum diferencial nos indicadores de desenvolvimento humano dos municípios com atividade da agroindústria canavieira – usinas/destilarias em operação.

Com vistas a quantificar tais efeitos e tratar corretamente os dados, que possuem como característica heterogeneidade, o modelo de dados em painel foi estimado. Os resultados do modelo de efeito fixos – mais adequado ao conjunto de dados de acordo com os testes de Brusch & Pagan, Chow e Hausman – são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Efeitos da presença de usinas no IFDM dos municípios da região centro-sul – elasticidades – usando análise de dados em painel (Efeitos Fixos)

Variáveis	Coeficientes			
	IFDM	IFDM – Emprego & Renda	IFDM – Educação	IFDM - Saúde
DU	0,0093928***	0,0254898***	-0,0021768	0,0056833
dens	-0,0458187***	-0,0832132***	-0,0526277***	0,0026634
part	-0,0631991***	0,056034***	-0,1297596***	-0,1026925***
rem_med	0,032287***	0,0737376***	0,0118868***	0,0170925***
va_i	0,0065148***	0,0116675***	0,0078751***	0,0001783
Constante	0,4150193***	0,188646***	0,5922651***	0,4050289***
Teste F	353,31 <i>p-value</i> (0,00)	79,62 <i>p-value</i> (0,00)	761,67 <i>p-value</i> (0,00)	82,87 <i>p-value</i> (0,00)
Teste de Breusch-Pagan	30698,45 <i>p-value</i> (0,00)	15093,65 <i>p-value</i> (0,00)	28416,72 <i>p-value</i> (0,00)	32468,79 <i>p-value</i> (0,00)
Teste Chow	32,72 <i>p-value</i> (0,00)	10,28 <i>p-value</i> (0,00)	30,47 <i>p-value</i> (0,00)	35,32 <i>p-value</i> (0,00)
Teste de Hausman	1032,2 <i>p-value</i> (0,00)	329,02 <i>p-value</i> (0,00)	1700,41 <i>p-value</i> (0,00)	306,67 <i>p-value</i> (0,00)
Teste de Wald para binárias	45,68 <i>p-value</i> (0,00)	96,21 <i>p-value</i> (0,00)	252 <i>p-value</i> (0,00)	12,87 <i>p-value</i> (0,00)

Nota: O modelo inclui binárias para os diferentes anos, para controle temporal. *** Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados do modelo de dados em painel mostram que a presença de usinas/destilarias de cana em determinado município (*DU*) eleva os valores dos indicadores de desenvolvimento humano agregado – IFDM – em 0,95% e o subíndice IFDM – Emprego & Renda em cerca de 2,58%, em relação aos municípios sem unidades de processamento. Os valores encontrados sinalizam que os efeitos das atividades de processamento da agroindústria canavieira na região centro-sul do Brasil são captados, sobretudo, pelo mercado de trabalho, em que os valores dos coeficientes relacionados aos subíndices de Educação e Saúde não são estatisticamente significativos. Esse resultado está em linha aos encontrados por Bacchi e Caldarelli (2015) para São Paulo.

Ainda com relação aos resultados do modelo de efeitos fixos (Tabela 2), uma importante consideração que deve ser feita é sobre resultados encontrados para o impacto da participação da cana na área municipal (*part*), que ao contrário do encontrado para a variável *DU*, apresenta relação negativa ao IFDM. Os valores dos coeficientes *part* mostram-se significativos e negativos para o IFDM e os subíndices Educação e Saúde. O único subíndice que mostra sensibilidade positiva é Emprego & Renda, ou seja, o aumento da área de cana nos municípios da região centro-sul do Brasil apresenta impactos socioeconômicos apenas com relação à geração de postos de trabalho, sendo negativamente relacionado aos quesitos Saúde e Educação. Tal ponto encontra-se em linha com a literatura acerca do tema que mostra que a atividade do cultivo de cana mostra-se ligada predominantemente à geração de emprego, sobretudo de baixa qualificação (CARVALHO; MARIN, 2011; COELHO et al., 2006).

Com vistas a observar se os impactos da agroindústria canieira são constantes para os municípios com níveis distintos da variável dependente – indicadores de desenvolvimento humano –, apresentam-se na Tabela 3 os resultados do modelo de regressão quantílica, considerando os quantis, 25, 50 e 75. O teste F, apresentado na Tabela A.2 (apêndice), corrobora que o modelo apresenta diferenças da regressão nos quantis selecionados; rejeita-se a hipótese nula de que a regressão seja a mesma para os diferentes quantis.

Os valores dos coeficientes da regressão quantílica (Tabela 3) apresentam-se bastante convergentes àqueles encontrados para o modelo de dados em painel, ademais, os valores do *pseudo R* sinalizam um ajuste adequado para a maioria dos modelos estimados; salienta-se que nesse tipo de regressão esse parâmetro apresenta valores baixos.

Tabela 3 – Efeitos da presença de usinas no IFDM dos municípios da região centro-sul – elasticidades – usando regressão quantílica

		IFDM	IFDM - Emprego & Renda	IFDM – Educação	IFDM – Saúde
Quantil	Variável	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
25	DU	0,0167916***	0,063685***	0,001715	0,000049
	part	0,096848***	-0,00676	0,167292***	0,096132***
	va_i	0,0103375***	0,026183***	0,005298***	0,004601***
	rem_med	0,0748295***	0,074583***	0,030182***	0,097226***
	dens	0,0124765***	0,013049***	0,014159***	0,01436***
	Constante	-0,080541***	-0,21339***	0,213903***	-0,1845***
	pseudo R	0,2372	0,1489	0,2651	0,1233
	bootstrapping	100	100	100	100
50	DU	0,0143815***	0,061468***	-0,00194	-0,00285
	part	0,0824821***	-0,01446**	0,172926***	0,085933***
	va_i	0,010219***	0,036523***	0,001522**	-0,00205
	rem_med	0,0660015***	0,080714***	0,040783***	0,074904***
	dens	0,0122521***	0,011785***	0,013003***	0,011571***
	Constante	0,0125921	-0,22884***	0,210642***	0,035064**
	pseudo R	0,2465	0,2059	0,2559	0,0949
	bootstrapping	100	100	100	100
75	DU	0,0134373***	0,048487***	-0,00701***	-0,0061**
	part	0,0690763***	-0,02173***	0,173749***	0,065219***
	va_i	0,0086152***	0,039844***	0,000715	-0,00551***
	rem_med	0,0625808***	0,096223***	0,058027***	0,051793***
	dens	0,0120308***	0,011549***	0,009412***	0,008309***
	Constante	0,0697422***	-0,28152***	0,166098***	0,249466***
	pseudo R	0,2624	0,2494	0,2233	0,0649
	bootstrapping	100	100	100	100

Nota: O modelo inclui binárias para os diferentes anos, para controle temporal. *** Significativo a 1%.

** Significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria.

Com relação à variável *DU* (Tabela 3), observa-se que, assim como no modelo de efeitos fixos, apenas o indicador agregado IFDM e o subíndice Emprego & Renda apresentaram significância estatística – no caso do quantil 75, os valores do referido coeficiente para a os subíndices Educação e Saúde até foram significativos estatisticamente, mas muito próximos de zero. Para tanto, observa-se que a presença de usina/destilaria de cana no município eleva o IFDM agregado e o IFDM Emprego

& Renda, não tendo efeitos captados para Educação e Saúde. Ainda com relação aos coeficientes da variável *DU*, os achados da regressão quantílica permitem afirmar que os efeitos de uma unidade produtiva são maiores em municípios com baixo IFDM; observa-se que o impacto de uma usina/destilaria é mais intenso nos menores valores de IFDM – os valores obtidos das elasticidades foram 1,7%, 1,4% e 1,3%, respectivamente, para os quantis 25, 50 e 75. Tal resultado também é observado nos valores para o subíndice Emprego & Renda, sendo 6,5%, 6,3% e 4,9, respectivamente para os quantis 25, 50 e 75.

Concernente à variável *part* (Tabela 3), que reflete o aumento da participação da atividade canavieira nos municípios, os resultados destacam baixas elasticidades nos diferentes quantis, além disso, observa-se a mesma tendência de efeitos maiores em municípios com baixos indicadores de desenvolvimento humano. Os resultados não são aderentes aos encontrados pelo modelo de dados em painel, sendo naquele caso o controle de heterogeneidade mais efetivo, para tanto, os resultados são mais robustos. Por se tratar de uma variável contínua, uma ferramenta de econometria espacial, tal como realizado por Satolo e Bacchi (2013) para PIB *per capita*, seria mais efetiva no tratamento da variável, o que foge ao escopo deste trabalho.

Os resultados deste estudo estão em linha àqueles encontrados por Silva (2008) e Bacchi e Caldarelli (2015) para São Paulo e mostram que grande parte dos efeitos da agroindústria canavieira na região centro-sul do Brasil é captada pelos indicadores do mercado de trabalho. Esse resultado ainda é qualificado pela análise das regressões quantílicas realizadas, que mostram que tais efeitos são maiores em regiões de médio e baixos índices de desenvolvimento humano.

6. Conclusões

Este estudo empreendeu esforços no sentido de ampliar a compreensão dos impactos socioeconômicos da agroindústria canavieira na região centro-sul do Brasil, no período de 2005 a 2011, de grande expansão da atividade na região.

Os resultados encontram-se em linha com a literatura sobre o tema e corroboram que os efeitos mais expressivos da atividade são captados pelo mercado de trabalho e indicadores relacionados a emprego e renda, aqui representados pelo IFDM Emprego & Renda. Melhorias nas condições de educação e saúde, decorrentes da expansão do setor na região e período em análise, não foram observadas.

As maiores contribuições deste estudo ao assunto em tela são as seguintes: primeiramente, este estudo amplia a compreensão em relação aos estudos anteriores, porquanto amplia o escopo regional para a análise da região centro-sul. Um segundo ponto que merece destaque é que este estudo qualifica os resultados médios dos efeitos do setor em análise, destacando que esses não são lineares, ou seja, são mais expressivos em municípios de baixo desenvolvimento. Por fim, contribui-se ao corroborar que os impactos do setor estão circunscritos ao mercado de trabalho e à geração de emprego, mas que ainda não melhoram as condições de educação e saúde nas regiões.

Os achados deste estudo reforçam a necessidade de atinar-se para a importância de melhorias nas relações da agroindústria canavieira e nas regiões em que estão inseridas, porquanto não se justifica apenas os impactos sobre emprego e mercado de trabalho serem considerados relevantes, uma vez que o emprego gerado é de baixa qualificação e muitas vezes temporário.

Ademais, deixa-se registrada a importância de estudos futuros que enfoquem os efeitos da mecanização e seus impactos sobre emprego e renda das regiões, uma vez que a expansão do segmento tem seus impactos circunscritos ao mercado de trabalho e devem-se empreender esforços para que tais trabalhadores sejam inseridos em postos de trabalho com melhores condições.

Referências

- ÁVILA, S. R. S. A. Expansão Canavieira no Cerrado Goiano: crescimento econômico é desenvolvimento? *Organizações Rurais e Agroindustriais*, v. 13, n. 3, p. 317-329, 2011.
- BACCARIN, J. G.; GEBARA, J. J.; BORGES JÚNIOR, J. C. Expansão Canavieira e Ocupação Formal em Empresas Sucroalcooleiras do Centro-Sul do Brasil, entre 2007 e 2009. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 49, n. 2, p. 493-506, 2011.
- BACCHI, M. R. P. *Interdependência dos Mercados de Gasolina C e de Álcool Combustível no Estado de São Paulo*. 2007. 150 p. Tese (Livre-Docência) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.
- BACCHI, M. R. P.; CALDARELLI, C. E. Impactos Socioeconômicos da Expansão do Setor Sucroenergético no Estado de São Paulo, entre 2005 e 2009. *Nova Economia*, v. 25, n. 1, p. 209-224, 2015.
- BRASIL. TEM – Ministério do Trabalho e Emprego. RAIS. Disponível em: <<http://anuariorais.caged.gov.br/>>. Acesso em: 01 mai 2015.
- CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G.; PERDIGÃO, C. Instituições de Ensino Superior e Desenvolvimento Econômico: o caso das universidades estaduais paranaenses. *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 44, p. 85-112, 2015.
- CAPITANI, D. H. D.; GOMES, M. S.; WALTER, A. C. S.; LEAL, M. R. L. V. Condições de Trabalho na Atividade Canavieira Brasileira. *Revista de Política Agrícola*, v. 24, n. 2, p. 64-77, 2015.
- CARVALHO, S. P.; MARIN, O. B. Agricultura Familiar e Agroindústria Canavieira: impasses sociais. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 49, n. 3, p. 681-707, 2011.
- CHAGAS, A. L. S.; TONETO Jr., R.; AZZONI, C. R. A Spatial Propensity Score Matching Evaluation of the Social Impacts of Sugarcane Growing on Municipalities in Brazil. *International Regional Science Review*, n. 35, v. 1, p. 48-69, 2012.
- CHAGAS, A. L. S.; TONETO Jr., R.; AZZONI, C. R. Avaliando os Impactos da Produção de Cana-de-Açúcar sobre Indicadores Sociais de Regiões Produtoras por meio de *Propensity Score Matching* Espacial. In: *Anais do Congresso Da Sociedade Brasileira De Economia, Administração E Sociologia Rural*, 48, Campo Grande: SOBER, 2010.
- COELHO, S. T.; GOLDEMBERG, J.; LUCON, O.; GUARDABASSI, P. Brazilian Sugarcane Ethanol: les-sons learned. *Energy Sustainable Development*, v. 10, p. 26-39, 2006.
- DIEESE – Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Econômicos. Desempenho do setor sucroalcooleiro brasileiro e os trabalhadores. *Estudos e Pesquisas*, ano 3, n. 30, 2007.
- FEIJÓ, F. T.; ALVIN, A. M. Impactos Econômicos para o Brasil de um Choque Tecnológico na Produção de Etanol. In: *Anais do Encontro Nacional de Economia*, 36, Salvador: ANPEC, 2008.
- FIRJAN – Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. Índice FIRJAN de desenvolvimento Municipal (IFDM). Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: <<http://www.firjan.com.br/ifdm/>>. Acesso em: 20 out. 2017.
- GREENE, W. *Econometric Analysis*. 6th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2008. p. 1178.

- JUNQUEIRA, C. P.; STERCHILE, S. P. W.; SHIKIDA, P. F. A. Mudança Institucional e o Impacto no Padrão Tecnológico: o caso da mecanização da colheita de cana-de-açúcar no Paraná. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, v. 11, n. 1, p. 87-105, 2009.
- KOENKER, R. *Quantile Regression*. Cambridge: University Presse, 2005. p. 349
- KOENKER, R.; BASSET, G. Regression Quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- MADDALA, K. L. *Introduction to Econometrics*, 4th ed. New Jersey: Wiley, 2009. p. 654.
- MARTÍNEZ, S. H.; EIJCK, J. V.; CUNHA, M. P.; GUILHOTO, J. J. M. Analysis of Socio-Economic Impacts of Sustainable Sugarcane-Ethanol Production by Means of Inter-Regional Input-Output Analysis: demonstrated for northeast Brazil. *Renewable & Sustainable Energy Reviews*, v. 28, p. 290-316, 2013.
- McGRATH, S. Fuelling Global Production Networks with Slave Labour?: migrant sugar cane workers in the Brazilian ethanol GPN. *Geoforum*, Oxford, v. 44, n. 1, p. 32-43, 2013.
- MORAES, M. A. F. D. D. O Mercado de Trabalho da Agroindústria Canavieira: desafios e oportunidades. *Economia Aplicada*, v. 11, n. 4, p. 605-619, 2007.
- NEVES, M. F.; TROMBIN, V. G. *A Dimensão do Setor Sucroenergético*. Ribeirão Preto: Markestrat, Fundace, FEA-RP/USP, 2014.
- OLIVEIRA, E. G.; FERREIRA, M. E.; ARAÚJO, F. M. Diagnóstico do uso da terra na região Centro-Oeste de Minas Gerais, Brasil: a renovação da paisagem pela cana-de-açúcar e seus impactos socioambientais. *Sociedade & Natureza*, v. 24, n. 3, p. 545-556, 2012.
- SATOLO, L. F.; BACCHI, M. R. Impactos da Recente Expansão do Setor Sucroenergético Sobre a Renda *per capita* Municipal no Estado de São Paulo. In: *Anais do Encontro Brasileiro de Econometria*, 34. Porto Seguro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2012.
- SATOLO, L. F.; BACCHI, M. R. P. Impacts of the Recent Expansion of the Sugarcane Sector on Municipal per Capita Income in São Paulo State. *ISRN Economics*, v. 2013, p. 1-14, 2013.
- SEADE – *Sistema Estadual de Análise de Dados*. Disponível em: <<http://www.seade.gov.br>>. 05 Acesso em 2017.
- SHIKIDA, A.; SOUZA, E. C. Agroindústria Canavieira e Crescimento Econômico Local. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, n. 47, n. 3, p. 569-600, 2009.
- SILVA, R. Setor sucroenergético no Estado de São Paulo: mensurando impactos socioeconômicos. In: *Workshop do Observatório do Setor sucroenergético*, Ribeirão Preto, 2008.
- UNICA – União da Indústria de Cana-de-Açúcar. *Unicadata*. São Paulo: Unica, 2017. Disponível em: <<http://www.unicadata.com.br/index.php?idioma=1>>. Acesso em: 20 out. 2017.

Apêndice

Tabela A.1 – Estatística descritiva das variáveis IFDM, IFDM – Emprego & Renda, IFDM – Emprego e IFDM – Saúde

Variável		Com Usinas		Sem Usinas	
		Média	Desvio padrão	Média	Desvio padrão
IFDM	<i>overall</i>	0,733	0,074	0,643	0,099
	<i>between</i>		0,068		0,091
	<i>within</i>		0,031		0,038
IFDM – Emprego & Renda	<i>overall</i>	0,643	0,109	0,505	0,128
	<i>between</i>		0,089		0,111
	<i>within</i>		0,070		0,065
IFDM - Educação	<i>overall</i>	0,796	0,099	0,718	0,114
	<i>between</i>		0,090		0,100
	<i>within</i>		0,042		0,057
IFDM - Saúde	<i>overall</i>	0,760	0,110	0,704	0,147
	<i>between</i>		0,103		0,135
	<i>within</i>		0,038		0,055
Número de observações		14.512		1.651	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.2 – Teste F de significância conjunta das regressões quantílicas

Hipóteses	IFDM	IFDM – Emprego & Renda
teste $H_0 [q. 25 = q. 50 = q. 75]$	$F(22, 16151) = 10,51$ $Prob > F = 0,00$	$F(22, 16151) = 14,01$ $Prob > F = 0,00$
teste $H_0 [q. 25 = q. 50]$	$F(11, 16151) = 11,66$ $Prob > F = 0,00$	$F(11, 16151) = 11,49$ $Prob > F = 0,00$
teste $H_0 [q. 50 = q. 75]$	$F(11, 16151) = 19,01$ $Prob > F = 0,00$	$F(11, 16151) = 22,07$ $Prob > F = 0,00$
teste $H_0 [q. 25 = q. 75]$	$F(11, 16151) = 7,81$ $Prob > F = 0,00$	$F(11, 16151) = 7,93$ $Prob > F = 0,00$
Hipóteses	IFDM – Educação	IFDM – Saúde
teste $H_0 [q. 25 = q. 50 = q. 75]$	$F(22, 16151) = 20,30$ $Prob > F = 0,00$	$F(22, 16151) = 49,92$ $Prob > F = 0,00$
teste $H_0 [q. 25 = q. 50]$	$F(11, 16151) = 16,47$ $Prob > F = 0,00$	$F(11, 16151) = 40,68$ $Prob > F = 0,00$
teste $H_0 [q. 50 = q. 75]$	$F(11, 16151) = 37,25$ $Prob > F = 0,00$	$F(11, 16151) = 88,68$ $Prob > F = 0,00$
teste $H_0 [q. 25 = q. 75]$	$F(11, 16151) = 19,17$ $Prob > F = 0,00$	$F(11, 16151) = 52,38$ $Prob > F = 0,00$

Fonte: Elaboração própria.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 12, n. 1, pp. 51-73, 2018

<http://www.revistaaber.org.br>

ESTRUTURA SOCIOECONÔMICA, VANTAGENS COMPETITIVAS E PADRÃO REGIONAL: AVALIANDO AS DISPARIDADES DA ZONA DA MATA DE MINAS GERAIS EM 2010*

Weslem Rodrigues Faria

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)

E-mail: weslem.faria@ufjf.edu.br

Admir Antônio Betarelli Júnior

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)

E-mail: abetarelli@gmail.com

Flaviane Souza Santiago

Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF)

E-mail: santiago.flaviane@gmail.com

Filipe Santiago dos Reis

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

E-mail: fs.reis@hotmail.com

Rosa Livia Gonçalves Montenegro

Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de São João Del Rei (UFSJ)

E-mail: rosalivia@gmail.com

RESUMO: A estrutura socioeconômica e a dependência espacial são fatores que definem a posição relativa dos centros urbanos e o padrão desigual em uma região. Assim, conhecer esses fatores é útil para a fase inicial de políticas regionais localizadas. A contribuição deste artigo consiste em analisar os fatores característicos dos municípios localizados na Zona da Mata mineira para o ano de 2010. Para tanto, este trabalho articula a técnica de Análise Fatorial e as técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). São extraídas três dimensões, “Desenvolvimento típico”, “Qualidade de vida” e “Mercado e Serviços”, cujas relações latentes são avaliadas em termos de dependência espacial, inclusive no contexto bivariado. Os resultados alcançados apontam que os efeitos da dimensão “Desenvolvimento típico” são transbordados para os municípios polarizados, o que não ocorre com a dimensão “Mercado e Serviços”. Há evidências de disparidades regionais e de uma estrutura de dependência entre municípios polarizadores e polarizados bem constituída, especialmente em relação aos serviços.

Palavras-chave: Técnicas estatísticas exploratórias; Heterogeneidade regional; Zona da Mata.

Classificação JEL: O10; R58.

*Recebido em: 22/08/2017; Aceito em: 12/01/2018.

**SOCIOECONOMIC STRUCTURE, COMPETITIVE ADVANTAGES AND REGIONAL
PATTERN: EVALUATING THE DISPARITIES OF ZONA DA MATA OF MINAS GERAIS
STATE IN 2010**

ABSTRACT: Socioeconomic structure and spatial dependence are factors that can define the relative position of urban centers and the unequal pattern within a region. They are useful for the initial phase of localized regional policies. The main aim of this paper is to analyze the characteristic factors of municipalities located in the Zona da Mata for the year of 2010. For this purpose, we applied exploratory statistical techniques and extracted three latent dimensions, such as "Typical development", "Quality of life" and "Market and Services". As it was verified the presence of spatial effects in the three dimensions, including in a bivariate form, this result indicates that the effects of the dimension "Typical development" can be overspread to the polarized municipalities, which does not occur with the dimension "Market and Services". The main findings of these applications indicated the existence of regional disparities and a dependency structure between polarizing and polarized municipalities, especially in relation to services.

Keywords: Exploratory statistical techniques; Regional heterogeneity; Zona da Mata.

JEL Codes: O10; R58.

1. Introdução

A preocupação sobre a disparidade das vantagens competitivas e das distribuições dos recursos produtivos entre regiões é uma preocupação recorrente da Economia Regional. Além de definir grau de interações competitivas e complementares entre os espaços econômicos, os desequilíbrios da distribuição espacial de recursos e das atividades econômicas provocam diferentes remunerações de fator de produção, níveis de preços diferenciados regionalmente¹, disparidades dos níveis de produtividade, assimetria dos níveis de riqueza e bem-estar, transformações sociais desiguais, relações sociais específicas e diferentes graus de desenvolvimento local (CAPELLO, 2009; CAPELLO; NIJKAMP, 2009; COMBES et al., 2008; LEMOS, 2008). As áreas urbanas se expandem de modo a acomodar as necessidades de produção e a lógica das suas indústrias, seus provedores e trabalhadores, gerando amplas regiões urbanizadas no seu entorno (MONTE-MÓR, 2006). Muitas vantagens econômicas são geradas às atividades produtivas que ali se localizam, elas representam forças atrativas para a mobilidade de novas atividades e de novos trabalhadores, levando para um processo cumulativo de crescimento local², para a ampliação da espacialidade urbana e para o aumento da dependência espacial (MCCANN, 2013). O tamanho relativo de um centro urbano ocorre pela sua capacidade de gerar economias líquidas de aglomeração e de urbanização³, segundo a concentração e diversificação de setores econômicos que conformam a sua base econômica (BRUECKNER, 2011; JACOBS, 1969 MARSHALL, 1948).

Nesse sentido, composta por fatores aglomerativos e desaglomerativos, a estrutura socioeconômica de um centro urbano reproduz o tamanho, as funções de oferta de bens e serviços e a posição relativa desta centralidade em uma região econômica. Em um sistema urbano típico,

¹ Embora a alta qualidade da comunicação e da infraestrutura de transporte permita uma maior flexibilidade na localização de muitos serviços e firmas, isso não leva necessariamente à perda da importância do papel da distância e da localização das atividades econômicas em geral (BANISTER; BERECHMAN, 2001; CAIRNCROSS, 1997).

² Conforme Fujita e Thisse (2002), as forças cumulativas são as combinações entre economias externas de aglomeração, economias de escala em certas atividades e a preferência por diversidade.

³ O termo líquido denota a diferença entre as economias e deseconomias oriundas do crescimento urbano, como, por exemplo, o aumento da renda fundiária, da poluição, do trânsito, da criminalidade e dos congestionamentos (GLAESER, 1998; PEREIRA; LEMOS, 2003; QUINET; VICKERMAN, 2004).

centralidades maiores polarizam sucessivas cidades menores, que dominam áreas hinterlândias de menor população (MCCANN, 2002). Em razão da polarização regional, a dependência espacial ou os fluxos de bens e serviços (encadeamentos produtivos) comumente privilegiam as tendências competitivas dos centros de hierarquia superior em detrimento às outras, absorvendo, por conseguinte, os vazamentos de efeitos econômicos de cidades menores (centros complementares), acentuando, assim, o problema da desigualdade regional. Não obstante, a exceção dessa assertiva ocorre se o efeito de complementaridade entre os centros urbanos for maior do que os competitivos, de maneira que o mesmo seja capaz de induzir uma realocação das atividades produtivas nos locais até então inacessíveis (ou desfavorecidos), melhorando a posição relativa de certas centralidades com o crescimento do nível de emprego e do Produto Interno Bruto (PIB), por exemplo.

Historicamente, as políticas territoriais (concentradora e integradora) dos governos militares até as ações de interiorização do desenvolvimento do período Juscelinista a partir de 1940 contribuíram para a integração de diversas regiões brasileiras, mas também beneficiaram as capitais e os principais centros urbanos na região Sudeste (MONTE-MÓR, 2006; SANTOS, 1993). Estabeleceram-se, assim, estruturas hierárquicas em diversos espaços localizados com centros urbanos polarizadores. Periferias metropolitanas, capitais estaduais e cidades médias exibiram grande crescimento entre os anos 60 e 70, ratificado também pela estratégia do Segundo Plano de Desenvolvimento Nacional (II PND), lançada pelo governo Geisel (1974-1979) em busca da redução das desigualdades regionais (MONTE-MÓR, 2005).

Os efeitos positivos dessa relativa desconcentração econômica foram observados no Estado de Minas Gerais. Conforme o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre 1970 a 2000, a participação desse Estado na composição do Valor Adicionado da Indústria brasileira aumentou de 6,8% para 8,4%, enquanto do País a mesma composição passou de 2% para 4%. Em suma, considerando que a industrialização e a urbanização sempre estiveram articuladas, a expansão e integração da rede mineira acompanharam o próprio processo de formação da indústria brasileira. Além de uma notória mudança na estrutura hierárquica da região metropolitana de Belo Horizonte, com expansão dos setores de serviços de intermediação financeira, de saúde e de educação, entre outros (MONTE-MÓR, 2005), as centralidades de outras regiões mineiras tornam-se maiores e integradas (LEMOS et al., 2003). Todavia, o padrão regional ainda sinaliza uma discrepância entre os centros polarizadores e as demais cidades, com estrutura socioeconômica e vantagens competitivas diferenciadas. Por exemplo, na estrutura hierárquica da microrregião da Zona da Mata Mineira, o município de Juiz de Fora representa o principal centro urbano, classificado como Capital Regional (2B), a quarta na hierarquia das centralidades no território brasileiro, conforme a pesquisa sobre as regiões de influência das Cidades (REGIC) elaborada pelo IBGE. De acordo com a pesquisa, Juiz de Fora foi a primeira opção de preferência de deslocamento para compras em 22 municípios circunvizinhos⁴. Segundo Castro e Soares (2010), a Zona da Mata possui localização privilegiada no Estado e no Brasil e apresenta infraestrutura e localização geográfica que favorecem o acesso às principais metrópoles do País como Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo, ligadas à região por importantes rodovias federais e estaduais (e.g. BR-040).

Uma análise da estrutura socioeconômica dos municípios contribui para averiguar a posição relativa dessas centralidades e como se configura o padrão desigual na região da Zona da Mata, cuja caracterização econômica-espacial pode auxiliar nas fases iniciais de planejamento de políticas públicas e na definição de estratégias de desenvolvimento econômico de longo prazo. Ou melhor, os resultados de eventual política regional localizada com a estratégia de amenizar a desigualdade regional presente dependem inicialmente de uma caracterização da estrutura socioeconômica e dependência espacial dos centros urbanos. Pode-se, por exemplo, traçar estratégias de políticas regionais priorizando o desenvolvimento econômico dos municípios periféricos e pouco

⁴ Arantina, Andrelândia, Olaria, Santa Bárbara do Monte Verde, Lima Duarte, Pedro Teixeira, Bias Fortes, Belmiro Braga, Simão Pereira, Ewbank da Câmara, Santos Dumont, Piau, Coronel Pacheco, Goianá, Aracitaba, Pequeri, Além Paraíba, Bicas, São João Nepomuceno, Rio Novo, Guarani, Leopoldina.

industrializados, onde os fatores locacionais de desaglomeração predominam. “Assim sendo, o desenvolvimento de uma região, como fenômeno diferente do simples crescimento, implica na capacidade de internalizar regionalmente o próprio crescimento” (BOISIER, 1989, p. 614). Em outras palavras, o processo de desenvolvimento ocorre a partir do momento em que as regiões são capazes de reter e reinvestir na própria região parcela significativa do excedente gerado pelo crescimento econômico. Igualmente, uma região em processo de desenvolvimento será capaz de endogeneizar algumas variáveis que eram exógenas ao processo de crescimento da região. O desenvolvimento é um processo expansivo das liberdades humanas, podendo ser medido por indicadores que compreendem não apenas industrialização e progresso tecnológico, mas também outros determinantes como disposição social e econômica (e.g. serviços de saúde e educação) e direitos civis (SEN, 2000).

Além de verificar questões relacionadas às disparidades entre os municípios, o trabalho pressupõe, portanto, que essas podem ocorrer com base em características multidimensionais acerca do desenvolvimento. A consideração de características multidimensionais pode ser mais apropriada para caracterizar os municípios, pois assim o desenvolvimento é identificado de forma mais ampla ao contrário da análise focada apenas na renda ou na produção [e.g. Adelman (1972) e Colman e Nixon (1981)]. Assim, o desenvolvimento pode ser observado por meio do estabelecimento de aspectos mais complexos que envolvem, dentre outros fatores, aumento do padrão de vida, presença de serviços urbanos básicos, mortalidade infantil e condições de moradia (MYRDAL, 1970; SCHWARTZMAN, 1974; LARSON; WILFORD, 1979).

Dessa maneira, a motivação desta pesquisa consiste em analisar as assimetrias regionais existentes entre os municípios da Zona da Mata de Minas Gerais para o ano de 2010, oferecendo caracterização e classificação do padrão regional. Para tanto, a estratégia empírica consiste na articulação de duas técnicas estatísticas. Em uma primeira etapa, adota-se uma análise fatorial exploratória para extrair três dimensões latentes que resumem as características econômicas, sociais, educacionais e de saúde dos municípios. Em seguida, aplica-se a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) que evidenciará a relação de dependência espacial entre os municípios da Zona da Mata a partir dos fatores latentes. O uso desse tipo de ferramenta tem acrescentado uma visão clara e específica dos problemas de cada área geográfica, permitindo aos formuladores de políticas executarem de forma eficiente os projetos de desenvolvimento (ROMERO, 2006). Além disso, permite mostrar de maneira simples informação aos não especialistas no tema, os quais conseguem examinar facilmente informações socioeconômicas georeferenciadas para identificar *clusters*, padrões e tendências. Haddad (2004), por exemplo, defende que os programas de desenvolvimento regional trazem melhores resultados quando são aplicados tendo em vista a participação da população local.

Dentro do contexto do presente trabalho, há outros na literatura que versam sobre o tema de desigualdade regional e estrutura socioeconômica entre os municípios localizados dentro de uma mesma macrorregião. Por exemplo, Romero (2006) realizou uma análise da pobreza no Estado de Minas Gerais, 1991-2000. Os resultados desse trabalho indicam a existência de efeitos espaciais significativos considerando como medida de análise o IDHM e suas dimensões. Perobelli et al. (2007) realizaram uma análise da convergência espacial do PIB *per capita* entre os municípios do Estado de Minas Gerais considerando o período 1975-2003. Os seus resultados mostram que, no período em questão, houve aumento das disparidades regionais em termos de PIB *per capita* em Minas Gerais. Por outro lado, o estudo de Lopes et al. (2004) concentra a análise na pobreza, mas utiliza uma abordagem multidimensional. Os resultados desse estudo indicam, utilizando vários cortes espaciais, inclusive mesorregiões de Minas Gerais, que o índice de pobreza unidimensional não é capaz de captar de forma completa a extensão da pobreza em uma população. Outros indicadores como saúde, criminalidade e infraestrutura domiciliar podem ser fatores importantes para a identificação mais adequada da pobreza. Em Minas Gerais, a Fundação João Pinheiro foi uma das primeiras instituições que analisaram a evolução da pobreza no Estado desde a década de 1970 e identificaram as zonas mais pobres do Estado. Além disso, propuseram estratégias para redução da pobreza, mediante

políticas de desenvolvimento da área rural e melhoramento dos serviços de saúde, sociais e de infraestrutura.

O presente artigo diferencia-se daqueles mencionados ao tratar o desenvolvimento em sua forma multidimensional e ao realizar a caracterização dos municípios da Zona da Mata de Minas Gerais com vistas à obtenção das principais dimensões envolvidas. Tal estratégia permitiu uma análise mais ampla, ao contrário da focalização em aspectos econômicos. Com isso, foi possível a identificação de diferentes perfis de municípios na região e de efeitos competitivos e complementares observados a partir de associações espaciais significativas nas dimensões construídas.

Além desta introdução, este trabalho se organiza em mais cinco seções. A seção 2 apresenta uma breve caracterização do desenvolvimento da Zona da Mata de Minas Gerais. Já a seção 3 descreve a base de dados deste estudo. A seção 4 descreve as técnicas estatísticas. A seção 5 apresenta a discussão dos resultados alcançados. A seção 6 fornece algumas considerações finais, salientando os resultados conclusivos e as contribuições da pesquisa.

2. Região em estudo

A Zona da Mata Mineira é formada por 142 municípios agrupados em sete microrregiões, possui área de 35.747,729 Km², que corresponde a 6,09% da área do estado de Minas Gerais. Em 2010, detinha 7,8% do PIB e 11,9% da população de Minas Gerais, segundo dados do IBGE⁵. Situa-se na porção sudeste do estado, próxima à divisa dos estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo. A Tabela 1 apresenta os principais indicadores socioeconômicos dessa região. Os indicadores apresentados nesta seção objetivaram dimensionar a questão da heterogeneidade espacial do desenvolvimento da Zona da Mata, de forma a cobrir a questão da pobreza, escolaridade, infraestrutura básica de moradia, renda e do tamanho da economia. Para isso, foram utilizados indicadores obtidos do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2013) e do Sistema de Contas Regionais do IBGE (2015)⁶, para os anos de 2000 e 2010. Vale lembrar que existem outros indicadores que permitem analisar questões de desenvolvimento, mas, por ora, decidiu-se pelo uso apenas desses com o objetivo de tornar a análise mais breve. As demais variáveis serão apresentadas na próxima seção. De forma geral, os índices tomados como uma média de todas as microrregiões da Zona da Mata apresentaram melhorias em todos os quesitos neste período. Considerando a média de todas as microrregiões, percebeu-se que, entre 2000 e 2010, a renda *per capita* cresceu 37,51%, saindo de R\$ 344,64 para R\$ 473,93 (Tabela 1).

Os indicadores para o ano de 2000, apresentados na Tabela 1, indicam diferenças em seus valores entre as microrregiões da Zona da Mata mineira. Enquanto microrregiões como Cataguases e Juiz de Fora apresentaram valores abaixo de 30% de percentual de pessoas com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais (25,59% e 28,01%, respectivamente), microrregiões como Viçosa e Ponte Nova tiveram 48,08% e 41,94% de suas populações nesta situação, respectivamente. Com relação ao índice de analfabetismo, tem-se que o menor percentual encontrado foi o da microrregião de Cataguases (13,61%) e o maior foi o de Manhuaçu (18,94%). Para a análise do percentual de pessoas que vivem em domicílios com banheiro e água encanada, esse percentual foi de 96,12% em Cataguases, seguindo por Juiz de Fora, 93,19%, sendo esses os valores mais elevados. Em contraste, as microrregiões de Viçosa, com 80,74%, e Ponte Nova, com 84,88%, apresentaram os menores percentuais. A microrregião de Juiz de Fora se destaca por concentrar atividades industriais diversas que englobam produção automobilística, produção de aço, de materiais bélicos e outras mais especializadas. Já a de Ubá é conhecida por ser um polo moveleiro de destaque. Ademais, possui indústria de produção de alimentos e bebidas, especialmente, carnes e produtos congelados e sucos.

⁵ www.ibge.gov.br.

⁶ <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasregionais/2014/default.shtm>.

Tabela 1 – Zona da Mata: Indicadores Socioeconômicos (2000-2010)

Microrregião	Porcentagem (%) de pobres - renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais		Taxa de analfabetismo - 15 anos ou mais		Porcentagem (%) da população em domicílios com banheiro e água encanada		Renda per capita (em R\$)		PIB a preços constantes (em milhões de R\$)	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
	Ponte Nova	41,94	19,49	18,91	14,44	84,88	96,17	293,70	411,50	34.087,99
Manhuaçu	32,55	22,96	18,94	14,25	89,35	97,50	358,86	422,89	45.909,88	66.815,96
Viçosa	48,08	24,36	18,32	13,58	80,74	95,55	255,67	398,97	26.204,82	36.891,09
Muriaé	32,70	17,88	17,66	13,02	91,66	98,91	343,65	472,77	41.792,12	54.960,72
Ubá	31,18	10,57	15,37	10,33	90,22	99,01	362,59	532,74	50.674,69	81.329,67
Juiz de Fora	28,01	13,01	14,20	10,92	93,19	97,41	382,23	519,49	118.138,92	144.127,64
Cataguases	25,59	10,56	13,61	10,08	96,12	99,44	415,84	559,18	68.607,49	96.158,14
Média	34,29	16,97	16,71	12,37	89,45	97,71	344,64	473,93	55.059,42	74.781,22

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2013) e IBGE (2015).

3. Dados

Os dados utilizados para o estudo da caracterização dos municípios da Zona da Mata de Minas Gerais correspondem basicamente a três fontes: o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2013), o Sistema de Contas Regionais do IBGE (2015) e a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) (2016)⁷. Essa última fonte foi utilizada devido ao nível detalhado de desagregação geográfica e setorial dos dados. Todas as informações correspondem ao ano de 2010 para os 142 municípios da mesorregião. A Tabela 2 fornece as variáveis selecionadas para a técnica de análise fatorial, que será aplicada com o intuito de obter as cargas fatoriais mais representativas perante a variabilidade da estrutura de dados. Os fatores serão as entradas para a geração dos índices da análise exploratória de dados espaciais (AEDE). Em conjunto, essas variáveis procuram reproduzir características de seis indicadores, quais sejam: a) demografia; b) educação; c) renda; d) trabalho; e) habitação; e f) vulnerabilidade. Esses indicadores foram incluídos na pesquisa a fim de melhor captar a diversidade de situações relacionadas com o desenvolvimento humano, conforme apresentado no Atlas do Desenvolvimento Humano nos Municípios (2013).⁸ A dimensão “(a) demografia” contempla as variáveis: i) esperança de vida ao nascer, que é o número médio de anos que as pessoas deverão viver a partir do nascimento, se permanecer constante ao longo da vida o nível, e ii) mortalidade infantil, que consiste no número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada 1000 crianças nascidas vivas, prevalecentes no ano do Censo 2010. Tal dimensão pode captar questões implícitas ao desenvolvimento relacionadas como acesso à saúde preventiva e nível de criminalidade, por exemplo. Já a dimensão “(b) educação” é representada pela variável taxa de analfabetismo – 15 anos ou mais, originada pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD-2010). Essa dimensão tem o objetivo de captar o acesso à educação e outras questões inerentes como a evasão escolar.

⁷ www.rais.gov.br.

⁸ A escolha das variáveis para representar os indicadores foi feita com base na maior amplitude ou maior capacidade de definição dos mesmos. Por exemplo, para definir o indicador de demografia, foram escolhidas as variáveis esperança de vida ao nascer e mortalidade infantil, uma vez que são variáveis mais abrangentes do que as variáveis probabilidade de sobrevivência até 40 anos e mortalidade até 5 anos de idade, também disponíveis no Atlas.

Por outro lado, a dimensão “(c) renda”, contempla as variáveis: i) renda *per capita*, que representa a razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes, e ii) porcentagem (%) de pobres, que representa a proporção dos indivíduos com renda domiciliar *per capita* igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais, em reais para o mesmo período. A dimensão renda procura considerar a pobreza de forma direta e indireta na análise. Além disso, pode indicar o grau de desenvolvimento econômico e a presença de atividades produtivas. Tal dimensão juntamente com as variáveis *proxies*, descritas a seguir, tentam descrever de forma mais completa o grau de desenvolvimento econômico. Por seu turno, a dimensão “(d) trabalho” utiliza-se das variáveis: i) grau de formalização dos ocupados – 18 anos ou mais, que representa a razão entre o número de pessoas de 18 anos ou mais formalmente ocupadas, e ii) número total de pessoas ocupadas nessa faixa etária multiplicado por 100 e associadas à porcentagem (%) dos ocupados com ensino médio completo – 18 anos ou mais. Tal dimensão indica a capacidade de geração de emprego formal e o nível de instrução dos empregados. A dimensão “(e) habitação” conta com: i) a porcentagem (%) da população em domicílios com banheiro e água encanada, que é a razão entre a população que vive em domicílios particulares permanentes com água encanada em pelo menos um de seus cômodos e com banheiro exclusivo e ii) a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100. A água pode ser proveniente de rede geral, de poço, de nascente ou de reservatório abastecido por água das chuvas ou carro-pipa. Banheiro exclusivo é definido como cômodo que dispõe de chuveiro ou banheira e aparelho sanitário. A dimensão habitação retrata a situação da infraestrutura básica de moradia da população. Tal dimensão é parte importante da definição da qualidade de vida de uma sociedade.

Tabela 2 – Indicadores selecionados dos municípios da Zona da Mata mineira (2010)

Indicadores	Variáveis	Descrição	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Demografia	Espervida	Esperança de vida ao nascer	74,41	1,54	69,41	77,96
	Mortinf	Mortalidade infantil	16,36	2,49	11,12	25,50
Educação	Txanal	Taxa de analfabetismo - 15 anos ou mais	12,35	3,31	3,25	22,25
Renda	Rpc	Renda <i>per capita</i> (em R\$)	472,77	125,52	247,35	1.050,88
	Porpobres	Porcentagem (%) de Pobres	17,88	8,46	3,33	44,78
Trabalho	Gformal	Grau de formalização dos ocupados - 18 anos ou mais	47,06	15,93	12,44	75,96
	Pocupmedio	Porcentagem (%) dos ocupados com médio completo - 18 anos ou mais	28,06	7,53	11,2	53,19
Habitação	Ppopbanenc	Porcentagem (%) da população em domicílios com banheiro e água encanada	97,50	3,36	81,91	100,00
Vulnerabilidade	Pdfund	Porcentagem (%) de pessoas em domicílios em que ninguém tem fundamental completo	39,47	8,03	16,74	64,04
<i>Proxies</i>	Ppopurb	População urbana sobre a população total	0,66	0,18	0,27	0,99
	Vadserpc	Valor adicionado dos serviços sobre a população total	2,28	1,19	1,36	13,51
	Gindust	Grau de industrialização	0,16	0,18	0,00	0,79
	Mercado	Mercado	892,34	154,90	595,60	1944,93

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2013), SCR-IBGE (2015) e RAIS (2016).

A dimensão “(f) vulnerabilidade” conta com a variável porcentagem (%) de pessoas em domicílios em que ninguém tem ensino fundamental completo, que consiste na razão entre as pessoas

que vivem em domicílios em que nenhum dos moradores tem o ensino fundamental completo e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicada por 100. A dimensão vulnerabilidade procura captar as oportunidades e a acessibilidade aos recursos da sociedade. Localidades que possuem grande concentração de indivíduos que têm baixa escolaridade tendem a ser menos desenvolvidas, pois refletem o círculo vicioso de pobreza e falta de oportunidades. Além dos indicadores citados acima, foram desenvolvidas variáveis *proxies* com base nos dados de emprego efetivo de 2010 da RAIS sob referência dos trabalhos de Pereira e Lemos (2003), Lemos et al. (2003), Pereira (2002), Martins (2003) e Betarelli Junior e Simões (2011). As variáveis *proxies* foram definidas da seguinte forma:

- a) *POPURBANA*, que representa a proporção da população urbana na população total. O objetivo dessa variável é captar o efeito do tamanho do mercado urbano;
- b) *VADSERPC*, que representa o valor adicionado dos serviços sobre a população total. Tal variável procura considerar a dinâmica dos serviços no mercado local e pode indicar, por exemplo, tendência de terciarização da economia;
- c) *GINDUST*, que representa o grau de industrialização obtido pela razão entre o pessoal ocupado na indústria (IBGE 6 setores) (PO_{ind}) e o pessoal ocupado urbano ($PO_{urb} = PO_{total} - PO_{agropecuária}$), isto é, $GINDUST = P_{ind} / PO_{urb}$. Tal variável tenta captar efeitos de economia de urbanização dos efeitos de encadeamentos industriais;
- d) *MERCADO*, que representa a razão entre a massa salarial urbana ($S_{urb} = massa\ salarial\ total - massa\ salarial\ da\ agropecuária$) e a população urbana, isto é, $MERCADO = S_{urb} / PO_{urb}$. Tal variável é considerada um fator de aglomeração urbana, uma vez que indica o poder de compra do mercado local. Por outro lado, indica também o custo relativo da força de trabalho urbana.

4. Metodologia

A estratégia empírica consiste na utilização de duas técnicas estatísticas para atender o propósito desta pesquisa. A primeira representa a Análise Fatorial (AF), que teve a finalidade de produzir índices sintéticos tomando como base os aspectos socioeconômicos dos municípios da Zona da Mata de Minas Gerais, descritos na Tabela 2. Por sua vez, a segunda corresponde à análise exploratória de dados espaciais (AEDE), que foi conduzida para indicar padrão espacial significativo associado aos índices construídos na análise fatorial. Destarte, tem-se uma complementariedade entre os métodos, de forma a gerar uma caracterização mais completa dos municípios da mesorregião da Zona da Mata. A análise fatorial tem a função principal de reduzir o número original de variáveis de forma que estes fatores independentes extraídos possam explicar, de forma simples e reduzida, as variáveis originais. O método de análise fatorial é uma técnica estatística multivariada usada para representar relações complexas entre conjuntos de variáveis. No modelo de análise fatorial, cada uma das variáveis pode ser definida como uma combinação linear dos fatores comuns que irão explicar a parcela da variância de cada variável, mais um desvio que resume a parcela da variância total não explicada por esses fatores (MINGOTI, 2013). O modelo de análise fatorial a partir da matriz de correlação relaciona linearmente as variáveis padronizadas Z e os m fatores comuns desconhecidos:

$$\begin{aligned} Z_1 &= l_{11}F_1 + l_{12}F_2 + \dots + l_{1m}F_m + \varepsilon_1 \\ &\quad \vdots \\ Z_p &= l_{p1}F_1 + l_{p2}F_2 + \dots + l_{pm}F_m + \varepsilon_p \end{aligned} \quad (1)$$

ou em notação matricial:

$$D(X - \mu) = LF + \varepsilon \quad (2)$$

em que D é uma matriz diagonal $p \times p$ formada pelos inversos da variância de cada variável. $F(m \times 1)$ é um vetor aleatório que contém m fatores não observáveis ($1 \leq m \leq p$). O modelo assume que as variáveis i estão relacionadas linearmente com novas variáveis aleatórias F_j (fatores). ij (*loading*) é o coeficiente da i -ésima variável padronizada i no j -ésimo fator j e representa o grau de relacionamento linear entre i e j . As informações das p variáveis originais padronizadas Z são representadas por $(p + m)$ variáveis não observáveis (ε e F).

A interpretação dos fatores originais $1, 2, \dots, m$ pode não ser trivial devido a valores próximos dos coeficientes ij em vários fatores diferentes (violação da ortogonalidade dos fatores). De forma a solucionar esse problema, realiza-se uma transformação ortogonal dos fatores originais em busca de estruturas mais simples. A rotação ortogonal preserva a orientação original entre os fatores, mantendo-os perpendiculares. No presente trabalho, foi utilizada a rotação *VARIMAX*. Os coeficientes ij (matriz L) foram estimados pelo método dos componentes principais, pois a maioria das variáveis não apresentaram distribuição normal univariada ou multivariada. Portanto, o primeiro fator corresponde à maior proporção da variabilidade comum e assim por diante. É possível descrever as etapas desenvolvidas na análise fatorial da seguinte forma: i) cálculo da matriz de correlação de todas as variáveis; ii) determinação do número e extração dos fatores; iii) rotação dos fatores, transformando-os com a finalidade de facilitar a sua interpretação; iv) seleção de um número de fatores de acordo com o critério do autovalor (fatores com raízes características maiores do que um) ou que considere uma proporção adequada da variância comum; v) cálculo das cargas fatoriais. No presente trabalho, as cargas fatoriais serão utilizadas para verificar a presença de padrões espaciais significativos nos fatores retidos que representam diferentes dimensões do desenvolvimento.

A segunda etapa da estratégia empírica consistiu na aplicação da análise de *cluster*, cuja técnica exploratória busca identificar grupos similares dentro de uma amostra maior. O seu algoritmo agrupa as observações (municípios) similares em categorias iguais a partir k variáveis associadas (MANLY, 1986). No caso do presente estudo, os treze indicadores foram considerados na formação dos grupos. O critério de agrupamento dos municípios ocorreu com base na sua proximidade, indicada por uma

distância quadrada euclidiana (ou distância euclidiana): $d_{ij} = \sqrt{\sum_{k=1}^p (x_{ik} - x_{jk})^2}$. Trata-se de uma

medida mais usual e recomendável para o método Ward, uma técnica hierárquica aglomerativa utilizada nesta pesquisa. O método hierárquico e aglomerativo (parte da observação) significa dizer que os municípios são agrupados sequencialmente de acordo com suas semelhanças, formando subgrupos e grupos de acordo com as influências das suas similaridades encontradas em cada estágio.

Por fim, na terceira etapa da estratégia empírica, foi utilizada a AEDE que consistiu na verificação da presença de autocorrelação espacial global e local, nas versões tradicional e bivariada. A autocorrelação espacial global foi testada por meio do uso da estatística I de Moran. Esta estatística fornece a indicação formal do grau de associação linear entre os vetores de valores observados (z) e a média ponderada dos valores da vizinhança ou as defasagens espaciais (z). Valores de I maiores (ou menores) do que o esperado $E(I) = 1/(n - 1)$ significam que há autocorrelação positiva (ou negativa). Em termos formais, a estatística de I de Moran pode ser expressa como (ANSELIN, 1996):

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j W_{ij} Z_i Z_j}{\sum_{i=1}^n Z_i^2} \quad (3)$$

em que n é o número de regiões, Z denota os valores da variável de interesse padronizada, z representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial W . Um elemento dessa matriz, referente à região i e à região j , é registrado

como ij . Em resumo, o I de Moran fornece três tipos de informação. O nível de significância provê a informação sobre os dados estarem distribuídos aleatoriamente ou não. O sinal positivo da estatística de I de Moran, desde que significativo, indica que os dados estão concentrados através de regiões. O sinal negativo, por sua vez, indica a dispersão dos dados. A magnitude da estatística fornece força da autocorrelação espacial.

A análise de autocorrelação espacial local foi realizada por meio da estatística LISA (*Local Indicator of Spatial Association*) ou I de Moran Local. De acordo com Anselin (1995), tal estatística deve satisfazer dois critérios: i) possuir, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais significantes de valores similares em torno da observação (e.g. região) e ii) seu somatório, para todas as regiões, deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. O LISA é utilizado para detecção do grau em que o conjunto de dados está agrupado, disperso ou distribuído aleatoriamente, o coeficiente I_i de Moran local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias (Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto). O coeficiente I_i de Moran Local para a variável Y padronizada, observada na região i , Z_i , pode ser expresso como:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^j W_{ij} Z_j \quad (4)$$

“Um mapa de *clusters* LISA combina a informação do diagrama de dispersão de Moran e a informação do mapa de significância das medidas de associação local I_i . Tal mapa ilustra a classificação em quatro categorias de associação espacial estatisticamente significativas” (ALMEIDA, 2012, p. 127).

A matriz W indica a forma de contiguidade entre as unidades espaciais. No presente trabalho, foi utilizada a matriz de pesos espaciais *Queen*. Tal matriz de peso é do tipo binária e especifica a ocorrência de vizinhança nos casos em que existe pelo menos um ponto comum de fronteira entre as unidades espaciais.

5. Resultados e discussões

Os resultados gerados pelas técnicas utilizadas tentam revelar maiores informações sobre as características dos municípios da Zona da Mata, de forma a identificar certos padrões regionais e assimétricos. Assim, inicialmente, selecionou-se um conjunto de indicadores socioeconômicos e da estrutura produtiva local que possa refletir o nível de desenvolvimento socioeconômico regional. Esse vetor aleatório é aplicado na análise fatorial, cuja técnica descreve e sintetiza as interdependências ou comunalidades das variáveis características, reproduzidas nos coeficientes de correlação entre elas. Dessa maneira, a eficiência desse método está associada à magnitude e significância estatística das correlações entre as variáveis aleatórias, independentemente dos sinais correspondentes. Ou melhor, altas correlações entre certas variáveis devem reproduzir cargas fatoriais e comunalidades altas em certos fatores latentes. Por essa razão, Hair et al. (1998) recomenda uma análise prévia da matriz de correlação das variáveis. Conforme a Tabela 3, a grande maioria dos coeficientes de correlação foi estatisticamente significativa a pelo menos 10%. É possível observar um padrão associado ao grau de desenvolvimento regional. Ou melhor, indicadores como a porcentagem dos ocupados com médio completo são positivamente correlacionados com a esperança de vida, a renda *per capita* e o grau de formalização dos ocupados, assim como negativamente correlacionados com a mortalidade infantil, a taxa de analfabetismo e a porcentagem de pobres.

Tabela 3 – Matriz de Correlação das Variáveis Originais

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1 Espervida	1												
2 Mortinf	-0,996*	1											
3 Txanal	-0,485*	0,465*	1										
4 Rpc	0,643*	-0,609*	-0,706*	1									
5 Porpobres	-0,581*	0,576*	0,612*	-0,736*	1								
6 Gformal	0,526*	-0,514*	-0,695*	0,668*	-0,763*	1							
7 Pocupmedic	0,589*	-0,571*	-0,684*	0,765*	-0,649*	0,686*	1						
8 Ppopbanenc	0,370*	-0,370*	-0,315*	0,339*	-0,414*	0,345*	0,341*	1					
9 Pdfund	-0,568*	0,552*	0,736*	-0,741*	0,707*	-0,730*	-0,891*	0,307*	1				
10 Ppopurb	0,527*	-0,512*	-0,687*	0,703*	-0,763*	0,760*	0,753*	0,438*	-0,733*	1			
11 Vadserpc	0,368*	-0,351*	-0,453*	0,454*	-0,360*	0,403*	0,413*	0,202*	-0,425*	0,443*	1		
12 Gindust	0,220*	-0,219*	-0,536*	0,411*	-0,583*	0,586*	0,307*	0,186*	-0,377*	0,505*	0,097	1	
13 Mercado	0,208*	-0,188*	-0,12	0,287*	-0,05	0,082	0,264*	0,01	-0,274*	0,115	0,319*	-0,225*	1

Nota: * $p < 0,100$.

Fonte: Elaboração própria.

De um total de 78 coeficientes da matriz de correlação, 92,31% exibiram valores significativos a pelo menos 10%, percentual que pode indicar que a estrutura de dados desta pesquisa é considerada adequada para a análise fatorial. A Tabela 4 reporta os principais resultados da análise fatorial pelo método de componentes principais. Os testes estatísticos para esses resultados foram satisfatórios. O teste de esfericidade de Bartlett indica que a matriz de correlação é estatisticamente diferente da identidade. Já o valor do critério de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) foi de 0,853, o que indica que a análise fatorial é adequada (considerando um valor mínimo de referência igual a 0,8) (JOHNSON; WICHERN, 2007; MINGOTI, 2013). O número de fatores selecionados satisfaz os dois critérios tradicionais, quais sejam: i) o critério de Kaiser, em que os fatores escolhidos são aqueles cujos autovalores excedem a unidade, de modo que cada fator retido represente pelo menos a informação de uma variável original e, ii) a seleção dos fatores devem conter autovalores que, quando acumulados, conseguem captar, pelo menos, 70% da variabilidade do vetor aleatório. Estes em conjunto absorvem 74,60% da variância das variáveis. Além disso, a Tabela 4 também fornece as cargas fatoriais já rotacionadas pelo método *Varimax* de Kaiser (1958), que forneceu resultado mais fácil de ser interpretado.

As cargas fatoriais do primeiro fator sintetizam os principais aspectos locais incidentes no grau de desenvolvimento dos municípios da Zona da Mata Mineira, destacando-se as variáveis dos indicadores de educação, renda, trabalho e vulnerabilidade (Tabela 4). Em suma, esse primeiro fator pode ser denominado como “Desenvolvimento típico”. As variáveis, renda *per capita*, grau de formalização, porcentagem de pessoas ocupadas com 18 anos ou mais e ensino médio completo, razão da população urbana sobre a população total, grau de industrialização, apresentaram cargas fatoriais positivas. Já as variáveis taxa de analfabetismo, porcentagem (%) de pobres, porcentagem (%) de pessoas em domicílios em que ninguém tem fundamental completo apresentaram cargas fatoriais negativas. Por outro lado, as cargas fatoriais do segundo fator descrevem as características comuns entre as variáveis, esperança de vida ao nascer, mortalidade infantil e porcentagem (%) da população em domicílios com banheiro e água encanada. Como são variáveis relacionadas a aspectos de infraestrutura básica de moradia, bem como de condição de vida humana, esse fator pode ser nomeado como “Qualidade de vida”. Finalmente, o terceiro fator descreve as variáveis razão do valor adicionado dos serviços pela população total e mercado, ambas com cargas fatoriais positivas. Como tal fator retrata aspectos do setor serviços e poder de compra da população urbana, pode ser descrito como “Mercado e Serviços”.

Tabela 4 – Resultado da Análise Fatorial

Variáveis	Descrição	Fatores			Comunalidades
		1	2	3	
Txanal	Taxa de analfabetismo - 15 anos ou mais	-0,823			0,736
Rpc	Renda <i>per capita</i> (em R\$)	0,721			0,773
Porpobres	Porcentagem (%) de Pobres	-0,771			0,782
Gformal	Grau de formalização dos ocupados - 18 anos ou mais	0,837			0,787
Pocupmedio	Porcentagem (%) dos ocupados com médio completo - 18 anos ou mais	0,734			0,780
Pdfund	Porcentagem (%) de pessoas em domicílios em que ninguém tem fundamental completo	-0,790			0,814
Ppopurb	População urbana sobre a população total	0,815			0,782
Gindust	Grau de industrialização	0,730			0,751
Espervida	Esperança de vida ao nascer		0,904		0,925
Mortinf	Mortalidade infantil		-0,911		0,920
Ppopbanenc	Porcentagem (%) da população em domicílios com banheiro e água encanada		0,563		0,412
Vadserpc	Valor adicionado dos serviços sobre a população total			0,517	0,493
Mercado	Mercado			0,857	0,750
Autovalores		5,270	2,903	1,529	
Proporção acumulada		0,406	0,630	0,746	

Kaiser-Meyer-Olkin (KMO): 0,853

Teste de Esfericidade de Bartlett: 1.955 (p-valor = 0,000)

Nota: Os valores ocultos situam-se abaixo de 0,5.

Fonte: Elaboração própria.

A ordem de importância dos fatores, em vista da representatividade da variância, é relevante na análise fatorial. Um resultado da análise fatorial é que o primeiro fator tem maior capacidade de representar o conjunto de variáveis aleatórias (MINGOTI, 2013). Dessa maneira, o fator “Desenvolvimento típico” é o principal para caracterização do desenvolvimento dos municípios da Zona da Mata mineira. Foram construídos três diagramas de dispersão para retratar a relação, par a par, entre os fatores (Figura 1). A Tabela, em anexo, indica o número de cada município na Figura e o sinal dos escores fatoriais para cada município de acordo as dimensões encontradas. As linhas nos diagramas fornecem a posição do município seguinte (ou anterior). Em cada diagrama, têm-se quatro quadrantes.

O diagrama da Figura 1 (A) ilustra a dispersão dos municípios da Zona da Mata considerando a relação entre os escores fatoriais das dimensões “Desenvolvimento típico” (no eixo horizontal) e “Qualidade de vida” (no eixo vertical). Nesse diagrama, o Q1 exibe os municípios que têm “Desenvolvimento típico” negativo e “Qualidade de vida” positiva. Os municípios desse quadrante tendem a ter atividades industriais incipientes ou mesmo inexistentes e baixo grau de formalização dos ocupados, mesmo a população sendo notadamente urbana. Por outro lado, possuem baixa mortalidade infantil, alta esperança de vida ao nascer e alta porcentagem da população que vive domicílios com banheiro e água encanada. Em resumo, são municípios pequenos sem atividades econômicas de destaque, mas que oferecem qualidade de vida em virtude da existência de infraestrutura básica de moradia e saúde. A maioria dos municípios da Zona da Mata encontra-se neste quadrante (44 ou 31% do total) e fazem parte deste grupo municípios como Chácara (132), Caparaó (35) e São João do Manhuaçu (26).

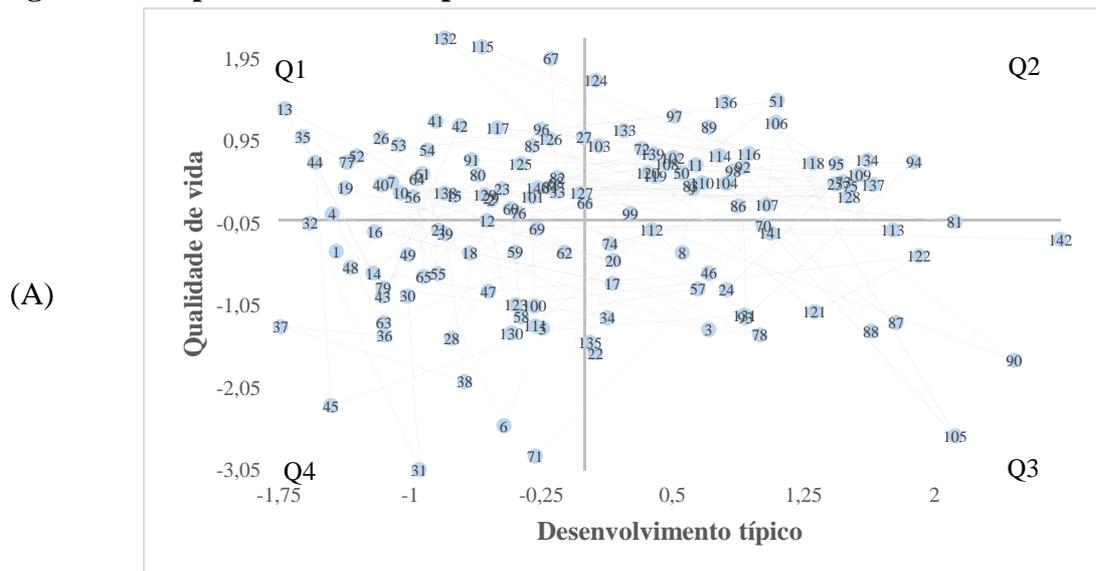
O Q2 da Figura 1 (A) é formado por municípios que apresentam escores positivos em ambas as dimensões. Tais municípios caracteristicamente unem maior nível de atividade industrial, formalização das ocupações, renda *per capita*, escolaridade e menor proporção de pobres às características positivas de “Qualidade de vida”. Um total de 38 municípios situa-se nesse quadrante (ou 27%), dentre eles Visconde do Rio Branco (75) e Rio Pomba (89). O primeiro município se

destaca na produção industrial de alimentos e bebidas processados, enquanto o segundo na produção de móveis. Já o Q3 é formado por 26 municípios (ou 18% do total) e representa os casos em que o “Desenvolvimento típico” é positivo e a “Qualidade de vida” é negativa. Tais casos ocorrem quando concomitantemente existe, em termos relativos, atividade econômica no município com alto grau de industrialização associada à baixa proporção da população em domicílios com banheiro e água encanada, à maior mortalidade infantil e à menor esperança de vida ao nascer. É o caso de municípios como Descoberto (105) e Juiz de Fora (142). Este último município apresenta alta proporção da população em domicílios com banheiro e água encanada (98,4%), no entanto apresenta maior mortalidade infantil e menor expectativa vida ao nascer, em termos relativos (Figura 1 (A)). Já o Q4 é formado por 34 municípios (ou 24% do total) e retrata os casos em que as duas dimensões têm escores negativos. Municípios desse quadrante tipicamente apresentam deficiências econômicas que são transmitidas mais fortemente para a esfera mais “social” em termos negativos, como são os casos dos municípios de Pedra Bonita (31), que tem a menor expectativa de vida ao nascer e maior mortalidade infantil da amostra, Araponga (45) e Orizânia (37) (Figura 1 (A)).

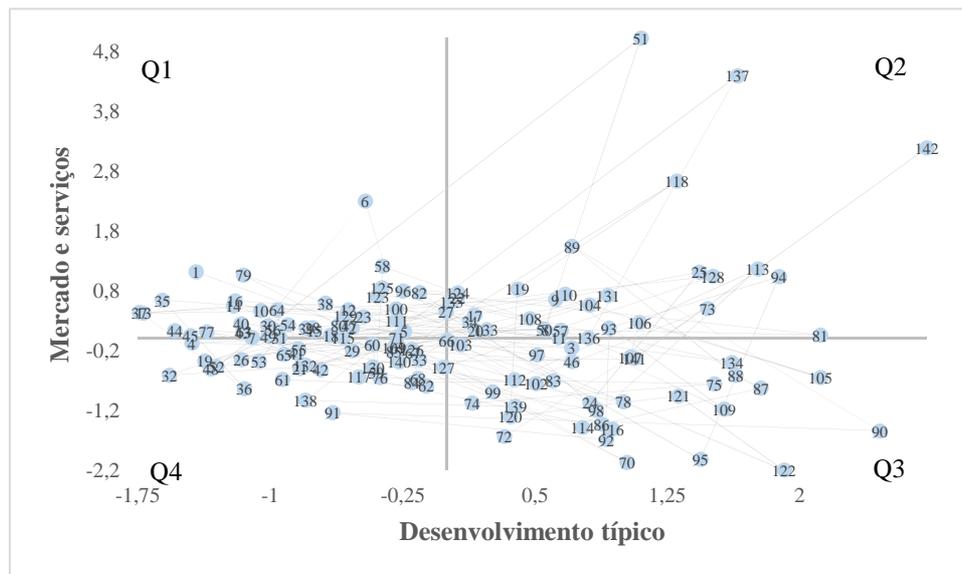
A Figura 1 (B) mostra o diagrama de dispersão dos municípios da Zona da Mata a partir da relação entre as dimensões “Desenvolvimento típico” (eixo horizontal) e “Mercado e Serviços” (eixo vertical). Nota-se que, nesse caso, destacam-se municípios como Juiz de Fora (142), Muriaé (73), Além Paraíba (118), Viçosa (51) e Cataguases (94) que apresentam maior Desenvolvimento típico aliado a indicadores mais positivos relacionados ao setor de serviços (Q1). Tais municípios possuem porte urbano relativamente maior e conseguem ofertar serviços mais especializados tais como médicos e hospitalares, educacionais e culturais. Por outro lado, municípios como Luisburgo (32) e Ervália (61) são menos desenvolvidos, com população predominantemente rural, baixo grau de formalização e oferta reduzida e limitada de serviços urbanos (Q4).

Por fim, o diagrama (C) da Figura 1 retrata a dispersão dos municípios da Zona da Mata considerando a relação entre as dimensões “Mercado e Serviços” (eixo horizontal) e “Qualidade de vida” (eixo vertical). Destacam-se positivamente, neste caso, os municípios de Viçosa (51), Além Paraíba (118) e Matias Barbosa (137) (Q1). Tais municípios conseguem aliar maior “Qualidade de vida” a um mercado de serviços maior, em termos relativos. Municípios como Rodeiro (90), Descoberto (105) e Divinézia (78) apresentam baixa “Qualidade de vida” e menor mercado de serviços (Q4). Tais municípios possuem maior mortalidade infantil, menor expectativa de vida e mercado urbano mais reduzido.

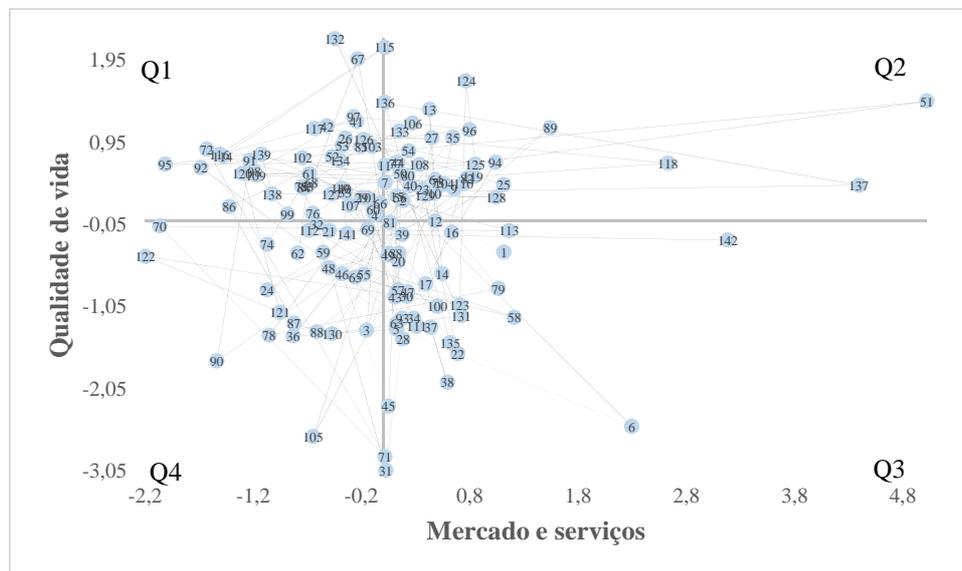
Figura 1 – Dispersão dos municípios em torno das características da Zona da Mata Mineira



(B)



(C)



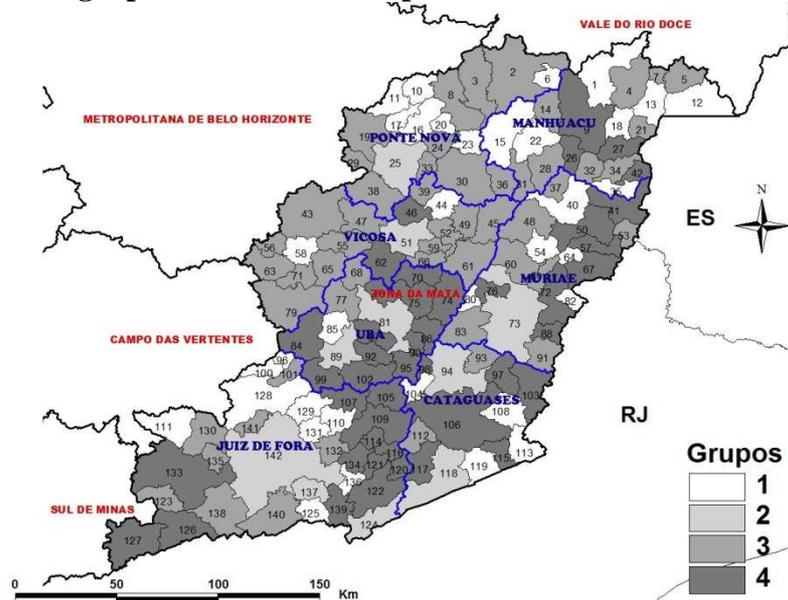
Fonte: Elaboração própria.

De forma a retratar uma tipologia de municípios da Zona da Mata mineira e a complementar a análise fatorial, foi realizada uma análise de *cluster* multivariada ou de agrupamentos. Tal método tem o objetivo de elencar as unidades da amostra de forma a criar grupos homogêneos internamente, isto é, agrupar os elementos, neste caso municípios, em grupos de forma que os mesmos possuam características semelhantes dentro de cada grupo, mas que tenham características distintas dos outros grupos formados (MINGOTI, 2013).

O resultado da análise de agrupamentos é apresentado na Figura 2. Esta figura indica a formação de quatro grupos pelo método utilizado. A indicação dos grupos de cada município pode ser verificada no Anexo. O grupo 1 é formado por 35 municípios que são mais voltados para o setor de serviços. Alguns desses se apoiam em atividades turísticas e de lazer como Santa Rita de Ibitipoca (111) e Simão Pereira (125). Em geral, os municípios desse grupo não possuem atividades industriais de destaque e muitos têm, em termos relativos, alta mortalidade infantil, alta proporção de pobres e baixa renda *per capita*. O grupo 2, que possui apenas 10 municípios, é o mais heterogeneamente distribuído no espaço. O município de Juiz de Fora (142) pertence a esse grupo, assim como Viçosa (51), Ubá (81), Muriaé (73) e Cataguases (94). Os municípios desse grupo são polarizadores, em termos

relativos, pois possuem populações maiores, são predominantemente urbanos e têm maior capacidade de atender demandas por serviços mais especializados, inexistentes nas localidades vizinhas.

Figura 2 – Agrupamentos de municípios da Zona da Mata mineira - 2010



Fonte: Elaboração própria.

O grupo 3 é formado por 53 municípios e esses basicamente possuem questões similares aos do grupo 1, isto é, atividade industrial pouco presente, baixa renda *per capita*, no entanto, muitos possuem população rural superior à urbana, o que reflete nos indicadores de mortalidade infantil e porcentagem da população em domicílios com banheiro e água encanada. Por fim, tem-se o grupo 4, formado por 44 municípios. A maioria desses apresenta indicadores positivamente relacionados às dimensões “Desenvolvimento típico” e “Qualidade de vida”, mas possuem capacidade de atendimento de mercado mais limitada, o que indica que eles também seriam polarizados por municípios como Juiz de Fora (142), Viçosa (51) e Muriaé (73).

Na etapa seguinte, procurou-se averiguar a presença de padrões espaciais significativos relacionados às dimensões encontradas na análise fatorial. Como observado pela análise de agrupamentos, alguns municípios da Zona da Mata parecem polarizar a região, especialmente os municípios mais próximos. Assim, existem dominâncias regionais mais locais nesta mesorregião, o que ajuda a entender o desempenho econômico relativo dos municípios polarizados em cada microrregião de influência dos municípios polarizadores. O índice de Moran pode permitir a verificação da existência de fatores espaciais significativos ao nível global, considerando a mesorregião como um todo. A Tabela 5 apresenta os valores dos índices de Moran para cada dimensão segundo os critérios de vizinhança *queen* (matriz binária), *K5*, *K10* e *K15* vizinhos mais próximos (matrizes de distância). Os índices indicam a presença positiva de autocorrelação espacial global nas três dimensões. Embora não tenham sido retratados os testes, todos os índices foram significativos ao nível de 1%. Tal resultado indica que na Zona da Mata Mineira existe um padrão espacial ao longo dos municípios considerando as dimensões construídas. A dimensão “Desenvolvimento típico” foi a que apresentou maior autocorrelação espacial global. A diferença quanto aos valores dos índices está relacionada com o perfil espacial de cada dimensão. Quanto mais correlacionadas são as dimensões com variáveis com perfil local, menor tende a ser a autocorrelação espacial, uma vez que tal dimensão tem como base variáveis que carregam uma variabilidade explicada por aspectos específicos, que não tendem a se repetir em outras localidades. Dessa maneira, o poder de compra da população urbana

juntamente com intensidade de serviços tende a ser uma característica mais local do que porcentagem de pobres, analfabetismo e nível de renda *per capita*, por exemplo.

Tabela 5 – Índice de Autocorrelação Espacial Global para os fatores comuns

Critério de Vizinhança	Fator 1	Fator 2	Fator 3
	Desenvolvimento típico	Qualidade de vida	Mercado e Serviços
<i>Queen</i>	0,438	0,139	0,132
<i>K5</i>	0,465	0,167	0,145
<i>K10</i>	0,418	0,136	0,094
<i>K15</i>	0,393	0,123	0,066

Fonte: Elaboração própria.

Cabe averiguar a autocorrelação espacial global num contexto bivariado. A ideia intuitiva é descobrir se os valores de uma dimensão observada num dado município guardam uma associação com os valores de outra dimensão observada nos municípios vizinhos. A Tabela 6 reporta os coeficientes entre cada par de dimensões encontradas para a Zona da Mata mineira. Os resultados indicam que existe autocorrelação espacial positiva e significativa entre os fatores “Desenvolvimento típico” e “Qualidade de vida”. Nesse sentido, municípios que apresentam elevada “Qualidade de vida” tendem a estar rodeados por municípios com “Desenvolvimento típico” alto. A microrregião de Juiz de Fora, por exemplo, é o caso, envolvendo os municípios de Bicas (134), Chácara (132), São João Nepomuceno (109) e Rio Novo (107). Na microrregião de Ubá, o mesmo ocorre entre os municípios de Guarani (102), Astolfo Dutra (95) e Piraúba (92).

Tabela 6 – Coeficientes de *I* de Moran Bivariado

Par de associação	<i>I</i> de Moran	Média	Desvio-Padrão	Probabilidade
Desenvolvimento típico x Qualidade de vida	0,190	0,001	0,041	0,001
Desenvolvimento típico x Mercado e Serviços	-0,178	0,001	0,038	0,001
Mercado e Serviços x Qualidade de vida	-0,062	0,001	0,038	0,056

Fonte: Elaboração própria.

Os índices de Moran bivariados negativos entre as dimensões “Desenvolvimento típico” e “Mercado e Serviços” e entre as dimensões “Qualidade de vida” e “Mercado e Serviços” indicam que municípios caracteristicamente intensivos em serviços e com maior custo de mão de obra ou remuneração urbana tendem a ter vizinhos com menor renda *per capita*, grau de formalização dos ocupados, grau de industrialização, esperança de vida ao nascer e maior mortalidade infantil, em termos relativos. Tal resultado reforça a hipótese da existência de municípios que são polarizadores na Zona da Mata em termos de serviços urbanos mais especializados. Destarte, a dimensão “Mercado e Serviços” pode se referir a características que condizem com uma estrutura urbana e de serviços mais desenvolvida. É o caso, por exemplo, do município de Juiz de Fora (142), o qual oferece especialidades em termos de serviços urbanos inexistentes nos municípios mais próximos como, por exemplo, serviços médicos e hospitalares, serviços culturais e de entretenimento, serviços ligados à educação, serviços de segurança privada, entre outros.

De forma a identificar padrões espaciais ao nível local, têm-se as estatísticas *LISA* de cada uma das dimensões (Figura 3). A estatística *LISA* tem a vantagem de fornecer mapas de *clusters* espaciais significativos com base nos índices de Moran local. Assim, é possível verificar a existência de associações entre os municípios da mesorregião para cada uma das dimensões.

Para a dimensão “Desenvolvimento típico”, percebe-se a existência de dois padrões espaciais significativos (Painel (a)). O primeiro mostra um *cluster* do tipo Alto-Alto formado por municípios das microrregiões de Juiz de Fora, Cataguases e Ubá. Nesse *cluster*, municípios que apresentam alto “Desenvolvimento típico” são vizinhos de municípios que também possuem alto “Desenvolvimento típico”. Os municípios que fazem parte desse *cluster* caracteristicamente apresentam, em termos relativos, mais atividades industriais e maior renda *per capita*. O segundo indica a existência de três *clusters* do tipo Baixo-Baixo: i) municípios exclusivamente da microrregião de Viçosa, ii) municípios exclusivamente da microrregião de Manhuaçu e, por fim, iii) municípios das microrregiões de Manhuaçu, Ponte Nova, Muriaé e Viçosa. Neste padrão Baixo-Baixo, tem-se que municípios com baixo “Desenvolvimento típico” são vizinhos de municípios que também possuem baixo “Desenvolvimento típico”. Os mesmos apresentam, em termos relativos, pouca ou nenhuma atividade industrial, além de baixa renda *per capita* e maior proporção de pobres, por exemplo.

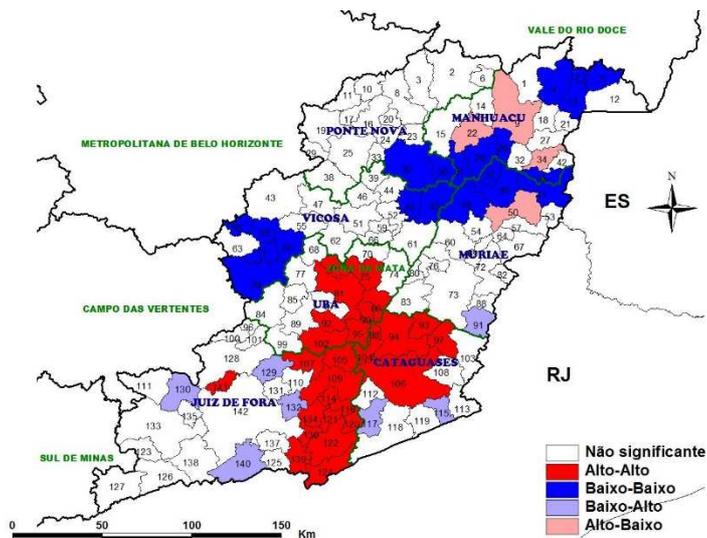
As associações locais significativas relacionadas à dimensão “Qualidade de vida” são retratadas no painel (b) da Figura 3. Basicamente, percebe-se a existência de um *cluster* Alto-Alto e dois do tipo Baixo-Baixo. O do tipo Alto-Alto localiza-se na microrregião de Cataguases e destaca-se pelo fato de ser formado por municípios com maior esperança de vida ao nascer, menor mortalidade infantil e maior porcentagem da população em domicílios com banheiro e água encanada. Os municípios de Leopoldina (106) e Cataguases (94) apresentam valores positivos (escores fatoriais) nas três dimensões encontradas e polarizam a microrregião. O resultado do *LISA*, portanto, indica que parte do desempenho desses municípios transborda para alguns de seus municípios vizinhos. Os *clusters* Baixo-Baixo indicam que os municípios de Viçosa (51) e Manhuaçu (9), sendo que cada um se localiza próximo a um dos *clusters*, não conseguiram gerar transbordamentos positivos com relação a essa dimensão, uma vez que apresentam valores positivos (inclusive nas outras dimensões).

Neste ponto, vale fazer uma ponderação. O resultado do *LISA* para as dimensões “Desenvolvimento típico” e “Qualidade de vida” (Figuras 3A e 3B), em contraponto com o resultado do *I* de Moran bivariado (Tabela 6), poderia indicar uma contradição, uma vez que o *LISA* apresenta muitos municípios diferentes na formação dos *cluster* entre as dimensões, enquanto que o *I* de Moran bivariado indicou uma relação positiva entre elas. No entanto, este não é o caso. Tal resultado ocorreu devido ao teste de significância do *LISA*. O *I* de Moran bivariado é um índice global construído a partir da consideração de todos os municípios. Já o resultado do *LISA* apresentado mostra apenas a formação dos *clusters* significativos a partir da estatística local. Pode-se perceber, por exemplo, que os municípios Recreio (108), Além Paraíba (118) e Volta Grande (119) apresentam escores fatoriais positivos nas três dimensões (tabela do Anexo). Palma (103) tem escores positivos em “Desenvolvimento típico” e “Qualidade de vida”. Portanto, tanto o *I* de Moran bivariado quanto o *LISA* estão corretos, no entanto, o fato desses municípios não fazerem parte do *cluster* do “Desenvolvimento típico” não significa que seus escores são não positivos. Tal fato indica apenas que o teste para o *LISA* não foi significativo e, com isso, não foi incluído ao *cluster* do “Desenvolvimento típico”.

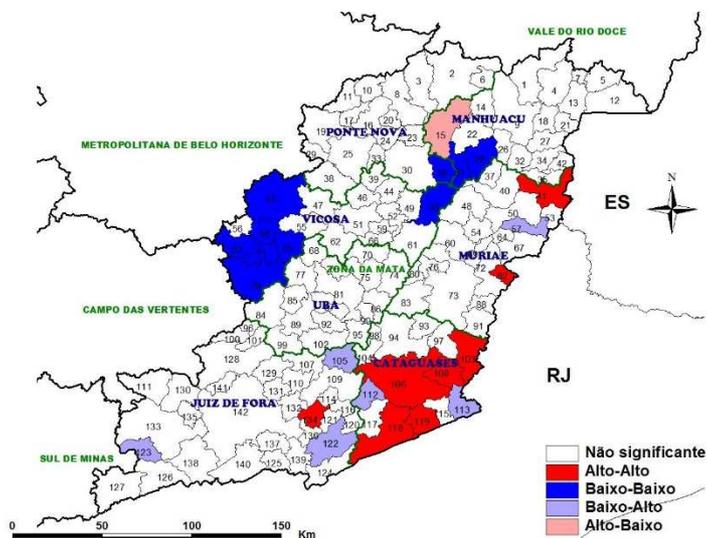
Por fim, tem-se o resultado do *LISA* da dimensão “Mercado e Serviços” no painel (c) da Figura 3. Basicamente, tem-se a formação de um *cluster* do tipo Baixo-Baixo, englobando municípios das microrregiões de Juiz de Fora e Ubá. Tal resultado reforça, quando analisado conjuntamente com o resultado da dimensão “Desenvolvimento típico” encontrado anteriormente, que tais municípios no entorno de Juiz de Fora (142) e Ubá (81) dependem da infraestrutura de serviços mais desenvolvida desses municípios polarizadores.

Figura 3 – Mapa dos Clusters espaciais (LISA)

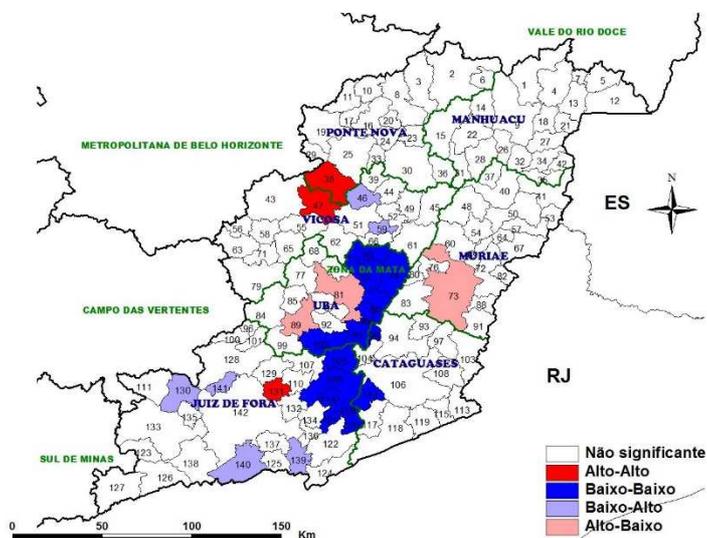
(a) Desenvolvimento típico



(b) Qualidade de vida



(c) Mercado e Serviços



Fonte: Elaboração própria.

Os resultados tomados de forma conjunta indicam que podem existir fortes efeitos competitivos entre os municípios, o que pode ser um dos principais entraves ao desenvolvimento daqueles com indicadores mais baixos nas dimensões construídas. Políticas específicas podem ser direcionadas para reduzir a dependência de alguns municípios em relação aos polarizadores, que em muitos casos absorvem a atividade devido à inexistência dela em seus vizinhos. Por exemplo, políticas que visem aumentar a autonomia na prestação de serviços de saúde dos municípios. Para isso, seria necessária a realização de investimentos em municípios com baixa cobertura, ao invés do aumento dos investimentos em municípios que já possuem alta demanda por tais serviços. Outras políticas podem ser feitas para estimular e intensificar os efeitos de complementariedade que existem na região. Atividades desenvolvidas em um município que geram efeitos diretos e indiretos nas atividades de outros municípios podem ser facilitadas com a melhoria da infraestrutura de transporte e de comunicação. A maior integração entre os municípios pode ser uma forma eficiente de aumentar os vazamentos positivos nas dimensões encontradas. Pode-se propor, por fim, que as políticas para a Zona da Mata sejam realizadas a partir de um plano de identificação das potencialidades e também das especificidades. Por exemplo, os municípios produtores de café talvez demandem investimentos em áreas diferentes daquelas dos municípios produtores de móveis.

6. Considerações finais

O trabalho teve como objetivo principal identificar dimensões (ou indicadores sintéticos) com base em um amplo espectro de características dos municípios da Zona da Mata mineira no ano de 2010. Além disso, outras duas análises foram realizadas. Uma consistiu na verificação do nível de similaridade entre os municípios com base nas características deles; a outra foi verificar como as dimensões se relacionam considerando aspectos espaciais e identificação da presença de associações espaciais significativas entre os municípios da mesorregião.

Os principais resultados indicam que, no geral, a Zona da Mata mineira é bastante heterogênea considerando todas as características. Em termos específicos, os municípios com maior “Desenvolvimento típico” da Zona da Mata mineira são alguns localizados, em geral, nas microrregiões de Juiz de Fora, Ubá e Cataguases. Tal resultado é consequência da presença maior da atividade industrial, maior renda *per capita*, menor percentual de pobres e menor taxa de analfabetismo nesses municípios. Outra dimensão encontrada, chamada “Qualidade de vida”, prevalece mais nos municípios da microrregião de Cataguases, mas a distribuição na mesorregião dos municípios com maior esperança de vida ao nascer e menor mortalidade infantil, e vice-versa, é heterogênea. A última dimensão encontrada foi chamada “Mercado e Serviços”. Os municípios com atividades de serviços mais incipientes se localizam principalmente nas microrregiões de Juiz de Fora e Ubá. Tal resultado indica que os maiores municípios da mesorregião, como Juiz de Fora (142), Viçosa (51), Muriaé (73) e Manhuaçu (9) polarizam os municípios vizinhos, uma vez que possuem maior capacidade de atendimento de serviços especializados e de maior complexidade.

A análise da relação entre as dimensões indica relação negativa entre “Desenvolvimento típico” e “Mercado e Serviços”, considerando efeitos espaciais. Tal resultado indica que, em muitos casos, na mesorregião, os efeitos relacionados ao “Desenvolvimento típico” dos municípios polarizadores conseguem ser transbordados para os vizinhos, enquanto isso não é observado com relação aos efeitos da dimensão “Mercado e Serviços”. Isso quer dizer que o fato de um município polarizador ser mais “desenvolvido” influencia positivamente o nível do “desenvolvimento” do município vizinho polarizado. Esse mesmo município polarizador também possui maior mercado e atividades de serviços⁹, mas isso não implica que os vizinhos terão essa característica, pelo contrário, eles tendem a ter pequeno Mercado e Serviços. Isso revela uma estrutura de dependência entre os municípios, uma

⁹ Ver resultado da análise fatorial no Anexo.

vez que apenas aqueles polarizadores conseguem ofertar serviços mais especializados (e.g. educação técnica e superior, hospitais) e que os municípios polarizados acabam demandando.

Em termos de política regional, esse resultado pode contribuir no sentido de evidenciar as disparidades de desenvolvimento entre os municípios. A dimensão “Qualidade de vida” pode representar um parâmetro de retorno de investimentos realizados em saúde pública e saneamento básico. Já a dimensão “Mercado e Serviços”, que indica, dentre outros fatores, o poder de compra do mercado local, pode ser uma medida utilizada para caracterização de questões relacionadas à urbanização. Em virtude da presença de disparidades regionais na Zona da Mata mineira, deve-se pensar em estratégias de reversão do quadro, isto é, em formulação de políticas públicas mais direcionadas aos municípios mais atrasados que visem incentivar atividades produtivas capazes de gerar efeitos de longo prazo na economia local, bem como programas sociais e de infraestrutura de moradia e transporte e de atendimento à saúde. Haddad (2004) trata a questão do planejamento como um plano estratégico e sustentável, para que os objetivos, tais como modernização social e aumento da “Qualidade de vida”, sejam válidos apenas se perdurarem no longo prazo. O autor ressalta ainda que no Brasil esses objetivos só são alcançados com a participação comunitária e com mobilização coletiva.

Em Minas Gerais é possível tomar como exemplo de política que visa à diminuição das disparidades regionais a “Lei Robin Hood”, que tem por objetivo melhorar a qualidade de vida da população mineira descentralizando a distribuição da cota-parte do ICMS. Assim, podem-se utilizar iniciativas como essa para focar também em áreas sociais de maior urgência via “Plano Mineiro de Desenvolvimento Integrado”, cujo objetivo principal é criar condições para um ciclo prolongado de desenvolvimento socioeconômico sustentável também capaz de propiciar a redução estrutural das desigualdades regionais do estado (FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO, 2016).

Referências

- ADELMAN, I. *Teorias de desenvolvimento econômico*. Rio de Janeiro: Forense, 1972.
- ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. 1ed. Campinas: Alínea Editora, 2012.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: FISCHER, M.; SCHOLTEN, H.; UNWIN, D. (Eds). *Spatial Analytical Perspectives on GIS in Environmental and Socio-Economic Sciences*. Londres: Taylor and Francis, 1996. p. 111-125.
- ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL. Rio de Janeiro, PNUD, IPEA, Fundação João Pinheiro, 2013.
- BANISTER, D.; BERECHMAN, Y. Transport investment and the promotion of economic growth. *Journal of Transport Geography*, v. 9, n. 3, p. 209-218, 2001.
- BETARELLI JÚNIOR, A. A.; SIMÕES, R. F. A dinâmica setorial e os determinantes locais das microrregiões paulistas. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 4, 2011.
- BOISIER, S.; HADDAD, P. R. (Org). *Economia regional, teorias e métodos de análise*. Fortaleza: BNB/ETENE, 1989.
- BRUECKNER, J. K. *Lectures on urban economics*. Cambridge: MIT Press, 2011.
- CAIRNCROSS, F. *The Death of Distance*. Boston: Harvard Business School Press, 1997. 302 p.
- CAPELLO, R. Space, growth and development. In: CAPELLO, R.; NIJKAMP, P. (Eds.). *Handbook of Regional Growth and Development Theories*. Cheltenham/Northampton: Edward Elgar, 2009. p. 33-52.

- CAPELLO, R.; P, NIJKAMP. Introduction: regional growth and development theories in the twenty-first century – recent theoretical advances and future challenges. In: CAPELLO R.; NIJKAMP, P. (Eds.). *Handbook of Regional Growth and Development Theories*. Cheltenham/Northampton: Edward Elgar, 2009. p. 1-16.
- CASTRO, J. F. M.; SOARES, T. L. Análise das potencialidades socioeconômicas da zona da mata de Minas Gerais (1991 - 2000): uma proposta metodológica. In: *Anais do I Encontro de Pesquisadores da História da Zona Da Mata Mineira*, 2010, Rio Pomba. Rio Pomba: IFET, 2010.
- COLMAN, D.; NIXSON, F. *Desenvolvimento econômico: uma perspectiva moderna*. Rio de Janeiro: Campus, 1981.
- COMBES, P. P.; MAYER, T.; THISSE, J. F. Space in Economic Thought. In: COMBES, P. P.; MAYER, T.; THISSE, J. F. *Economic Geography: The Integration of Regions and Nations*. United Kingdom: Princeton University Press, 2008. p. 26-49.
- FUJITA, M.; THISSE, J-F. *Economics of agglomeration: cities, industrial location and regional growth*. Cambridge, UK: Cambridge University, 2002. 466 p.
- FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. *Página institucional*. Disponível em: <<http://www.fjp.mg.gov.br/index.php/fjp-na-midia/3422-13-1-2016-governador-promulga-lei-que-atualiza-o-plano-mineiro-de-desenvolvimento-integrado>>. Acesso em: 19 dez. 2016.
- GLAESER, E. Are cities dying? *Journal of Economic Perspectives*. v. 12, n. 2, p. 139-160, 1998.
- HADDAD, P. R. Força e fraqueza dos municípios de Minas Gerais. *Cadernos BDMG*, n. 8, p. 7-46, 2004.
- HAIR, J. F.; TATHAM, R. L.; ANDERSON, R. E.; BLACK, W. *Multivariate data analysis*. 5th. Nova York: Prentice Hall International, 1998.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Contas Regionais do Brasil*, 2015.
- JACOBS, J. The Economy of Cities. *The New York Times*, p. 2003, 1969. p. 252-262
- JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. 6 ed. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 2007.
- KAISER, H. F. The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, v. 23, n. 3, p. 187-200, 1958.
- LARSON, D. A.; WILFORD, W. T. The physical Quality of Life Index: A useful social indicator? *World Development*, v. 7, n. 6, p. 581-584, 1979.
- LEMOS, M. B. *A Nova Geografia Econômica: uma leitura crítica*. 2008. 170 p. Tese (Professor Titular) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.
- LEMOS, M. B.; MORO, S.; CROCCO, M.; BIAZI, E. A dinâmica urbana das regiões metropolitanas brasileiras. *Revista Economia Aplicada*, v. 7, n. 1, p. 213-244, 2003.
- LOPES, H. M.; MACEDO, P. B. R.; MACHADO, A. F. Análise de Pobreza com Indicadores Multidimensionais: Uma Aplicação para Brasil e Minas Gerais. In: *Anais do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, Caxambu, 2004.
- MARSHALL, A. *Principles of economics: an introductory volume*. 8. ed. New York: MacMillan, 1948. 871p.

- MARTINS, N. S. F. *Dinâmica urbana e perspectivas de crescimento* – Itabira, Minas Gerais. 2003. 101 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2003.
- MCCANN, P. (Org.). *Industrial location economics*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2002.
- MCCANN, P. *Modern urban and regional economics*. 2ed. Oxford: Oxford University Press, 2013.
- MINGOTI, S. A. *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2013.
- MONTE-MÓR, R. L. A questão urbana e o planejamento urbano-regional no Brasil contemporâneo. In: DINIZ, C. C.; LEMOS, M. B. (Eds.), *Economia e Território*. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005, p.429-446.
- MONTE-MÓR, R. L. *O que é urbano, no mundo contemporâneo*. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2006 14 p. (Texto para Discussão, n. 281)
- MYRDAL, G. *Subdesenvolvimento*, Brasília: Coordenada, 1970.
- PEREIRA, F. M.; LEMOS, M. B. Cidades médias brasileiras: características e dinâmicas urbano-industriais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 33, n. 1, p. 127-165, 2003.
- PEREIRA, F. M. *Cidades médias brasileiras: uma tipologia a partir de suas (des)economias de aglomeração*. 2002. 107 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2002.
- PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; FERREIRA, P. G. C. Análise da Convergência Espacial do PIB *per capita* no estado de Minas Gerais. *Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais* (ANPUR), v. 01, p. 85-113, 2007.
- QUINET, E.; VICKERMAN, R. *Principles of Transporte Economics*. Cheltenham, UK. Edward Elgar, 2004. 385 p.
- RAIS – *Relação Anual de Informações Sociais*. Ministério do Trabalho e Emprego, 2016.
- ROMERO, J. A. R. Análise espacial da pobreza municipal no estado de Minas Gerais – 1991 – 2000. In: *Anais do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, 2000, Caxambu: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2006.
- SANTOS, M. *A urbanização brasileira*. São Paulo: Editora Hucitec, 1993.
- SCHWARTZMAN, S. Desenvolvimento Social e Qualidade de Vida: Algumas Perspectivas de Pesquisa. *Revista de Ciências Sociais*, v. 5, n. 2, p. 101-111, 1974.
- SEN, A. *Desenvolvimento como Liberdade*. São Paulo: CIA das Pedras, 2000.

ANEXO – Tipologia dos municípios com base nos resultados das análises fatorial e cluster

Municípios	D. T.	Q. V.	M. S.	Grupo	Municípios	D. T.	Q. V.	M. S.	Grupo
1 Simonésia	-	-	+	1	72 Eugênioópolis	+	+	-	4
2 Raul Soares	-	+	+	3	73 Muriaé	+	+	+	2
3 São Pedro dos Ferros	+	-	-	3	74 Guiricema	+	-	-	4
4 Santana do Manhuaçu	-	+	-	3	75 Visconde do Rio Branco	+	+	-	4
5 Chalé	-	-	+	3	76 Rosário da Limeira	-	+	-	4
6 Vermelho Novo	-	-	+	1	77 Dolores do Turvo	-	+	+	3
7 São José do Mantimento	-	+	+	3	78 Divinésia	+	-	-	4
8 Rio Casca	+	-	+	3	79 Alto Rio Doce	-	-	+	3
9 Manhuaçu	+	+	+	4	80 São Sebastião da Vargem Alegre	-	+	+	1
10 Sem-Peixe	-	+	+	1	81 Ubá	+	-	+	2
11 Dom Silvério	+	+	+	1	82 Antônio Prado de Minas	-	+	+	1
12 Lajinha	-	-	+	1	83 Miraf	+	+	-	3
13 Durandé	-	+	+	1	84 Mercês	-	+	-	4
14 Caputira	-	-	+	3	85 Silveirânia	-	+	-	1
15 Abre Campo	-	+	+	1	86 Guidoal	+	+	-	4
16 Santa Cruz do Escalvado	-	-	+	1	87 Tocantins	+	-	-	4
17 Rio Doce	+	-	+	1	88 Patrocínio do Muriaé	+	-	-	4
18 Reduto	-	-	+	1	89 Rio Pomba	+	+	+	2
19 Barra Longa	-	+	-	3	90 Rodeiro	+	-	-	4
20 Piedade de Ponte Nova	+	-	+	1	91 Barão de Monte Alto	-	+	-	3
21 Martins Soares	-	-	-	3	92 Piraúba	+	+	-	4
22 Matipó	+	-	+	1	93 Santana de Cataguases	+	-	+	3
23 Santo Antônio do Gramma	-	+	+	1	94 Cataguases	+	+	+	2
24 Uruçânia	+	-	-	3	95 Astolfo Dutra	+	+	-	4
25 Ponte Nova	+	+	+	2	96 Paiva	-	+	+	1
26 São João do Manhuaçu	-	+	-	4	97 Laranjal	+	+	-	4
27 Manhumirim	-	+	+	4	98 Dona Euzébia	+	+	-	4
28 Santa Margarida	-	-	+	3	99 Tabuleiro	+	+	-	4
29 Acaiaca	-	+	-	3	100 Oliveira Fortes	-	-	+	1
30 Jequeri	-	-	+	3	101 Aracitaba	-	+	-	3
31 Pedra Bonita	-	-	+	3	102 Guarani	+	+	-	4
32 Luisburgo	-	-	-	3	103 Palma	+	+	-	4
33 Oratórios	-	+	-	3	104 Itamarati de Minas	+	+	+	1
34 Alto Jequitibá	+	-	+	3	105 Descoberto	+	-	-	4
35 Caparaó	-	+	+	1	106 Leopoldina	+	+	+	4
36 Sericita	-	-	-	3	107 Rio Novo	+	+	-	4
37 Orizânia	-	-	+	3	108 Recreio	+	+	+	1
38 Guaraciaba	-	-	+	3	109 São João Nepomuceno	+	+	-	4
39 Amparo do Serra	-	-	+	3	110 Goianá	+	+	+	1
40 Divino	-	+	+	1	111 Santa Rita de Ibitipoca	-	-	+	1
41 Espera Feliz	-	+	-	4	112 Argirita	+	-	-	3
42 Alto Caparaó	-	+	-	4	113 Pirapetinga	+	-	+	1
43 Piranga	-	-	+	3	114 Rochedo de Minas	+	+	-	4
44 Pedra do Anta	-	+	+	1	115 Estrela Dalva	-	+	+	4
45 Araçuaia	-	-	+	3	116 Maripá de Minas	+	+	-	4
46 Teixeiras	+	-	-	4	117 Santo Antônio do Aventureiro	-	+	-	4
47 Porto Firme	-	-	+	3	118 Além Paraíba	+	+	+	2
48 Fervedouro	-	-	-	3	119 Volta Grande	+	+	+	1
49 Canaã	-	-	+	3	120 Senador Cortes	+	+	-	4
50 Carangola	+	+	+	4	121 Guarará	+	-	-	4
51 Viçosa	+	+	+	2	122 Mar de Espanha	+	-	-	4
52 São Miguel do Anta	-	+	-	3	123 Olaria	-	-	+	3
53 Caiana	-	+	-	3	124 Chiador	+	+	+	2
54 São Francisco do Glória	-	+	+	1	125 Simão Pereira	-	+	+	1
55 Presidente Bernardes	-	-	-	3	126 Rio Preto	-	+	-	4
56 Lamim	-	+	+	3	127 Santa Rita de Jacutinga	-	+	-	4
57 Faria Lemos	+	-	+	4	128 Santos Dumont	+	+	+	1
58 Senhora de Oliveira	-	-	+	1	129 Piau	-	+	+	1
59 Cajuri	-	-	-	3	130 Bias Fortes	-	-	-	3
60 Miradouro	-	+	-	3	131 Coronel Pacheco	+	-	+	1
61 Ervália	-	+	-	3	132 Chácara	-	+	-	3
62 Paula Cândido	-	-	-	4	133 Lima Duarte	+	+	+	4
63 Rio Espera	-	-	+	3	134 Bicas	+	+	-	4
64 Pedra Dourada	-	+	+	1	135 Pedro Teixeira	+	-	+	3
65 Brás Pires	-	-	-	3	136 Pequeri	+	+	+	1
66 Coimbra	+	+	-	3	137 Matias Barbosa	+	+	+	2
67 Tombos	-	+	-	4	138 Santa Bárbara do Monte Verde	-	+	-	3
68 Senador Firmino	-	+	-	3	139 Santana do Deserto	+	+	-	4
69 Vieiras	-	-	-	3	140 Belmiro Braga	-	+	-	3
70 São Geraldo	+	-	-	4	141 Ewbank da Câmara	+	-	-	3
71 Cipotânea	-	-	+	3	142 Juiz de Fora	+	-	+	2

D.T. = Desenvolvimento típico; Q.V. = Qualidade de vida; M. S. = Mercado e serviços.

EFICIÊNCIA NA EDUCAÇÃO: UMA ANÁLISE POR ESCOLA NO RIO GRANDE DO SUL UTILIZANDO O MÉTODO DEA EM DOIS ESTÁGIOS*

Gustavo Saraiva Frio

Doutorando em Economia pelo PPGE/PUCRS

E-mail: gustavo.frio@gmail.com

Adelar Fochezatto

Professor Titular da PUCRS

E-mail: adelar@pucrs.br

Lívia Madeira Triaca

Professora Assistente da FURG

Doutoranda em Economia pelo PPGE/PUCRS

E-mail: liviamtriaca@gmail.com

Eduardo Schirmer Finn

Acadêmico no curso de Ciências Econômicas da PUCRS

Bolsista de Iniciação Científica

E-mail: dudufinn@gmail.com

Jacó Braatz

Doutorando em Economia pelo PPGE/PUCRS

Auditor-Fiscal da Sefaz/RS

E-mail: jacob@sefaz.rs.gov.br

RESUMO: A educação é considerada uma variável chave para explicar o crescimento econômico de países e regiões. Dada a sua relevância para a sociedade, os governos têm destinado parcelas significativas de recursos públicos a essa função. No entanto, os recursos públicos são limitados e devem atender a outras áreas, como a saúde e a segurança. Por isso, é fundamental que se avalie a eficiência desses gastos em termos dos resultados que se esperam deles. O objetivo deste trabalho é avaliar a eficiência técnica relativa das escolas públicas de ensino básico do Rio Grande do Sul. Para isto, é aplicado o método DEA em dois estágios proposto por Simar e Wilson (2007). No primeiro estágio, são definidos os escores de eficiência de forma não paramétrica e, no segundo, são identificados os determinantes da eficiência através de um modelo de regressão truncada. Os resultados revelam que há um número relativamente pequeno de escolas eficientes e que a desigualdade de renda do município é um determinante negativo da eficiência escolar.

Palavras-chave: Eficiência; Análise Envoltória de Dados (DEA); Educação; Avaliação nacional de alfabetização; Regressão truncada.

Classificação JEL: A10; A21; I21.

EFFICIENCY IN EDUCATION: AN ANALYSIS BY SCHOOL IN RIO GRANDE DO SUL USING DEA METHOD IN TWO STAGES

ABSTRACT: Education is considered a key variable to explain the economic growth of countries and regions. Given its relevance to society, governments have distributed significant portions of public resources to this function. However, public resources are limited and must cover other areas, such as health and security. It is therefore essential to assess the efficiency of these expenditures in terms of expected results. The aim of this study is to evaluate the relative technical efficiency of public primary schools in the state of Rio Grande do Sul, Brazil. To do so, the two-stage DEA method proposed by Simar and Wilson (2007) is applied. In the first stage the efficiency scores are defined in a non-parametric way and in the second one the efficiency determinants are identified through a truncated regression model. The results show that there is a relatively small number of efficient schools and that the city's income inequality is a negative determinant of school efficiency.

Keywords: Efficiency; Data Envelopment Analysis (DEA); Education; National literacy assessment; Truncated regression.

JEL Codes: A10; A21; I21.

1. Introdução

A educação sempre foi considerada uma variável importante na mensuração do grau de desenvolvimento de países e regiões. Nos últimos anos, ela passou a ganhar ainda mais destaque com o aparecimento dos modelos de crescimento endógeno. Nesses modelos, a educação forma o capital humano, considerado um determinante fundamental do crescimento econômico. Dada sua relevância para a sociedade, os governos têm destinado à educação parcelas consideráveis de recursos públicos. No caso brasileiro, de acordo com a legislação atual, a educação é responsável por pelo menos um quarto do orçamento dos estados (BRASIL, 1996). No entanto, esses recursos são limitados e devem atender a outras áreas igualmente importantes, como a saúde e a segurança, além de custear a própria estrutura pública. Por isso, é fundamental que se avalie a eficiência desses gastos em termos dos resultados que se esperam deles.

Avaliar a eficiência técnica dos gastos em educação básica é uma tarefa complexa, pois envolve informações internas, específicas das escolas, e externas, que representam o contexto socioeconômico no qual as escolas estão localizadas. Esse contexto externo é importante principalmente porque o desempenho dos alunos não depende apenas do esforço da escola, mas também das condições familiares e sociais que fazem parte do cotidiano desses alunos, por isso a necessidade de se usar um método de análise que permita considerar todas essas informações.

Apesar da complexidade envolvida, o estudo da eficiência das escolas públicas de ensino básico se mostra necessário, pois educação deficitária no início da vida escolar pode afetar o desempenho do aluno nas fases escolares posteriores. Os indicadores de qualidade do ensino básico têm melhorado nos últimos anos, como pode ser observado pelas notas do IDEB (Índice de Desenvolvimento da Educação Básica), mas os níveis de aprendizado ainda não estão satisfatórios se comparados com outros países em estágio similar de desenvolvimento. Ademais, dada à heterogeneidade existente nos contextos socioeconômicos em que as escolas operam, é importante que a análise seja feita por escola, retratando de forma mais concreta e detalhada a situação real do problema estudado. Com isso, os resultados podem servir de suporte aos órgãos responsáveis pela gestão da educação, visando ao planejamento e à execução de políticas públicas que busquem melhorar sua eficiência.

Assim, o objetivo deste trabalho é avaliar a eficiência técnica relativa de todas as escolas públicas de ensino básico do Rio Grande do Sul. Para isso, é aplicado o método DEA em dois estágios proposto por Simar e Wilson (2007). No primeiro estágio, são definidos os escores de eficiência de

forma não paramétrica e, no segundo, são identificados os determinantes da eficiência através de um modelo de regressão truncada. O modelo tradicional do DEA incorpora apenas variáveis discricionárias na elaboração dos escores de eficiência, não considerando possíveis efeitos de variáveis ambientais (não discricionárias). A modelagem em dois estágios avança em relação ao método tradicional ao considerar a contribuição de variáveis discricionárias e não discricionárias na formação dos escores de eficiência. Modelos em dois estágios são utilizados pela literatura de eficiência no Brasil e no mundo (RAY, 1991; SUTHERLAND; PRICE; GONAND, 2007; AGASISTI, 2013; TROMPIEIRI NETO et al., 2014; MARLIN; SOHN, 2016; WANKE et al., 2016; GRAMANI, 2017). As informações utilizadas no estudo são da Avaliação Nacional de Alfabetização (ANA) e do Censo Escolar, ambas do INEP (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira). Como a avaliação é censitária, é possível compatibilizar ambos os bancos de dados e avaliar todas as 1011 escolas participantes. Este é um estudo inédito, pois não foram encontrados trabalhos similares que tenham considerado todas as escolas estaduais gaúchas e nem que tenham usado informações oriundas da ANA.

Atualmente, o estado do Rio Grande do Sul passa por uma crise financeira sem precedentes. O desequilíbrio nas contas públicas, evidenciado por sucessivos déficits orçamentários, leva o governo do estado a atrasar salários de servidores e a renegociar dívidas. Os dados apresentados no Balanço Geral mostram um déficit de R\$ 4,9 bilhões em 2015 (em valores nominais), quase três vezes o valor apresentado em 2014. Apesar das dificuldades financeiras, neste mesmo ano, o Estado apresentou uma marca histórica na educação. O governo registrou 33,7% de sua receita corrente líquida em aplicação na educação, alcançando um montante de R\$8,84 bilhões de gasto no setor. Dado o contexto atual vivenciado pelo Estado do Rio Grande do Sul, análises de eficiência dos gastos públicos tornam-se fundamentais em todas as áreas do governo. Este estudo busca contribuir neste sentido ao analisar a eficiência do gasto público no ensino básico gaúcho.

Este trabalho está organizado em mais quatro seções, além desta introdução. A segunda seção revisa a literatura corrente sobre avaliação da eficiência dos gastos em educação. A terceira seção descreve o método DEA em dois estágios, bem como a fonte e o tratamento dos dados utilizados. A quarta seção apresenta e discute os resultados. Por fim, a última seção traz os comentários finais.

2. Revisão da literatura

Muitos são os estudos empíricos, tanto em nível internacional quanto para a economia brasileira, que avaliam os efeitos do capital humano sobre o crescimento e o desenvolvimento regional. Esses estudos usam modelos de crescimento que enfatizam o capital humano como um fator de produção regional e têm como referência principal o modelo de Lucas (1988). Nestes modelos, o capital humano aumenta diretamente a produtividade, e também indiretamente, via externalidades criadas pelos *spillovers* de conhecimento. Os trabalhos de Lau et al. (1993), Barbosa Filho et al. (2010) e Fraga e Bacha (2013) destacam-se para o contexto brasileiro.

Com base em dados dos estados brasileiros em 1970 e 1980, Lau et al. (1993) estimaram uma função que relaciona a produção real agregada de cada estado ao capital, mão de obra, educação (número médio de anos de educação dos empregados). Os autores verificaram que um ano adicional de educação média por pessoa da força de trabalho aumenta a produção real em aproximadamente 20%. Das quatro fontes de crescimento do modelo usado, o progresso técnico (produtividade total dos fatores) é o mais importante, representando aproximadamente 40% do crescimento da produção brasileira na década de 1970, seguido pelo capital humano, representando aproximadamente 25%. O capital físico e o trabalho juntos representam o restante.

Barbosa Filho et al. (2010) analisaram a evolução da Produtividade Total dos Fatores (PTF) para a economia brasileira no período de 1992 a 2007. Uma das principais contribuições do artigo é a construção de uma medida de capital humano que considera a evolução da participação dos diversos níveis de escolaridade e da experiência do trabalhador no total de horas trabalhadas e a variação da sua produtividade ao longo do tempo. Seus resultados indicaram que a PTF aumentou apenas 11,3%

entre 1992 e 2007, contribuindo para aproximadamente 22,9% do crescimento do PIB (Produto Interno Bruto) do período. Outro resultado importante do estudo é que o capital humano da força de trabalho no Brasil manteve-se praticamente constante no período analisado.

Fraga e Bacha (2013) estudaram a relação entre o capital humano das pessoas empregadas, a abertura comercial e o crescimento econômico dos estados brasileiros no período de 1995 a 2006. Eles usaram dados em painel dinâmico para estimar dois modelos teóricos, o de Solow estendido e outro com progresso tecnológico endógeno. Em relação ao capital humano, seus resultados indicaram que o aumento de um ano no nível médio da escolaridade dos trabalhadores gera um aumento entre 0,06 p.p. e 0,07 p.p. na taxa de crescimento do PIB *per capita* dos estados.

Dado que a educação é importante para o crescimento e desenvolvimento, é importante avaliar a eficiência dos recursos aplicados nessa função. Entre os métodos disponíveis para mensurar a eficiência, um dos mais usados é o método DEA. Ele é amplamente utilizado para aferir a eficiência relativa em várias áreas da economia, tanto no setor público quanto no privado. A educação é uma das áreas com maior número de estudos aplicados usando esse método, tanto no contexto internacional quanto no nacional.

No contexto internacional, destaca-se Sutherland, Price e Gonand (2007), cujo objetivo foi fazer uma comparação, entre os países membros da OECD (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico), da eficiência do gasto público em educação primária e secundária, aproveitando os resultados do PISA (*Programme for International Student Assessment*) como principal variável de produto. Os autores utilizaram como insumos variáveis de gasto por aluno, número de docentes e disponibilidade de computador. Como variáveis não discricionárias, ou ambientais, construíram um indicador de *background* socioeconômico do aluno. Entre os resultados encontrados pelos autores, o *background* socioeconômico é o que mais influencia o desempenho dos alunos. As estimativas do DEA dos autores sugerem que o esforço para eliminar a ineficiência nas escolas medianas na Coreia e no Japão é relativamente baixo, enquanto em países como Grécia, Hungria, Islândia, Luxemburgo, Noruega e Estados Unidos é requerido um esforço mais substancial.

Mancebon e Molinero (2000) usaram dados para avaliar a eficiência das escolas primárias do condado de Hampshire, na Inglaterra. Foi realizado um exercício usando o DEA em dois estágios orientados para o produto em 176 escolas. Algumas variáveis socioeconômicas foram essenciais para explicar os resultados de eficiência de algumas das escolas analisadas; a orientação religiosa teve efeito direto sobre seu nível de eficiência (escolas da igreja Anglicana tendem a ser mais eficientes). Também teve efeito direto e positivo a influência parental. Finalmente, a taxa de abandono da escola apresentou coeficiente negativo quando relacionada com a eficiência.

Com uma amostra aleatória de 2000 escolas chilenas, Mizala et al. (2002) estudaram a eficiência através de duas metodologias: DEA de fronteira estocástica e não estocástica. Os melhores índices de eficiência, nos dois modelos, foram atribuídos às escolas particulares pagas (havendo na amostra escolas particulares subsidiadas e escolas públicas). A fronteira estocástica apresentou uma diferença menor nos escores de eficiência entre as escolas públicas e as particulares subsidiadas do que a não estocástica. Entretanto, no DEA não estocástico, o segundo tipo de escola apresentou um nível maior de eficiência.

Para estudar a eficiência técnica de 58 escolas dos seis distritos de Beijing, na China, Hu et al. (2009) valem-se de um modelo DEA não estocástico. Os autores usaram os seguintes insumos: razão de professores por aluno, experiência dos professores, variáveis de salários, gasto por aluno e número de livros na biblioteca por aluno. Os principais produtos foram os resultados em testes de língua chinesa, língua inglesa e matemática. Os autores concluíram que o desempenho nas provas de língua chinesa e matemática é o que mais impacta nos resultados de eficiência. Em suma, os autores apontam que as escolas nos principais distritos da cidade têm escore de eficiência menor do que nos outros distritos, mesmo recebendo maior volume de insumos financeiros.

Na literatura nacional, diversos trabalhos buscaram analisar a eficiência dos gastos educacionais, através da análise envoltória de dados, em diferentes níveis de ensino e unidades

federativas do país. Rosano-Peña et al. (2012) testaram a hipótese de eficiência dos gastos públicos em educação para os municípios do estado de Goiás. Os autores, com dados da rede municipal de educação para ensino fundamental no período de 2005 a 2009, encontraram um nível de ineficiência global de aproximadamente 67,5%. Também para o mesmo nível de ensino, Silva e Almeida (2012) mensuram a eficiência na utilização dos recursos do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental (FUNDEF) para os municípios do Rio Grande do Norte. Os autores observaram que o gasto, via de regra, é ineficiente, encontrando apenas 15 municípios eficientes.

Savian e Bezerra (2013) analisaram a eficiência dos gastos educacionais para as séries iniciais do ensino fundamental do estado do Paraná, utilizando dados de 2005 e 2009. Os resultados observados sugerem que a maioria dos municípios paranaenses é ineficiente na provisão educacional, indicando também que os municípios com melhor desempenho econômico não são necessariamente os mais eficientes.

Em um estudo similar, também para o ensino fundamental, Wilbert e D'Abreu (2013) testam a eficiência dos gastos educacionais para os municípios de Alagoas, utilizando dados de 2007 e 2011. Os resultados encontrados, geralmente, foram inversamente proporcionais às condições iniciais, ou seja, os melhores resultados de eficiência foram os dos municípios que gastaram pouco, tinham baixo nível educacional e um nível inferior de riqueza em relação aos demais.

Através de uma abordagem em dois estágios, Delgado e Machado (2007) avaliaram a eficiência das escolas estaduais de Minas Gerais no ensino fundamental e no ensino médio. Os resultados mostram que variáveis de infraestrutura escolar e das condições familiares dos alunos desempenham um papel fundamental na formação do escore de eficiência. Os autores encontram, também, que as escolas localizadas nas mesorregiões do estado, onde há mais abundância de recursos educacionais, possuem maior chance de ser mais eficientes, porém relatam a existência de bons exemplos de desempenho em regiões mais carentes. Em outro estudo similar, Delgado (2008) realiza essa mesma análise ao nível de municípios do estado de Minas Gerais e encontra os resultados semelhantes aos de Delgado e Machado (2007).

Scarpin et al. (2012) testam a hipótese de eficiência dos gastos públicos municipais com educação para o estado de Santa Catarina. Com dados do sistema Finanças Brasil e do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), os autores concluíram que apenas 12% dos municípios catarinenses são eficientes, porém 80% estão com eficiência acima de 50%. Cabe destacar ainda que os municípios com maior eficiência tendem a ser os menores. Este resultado é similar ao observado para os municípios paranaenses. Macêdo et al. (2015) encontraram eficiência educacional principalmente em municípios pequenos do Paraná, com menos de 30 mil habitantes.

Estudos como os de Diel et al. (2014) e Gonçalves e França (2013) realizam a análise de eficiência dos gastos públicos educacionais no âmbito nacional. Diel et al. (2014) fazem tal exercício nos municípios brasileiros com 100.000 habitantes ou mais. Os resultados observados pelos autores corroboram os achados de Scarpin et al. (2012) e Macedo et al. (2015): poucos municípios, com 100.000 habitantes ou mais, conseguem ser eficientes ou próximos disso.

Gonçalves e França (2013) testaram a eficiência dos gastos municipais em educação para todos municípios do Brasil, utilizando um procedimento em três estágios. Diferentemente dos resultados observados por Scarpin et al. (2012), Macedo et al. (2015) e Diel et al. (2014), os autores encontraram uma relação em formato de U entre o tamanho dos municípios e a eficiência dos gastos, ou seja, de fato, os municípios pequenos conseguem gerir melhor os seus gastos, porém os municípios maiores se aproveitam de economias de escala.

Silva e Almeida (2012) mensuraram a eficiência dos municípios do Rio Grande do Norte com base nos recursos do FUNDEF (Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e Valorização do Magistério). Os autores usam duas metodologias, *Free Disposal Hull* (FDH) e DEA, para os dados de 2005. Após rodados tais modelos, utilizaram a metodologia Tobit para uma estimativa de uma função de ineficiência. Os resultados encontrados demonstraram que o nível de escolaridade do prefeito do município, a coligação do prefeito com o partido estadual, a participação dos conselhos municipais de educação, a localização em zona urbana e o alto nível do PIB municipal

afetam a eficiência de forma positiva. Todavia, a densidade populacional apresentou coeficiente negativo em relação à eficiência.

No geral, a grande maioria das evidências nacionais observa níveis elevados de ineficiência, demonstrando assim a dificuldade dos gestores públicos em alocar de forma eficiente os recursos disponíveis. Essas dificuldades ficam evidentes quando são analisadas as estatísticas de desempenho educacional do Rio Grande do Sul. Apesar de o estado figurar constantemente entre os estados com maiores índices de desenvolvimento humano, nos últimos anos vem encontrando dificuldades em alcançar as metas estabelecidas pelo Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), apresentando um desempenho abaixo da meta estabelecida pelo IDEB nos anos finais do ensino fundamental e no ensino médio. Sendo assim, o presente estudo segue a linha dos trabalhos citados acima e busca analisar, utilizando uma metodologia DEA em dois estágios, a eficiência técnica das escolas públicas de ensino básico do Rio Grande do Sul.

3. Metodologia

3.1. Primeiro estágio

No primeiro estágio da análise, utiliza-se o método DEA¹. Na forma como é usado atualmente, este método foi desenvolvido por Charnes, Cooper e Rhodes (1978), na versão com retornos constantes de escala, conhecido como DEA-CCR, e depois aprimorado por Banker, Charnes e Cooper (1984), que criaram a versão com retornos variáveis de escala, chamado de DEA-BCC. O método consiste em definir uma fronteira de eficiência entre o uso de múltiplos insumos e a produção de múltiplos produtos. O modelo tem algumas vantagens, como o fato de formar uma curva de eficiência, auxiliando cada Unidade de Tomada de Decisão² (DMU) a definir ações para chegar à eficiência. A origem desse método, no entanto, é o trabalho seminal de Farrell (1957), que mostrou como o conceito de eficiência poderia ser aplicado aos dados concretos para calcular indicadores de eficiência relativa.

Baseado em Charnes, Cooper e Rhodes (1978), as principais características do método DEA são as seguintes: a) não exige a conversão das variáveis analisadas em unidades monetárias; b) permite a avaliação de variáveis em unidades de medidas diferentes; c) caracteriza cada DMU como eficiente ou ineficiente através de uma única medida, resumo de eficiência; d) os índices de eficiência são baseados em dados reais e não em fórmulas teóricas; e) possibilita a observação de unidades eficientes de referência para aquelas assinaladas como ineficientes e a verificação de valores ótimos de produção e de consumo, respeitando suas restrições; f) não faz julgamentos *a priori* sobre os valores das ponderações dos *recursos* e dos *produtos* que levariam ao melhor nível de eficiência; g) enfatiza preferencialmente as observações individuais e não os valores médios ou estatisticamente estimados; e h) pode considerar variáveis de preferência de avaliadores e gestores.

Como desvantagem, o DEA não incorpora erros estocásticos e, em virtude disso, a fronteira de eficiência fica suscetível a erros de medida e se torna impossível estabelecer relações de causa e efeito entre as variáveis (MARINHO, 1998). Em razão de ser um método não paramétrico, há dificuldade em submeter seus resultados a testes estatísticos e tais resultados são específicos para o conjunto analisado. É um excelente método para análise de eficiência relativa, porém é limitada sua conversão para eficiência absoluta (BHAT et al., 2001).

De maneira simplificada, a eficiência é dada pela razão entre os produtos e os insumos (E), conforme a equação a seguir:

$$E = \frac{\text{Produtos}}{\text{Insumos}} \quad (1)$$

¹ A sigla vem de *Data Envelopment Analysis*.

² Tradução livre de *Decision Making Units*.

Para mais de um insumo e de um produto, essa equação deve ser redefinida para:

$$E = \frac{\text{Produto}_1 + \text{Produto}_2 + \dots + \text{Produto}_n}{\text{Insumo}_1 + \text{Insumo}_2 + \dots + \text{Insumo}_n} \quad (2)$$

Dado que as grandezas de insumos e produtos são diferentes, é necessário definir pesos diferentes para cada insumo e cada produto.

O modelo com Retornos Constantes de Escala (CCR) possibilita medir a eficiência através da maximização da soma dos produtos ponderados em razão da soma dos insumos ponderados. Conforme Charnes et al. (1978), o resultado dessa equação deve ser igual ou menor do que 1, assim:

$$E = \frac{\text{Produto}_1 * \text{Peso}_1 + \text{Produto}_2 * \text{Peso}_2 + \dots + \text{Produto}_n * \text{Peso}_n}{\text{Insumo}_1 * \text{Peso}_1 + \text{Insumo}_2 * \text{Peso}_2 + \dots + \text{Insumo}_n * \text{Peso}_n} \leq 1 \quad (3)$$

De maneira compacta, a equação fica:

$$E = \frac{\sum_i u_i Y_i}{\sum_j v_j X_j} \leq 1 \quad (4)$$

em que Y_i é o produto i , X_j é o insumo j e u_i e v_j são os respectivos pesos. Para obter os pesos, é feita a otimização matemática com restrições, ambos são maiores que zero e o modelo tem, por pressuposto básico, que nenhum E será maior do que um.

Como cada DMU possui um escore diferente, os resultados são eficientes quando o escore é igual a 1. As DMUs com escores menores que 1 são consideradas ineficientes. A partir disso, é possível montar uma curva de eficiência em que as DMUs que estiverem sobre a linha (fronteira) são consideradas eficientes e as que não estiverem sobre a linha são consideradas não eficientes.

Com os resultados apontados pelo DEA, cada DMU pode traçar metas para chegar a resultados eficientes como, por exemplo, minimizar o uso de recursos, dado o nível de produção, ou maximizar os resultados, dados os níveis de insumos utilizados.

O modelo com Retornos Variáveis de Escala (BCC) pressupõe a existência de retornos crescentes e decrescentes de escala. O modelo com retornos variáveis de escala tem as DMUs eficientes em nível abaixo ou igual aos do modelo com retornos constantes de escala. Só haverá igualdade quando uma curva interseccionar a outra. Em geral, o modelo BCC tem mais DMUs eficientes do que o CCR e o uso combinado dos dois modelos possibilita fazer uma decomposição da ineficiência em duas fontes de ineficiência, técnica e de escala.

A principal crítica que é feita em relação ao método DEA (não paramétrico) é que ele define a fronteira a partir dos próprios dados, com o que as medidas de eficiência derivadas refletem a eficiência relativa de cada unidade avaliada em relação às outras unidades que fazem parte daquela amostra particular. Assim, *outliers* nos dados podem alterar o formato da fronteira e distorcer os escores de eficiência. Além disso, como os resultados são relativos, não podem ser comparados ao longo do tempo.

3.2. Segundo estágio

O método para o segundo estágio foi desenvolvido por Simar e Wilson (2007). O modelo, basicamente, utiliza um modelo de regressão para dados truncados³ repetido L vezes, com *bootstrap*. Essa medida visa eliminar possíveis vieses da estimação. Os resultados apresentados neste artigo foram encontrados com base em 5000 repetições (HAIR et al., 2011).

O segundo estágio consiste nos escores do DEA regredidos contra variáveis não discricionárias para entender em que sentido essas variáveis afetam o escore e, com os controles

³ Uma extensão do método Probit para dados que possuem truncagem à direita, à esquerda ou nos dois lados.

adicionados, perceber quais são as DMU's realmente eficientes. Variáveis não discricionárias são variáveis que não podem ser mudadas, pelo menos no curto prazo, pelos gestores.

3.3. Dados

Os dados foram obtidos a partir do Censo Escolar, da ANA e do Atlas do Índice de Desenvolvimento Humano. O Censo Escolar possui informações desde 1995 e nele constam diversos dados sobre a situação da escola e sua estrutura de turmas e professores e seus dados socioeconômicos.

A Avaliação Nacional de Alfabetização é uma avaliação externa que objetiva aferir os níveis de alfabetização e letramento em Língua Portuguesa (leitura e escrita) e Matemática dos estudantes do 3º ano do Ensino Fundamental das escolas públicas. As provas aplicadas aos alunos fornecem três resultados: desempenho em leitura, desempenho em matemática e desempenho em escrita. A ANA foi realizada pela primeira vez em 2014 pelo INEP (em 2013 foi realizado um projeto piloto, porém os dados não estão disponíveis), sendo censitária para os alunos do terceiro ano. Para escolas multisseriadas⁴, a prova é aplicada apenas para uma amostra de alunos. Além dos testes de desempenho, a avaliação apresenta em sua primeira edição as seguintes informações contextuais: Indicador de Nível Socioeconômico (a nível escolar, calculado a partir de questionários para alunos em alguns testes a nível nacional, como a própria ANA) e Indicador de Formação Docente da escola.

O Atlas do Índice de Desenvolvimento Humano para a população do país é divulgado a cada 10 anos com base no Censo Demográfico e é um esforço conjunto de três instituições: Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada e Fundação João Pinheiro. Ele possui cerca de 200 variáveis diferentes que sintetizam os resultados do Censo. O Atlas está disponível em três edições diferentes (dos Censos de 1990, 2000 e 2010). Dele serão extraídas informações para o segundo estágio do método utilizado neste artigo.

A Tabela 1 apresenta a descrição das variáveis que serão utilizadas com algumas de suas estatísticas descritivas. Note que tal tabela está dividida em três partes, a saber: a primeira é referente aos insumos, a segunda se refere aos produtos e, por fim, a terceira, com as variáveis não discricionárias ou ambientais, refere-se ao segundo estágio.

É possível perceber que a grande maioria das escolas possui sala dos professores e biblioteca e está, majoritariamente, em perímetro urbano e no interior do estado. O número de computadores médio por escola é de 28. Pelo menos uma escola possui apenas 4 computadores e outra 152. O número médio de funcionários é de aproximadamente 48, porém pelo menos uma escola possui apenas 5 e outra 160. Essas amplitudes, conjuntamente com os desvios-padrão, mostram que existe grande heterogeneidade entre as escolas em relação aos seus insumos.

O mesmo não é observado para os produtos, com exceção do número de alunos, os resultados observados para os testes de matemática e língua portuguesa (objetivo e dissertativo) apresentam pouca variação entre as escolas, demonstrando uma homogeneização dos produtos. A média da prova de língua portuguesa objetiva é de 537,79 pontos, sendo que esse valor varia entre 406,44 e 643,39. A prova que envolve questões dissertativas de língua portuguesa possui a menor média: 532,19. Nesta prova, as notas variam entre 401,69 e 621,95. A maior média, por sua vez, está na prova de matemática, com 540,83 pontos. Esta prova possui, também, a maior nota, 668,06 pontos. Dentre as notas baixas, ela está entre o mínimo de língua portuguesa dissertativa e o mínimo de língua portuguesa objetiva, com nota mínima igual a 402,69.

A maior parte dos municípios onde as escolas se situam têm nível socioeconômico considerado médio-alto ou alto (totalizando 87,34% nesses dois grupos), não existindo nenhum considerado baixo ou muito baixo. O IDH-M (Índice de Desenvolvimento Humano por Município) tem valor médio de 0,73, um máximo de 0,805 e um mínimo de 0,587. O índice de Gini médio é de 0,49, tem um mínimo de 0,29 e um máximo de 0,68. A média das variáveis socioeconômicas é ponderada pelo número de escolas na cidade.

⁴ A ANA, no entanto, não informa quais são as escolas multisseriadas.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise

Variável	Descrição	Média	Desvio-Padrão	Mín	Máx	Fonte
Insumos						
SALA_PROFESSOR	1 – Possui sala de professores 0 – Caso contrário	96,02% 3,98%	0,19536	0	1	CENSO ESCOLAR
LAB_CIÊNCIAS	1 – Possui laboratório de ciências 0 – Caso contrário	57,85% 42,15%	0,49401	0	1	CENSO ESCOLAR
BIBLIOTECA	1 – Possui biblioteca 0 – Caso contrário	94,76% 5,24%	0,22282	0	1	CENSO ESCOLAR
Nº PCs	Número de computadores disponíveis na escola	28,08	15,136	4	152	CENSO ESCOLAR
Nº FUNCIONÁRIOS	Número de funcionários da escola	47,8	25,429	5	160	CENSO ESCOLAR
Produtos						
Nº ALUNOS	Número de alunos da escola	33,57	19,9	10	168	CENSO ESCOLAR
MÉDIA_LPO	Média na prova objetiva de língua portuguesa	537,79	39,872	406,44	643,39	ANA
MÉDIA_LPD	Média na prova dissertativa de língua portuguesa	532,19	36,704	401,69	621,95	ANA
MÉDIA_MT	Média na prova de matemática	540,83	45,244	402,29	668,06	ANA
Não discricionárias						
SOCIOECONÔMICO	Nível socioeconômico da escola					
	Médio-Baixo ⁵	0,49%				
	Médio	11,28%	0,67530	10	14	ANA
	Médio-Alto	52,82%				
	Alto	34,52%				
LOCALIZAÇÃO	Muito Alto	0,89%				
	1 – Zona Urbana	91,97%	0,27191	0	1	ANA
ÁREA	0 – Zona Rural	8,03%				
	1 – Capital	8,57%	0,28010	0	1	ANA
E_ESTUDOS18	0 – Interior	91,43%				
	Expectativa de anos de estudo aos 18 anos	10,11	0,60257	7,95	12,11	ATLAS IDH-M
GINI	Índice de desigualdade	0,49	0,05894	0,29	0,68	ATLAS IDH-M
IDH-M	Índice de Desenvolvimento Humano por Município	0,73	0,04165	0,587	0,805	ATLAS IDH-M

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da ANA e do Censo Escolar 2014 e do Atlas do IBGE do Censo de 2010.

⁵ Nenhuma escola é considerada de nível socioeconômico Baixo ou Muito Baixo.

Embora haja uma diferença temporal entre as informações de insumos e produtos das escolas, que são de 2014, e de IDH-M, índice de Gini e expectativa de anos de estudo, que são de 2010, acredita-se que os resultados não teriam sido muito diferentes caso as informações fossem contemporâneas. Primeiro porque os valores dessas três últimas variáveis não costumam variar muito ao longo do tempo e, segundo, porque essas variáveis foram usadas apenas no segundo estágio da análise.

4. Resultados

Após estimar o DEA robusto (100 estimações através do método *bootstrap*), é estimada uma regressão truncada no segundo estágio, que consiste em testar como as variáveis ambientais afetam o nível de eficiência gerado pelo método DEA. Os resultados, estimados pelo método de Simar e Wilson (2007), com 5000 repetições para o *bootstrap*, como sugerido por Hair et al., (2011), estão na Tabela 2.

A variável área, que se refere à capital ou ao interior, é significativa ao nível de 1%. Ela indica que estar no interior reduz as chances de a escola estar entre as mais eficientes. A variável localização, também significativa ao nível de 1%, e também binária (assume 1 em caso de estar na zona urbana), mostra que escolas localizadas na zona urbana possuem menor probabilidade de estarem entre as escolas mais eficientes.

Ainda sobre a Tabela 2, o índice de Gini, com coeficiente positivo e significativo, ainda que a 5%, mostra que quanto mais desigual a cidade onde a escola se situa, maior a probabilidade de a escola ser ineficiente. O resultado que deve ser salientado é sobre o IDH-M. O coeficiente, significativo a 5%, mostra que quanto maior o índice de desenvolvimento do município em que a escola está situada, maior a probabilidade de ela estar entre as ineficientes. Isso significa dizer que se esperaria mais das escolas desse contexto socioeconômico. Dito de outra maneira, não faz diferença a escola estar em situação de baixo ou alto índice de desenvolvimento.

Tabela 2 – Influência das variáveis ambientais sobre a eficiência

Variável	Coefficiente	Desvio-Padrão	Z
CONSTANTE	-6,7926**	2,983	-2,28
ÁREA	-1,6073*	0,369	-4,35
LOCALIZAÇÃO	2,0413*	0,531	3,84
NSE ⁽¹⁾ MÉDIO	2,0946	2,282	0,92
NSE MÉDIO-ALTO	2,1034	2,282	0,92
NSE ALTO	1,1564	2,287	0,51
NSE MUITO ALTO	-1,2862	2,831	-0,45
E ⁽²⁾ _ESTUDOS18	-0,0396	0,131	-0,30
GINI	2,9383**	1,493	1,97
IDH-M ⁽³⁾	6,0036**	2,421	2,48
OBSERVAÇÕES	1011		
SIGMA	1,7237*	0,073	23,537

Nota: ⁽¹⁾ Nível Socioeconômico, ⁽²⁾ Expectativa de anos de estudo aos 18 anos, ⁽³⁾ Índice de Desenvolvimento Humano Municipal. *Significante a 1%. **Significante a 5%.

Fonte: Elaboração dos autores.

A Tabela 3 mostra a quantidade de escolas por intervalo do modelo DEA, corrigido o viés amostral e controlado pelas variáveis não discricionárias e de ambiente. A escala de eficiência foi gerada a partir dos resultados, porém o nível de eficiência foi decidido arbitrariamente. Nenhuma escola possui escore igual a 1, pois a correção proposta por Simar e Wilson (2007) prevê que isso pode acontecer após ser feita a regressão contra as variáveis ambientais e não discricionárias.

Existe um grande número de escolas não eficientes e elas representam 75,97% da amostra total. As escolas eficientes ou quase eficientes representam apenas 24,03%. O nível de ineficiência intermediário concentra aproximadamente 79% das escolas. Como é usado o modelo orientado a produtos, ele mostra que as escolas podem melhorar significativamente seus resultados, mesmo mantendo a quantidade de insumos constante.

Para a Tabela 3, foi calculado o valor inverso do escore de eficiência inicial, logo os escores variam de 0 até 1, sendo valores muito próximos de 0 muito ineficientes e muito perto de 1 (ou igual a unidade) considerados eficientes.

Tabela 3 – Número de escolas por intervalo de eficiência

Intervalo	Eficiência	Nº de Escolas	Freq. Relativa
[0 - 0,25)	Ineficiente	189	18,7%
[0,25 - 0,5)	Quase-Ineficiente	579	57,27%
[0,5 - 0,75)	Quase-Eficiente	220	21,76%
[0,75-1]	Eficiente	23	2,27%
Total		1011	

Fonte: Elaboração própria.

Com base no segundo estágio do método, é possível analisar as características das escolas mais eficientes e das escolas menos eficientes (Tabela 4). A escola mais eficiente, por exemplo, tem resultados piores do que as escolas que estão em segundo e terceiro lugar, porém ela usa menos insumos, possui uma estrutura menor.

Das outras quatro escolas eficientes, é notável que apenas uma possui laboratório de ciências, todas possuem sala para professores e as notas variam bastante. A escola em terceiro lugar, por exemplo, possui notas de português objetiva e de matemática muito acima das demais eficientes, mas tem menos alunos e despense maior gasto com funcionários.

Em relação às cinco escolas menos eficientes, é possível notar que todas possuem computadores, laboratório de ciências e biblioteca. As cinco piores escolas possuem uma média de mais de 111 computadores disponíveis, cerca de 3,3 por aluno, e possuem entre 96 e 133 funcionários. Seus resultados não chegam a 600 pontos em matemática, bem como em português, tanto na prova objetiva quanto na prova dissertativa. Além de altamente custosas, tais escolas não possuem resultados tão expressivos, levando sua eficiência para baixo.

Tabela 4 – Características das escolas por ranking de eficiência

Rank	Sala de professores	Lab. de Ciências	Biblioteca	Nº PCs	Nº Funcionários	Nº Alunos	Média LPO ⁽¹⁾	Média LPD ⁽²⁾	Média Mt ⁽³⁾
1º	1	0	0	15	12	26	502,92	547,45	517,45
2º	1	0	1	27	13	23	603,56	618,05	631,24
3º	1	1	1	8	31	19	643,39	593,08	644,59
4º	1	0	0	10	12	20	522,39	557,06	512,91
5º	1	0	1	15	14	25	586,24	573,92	582,08
50º	1	0	1	27	20	45	596,63	590,6	578,39
100º	1	0	1	12	31	27	538,52	497,69	569,62
200º	1	1	1	13	50	26	558,99	556,69	584,34
300º	1	1	1	18	45	12	585,1	558,73	553,01
400º	1	0	1	19	41	25	539,99	515,96	548,35
500º	1	1	1	49	97	118	502,06	520	504,1
600º	1	1	1	24	73	59	510,44	514,92	513,65
700º	1	1	1	36	80	73	566,72	576,32	569,86
800º	1	1	1	35	54	37	555,39	562,02	582,04
900º	1	1	1	44	70	34	597,29	552,29	546,7
1000º	1	1	1	75	106	31	576,34	563,64	607,8
1007º	1	1	1	67	133	36	547,4	526,55	549,63
1008º	1	1	1	149	96	27	550,2	539,62	570,86
1009º	1	1	1	77	118	17	578,73	521,43	567,64
1010º	1	1	1	152	130	58	584,51	564,03	592,61
1011º	1	1	1	112	131	31	541,14	518,2	549,23

Nota: ⁽¹⁾ Média em Língua Portuguesa Objetiva, ⁽²⁾ Média em Língua Portuguesa Dissertativa, ⁽³⁾ Média em Matemática.

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 5 possui a média dos insumos e dos produtos por nível de eficiência. É possível perceber que quanto maior o nível médio de eficiência, menor a quantidade de computadores e funcionários, em média, nas escolas. Para a variável número de alunos (*output*), a relação é inversa. Os resultados apresentados para as escolas demonstram que, mesmo com uma estrutura menor e um maior número de alunos, é possível alcançar uma maior eficiência. Além disso, a quantidade de escolas com laboratório de ciências (*input*) tem relação inversa com o nível de eficiência.

Tabela 5 – Características das escolas por nível de eficiência (valores médios)

Escores	Sala de professores	Lab. de Ciências	Biblioteca	Nº PCs	Nº Funcionários	Nº Alunos	Média LPO ⁽¹⁾	Média LPD ⁽²⁾	Média Mt ⁽³⁾
Ineficientes	1	0,94	0,96	50,85	83,49	36,4	546,51	534,53	549,18
Quase ineficientes	0,98	0,66	0,97	27,2	48,05	33,91	536,93	531,67	540,76
Quase eficientes	0,92	0,28	0,95	17,97	31,17	36,6	539,43	532,43	539,5
Eficientes	0,95	0,21	0,82	14,87	23,43	41,82	528,74	529,59	529,12

Fonte: Elaboração própria.

As maiores médias de notas estão no grupo de ineficientes, porém esse grupo recebe maior quantidade de insumos, essa é uma explicação de por que eles são considerados ineficientes, além do efeito corrigido das variáveis ambientais e não discricionárias. Pode-se dizer que o fato de ter mais computadores e mais funcionários está se revertendo em melhor desempenho das escolas, porém em taxas decrescentes, levando-as a menor eficiência.

Cabe destaque que os resultados corroboram diversos resultados brasileiros que encontram maior eficiência em escolas situadas em municípios pequenos⁶, a saber: Savian e Bezerra (2013), Scarpin et al. (2012) e Wilbert e D'Abreu (2013). É possível perceber, quando estimado por grupos de eficiência, que as escolas mais eficientes possuem o menor número de computadores, de funcionários, de laboratórios de ciências e de biblioteca. As quase eficientes são as que possuem menor porcentagem de sala de professores e, depois das eficientes, são as que possuem menor média de número de computadores e funcionários.

5. Considerações finais

O presente artigo teve por interesse avaliar a eficiência técnica relativa de todas as escolas públicas de ensino básico do Rio Grande do Sul. Os resultados obtidos permitem constatar, primeiramente, a existência de diferenças significativas nos indicadores de eficiência entre as escolas. Relacionado a isso, os resultados mostraram que um subconjunto restrito das escolas, em torno de um quarto, formou o grupo de unidades eficientes ou quase eficientes.

As escolas mais eficientes tendem a ser relativamente menores em termos de estrutura. Comparando as cinco escolas mais eficientes com as cinco menos eficientes, as primeiras têm em média 22,6 alunos e as segundas 33,8. Além disso, as escolas mais eficientes têm menos computadores e funcionários, tanto em termos absolutos quanto em termos relativos: enquanto as cinco escolas mais eficientes possuem 0,6 computadores e 0,7 funcionários por aluno, as cinco menos eficientes possuem 3,3 computadores e 3,6 funcionários por aluno. Por outro lado, as cinco escolas mais eficientes obtiveram maiores pontuações (entre 2% e 7%) nas três provas: matemática, língua portuguesa objetiva e língua portuguesa dissertativa.

Em relação às variáveis externas às escolas, os resultados mostram que as unidades localizadas no interior (em relação à capital) e em zonas urbanas (em relação às zonas rurais), têm menores probabilidades de estar entre as unidades consideradas eficientes. Além disso, unidades escolares localizadas em municípios com alta desigualdade social, representada pelo índice de Gini, também tendem a ter menor probabilidade de estar entre as unidades eficientes.

Um resultado surpreendente foi o do IDH-M. Esperava-se que escolas localizadas em municípios com maior grau de desenvolvimento apresentassem maiores probabilidades de estar entre as eficientes. No entanto, foi encontrado o contrário. Considerando que o método compara as escolas, controlando pelos seus respectivos conjuntos de insumos e produtos e seus contextos socioeconômicos, uma explicação possível para esse resultado é que as escolas localizadas onde o IDH-M é relativamente maior deveriam mostrar melhores desempenhos do que estão mostrando. Dito de outra maneira, não há efeito de a escola estar localizada em municípios com baixo ou alto índice de desenvolvimento.

Como este é o primeiro estudo censitário com dados da ANA, os resultados se tornam importantes para o estado avaliar como pode melhorar o desempenho de seus alunos nos anos iniciais, base da educação e primeiro passo para melhorar o desempenho em outras avaliações nacionais e internacionais, como o PISA, a Prova Brasil e o ENEM. Assim, os resultados atestam a importância deste método para auxiliar na gestão dos recursos públicos. Ele oferece um panorama geral do uso dos recursos e ajuda a estabelecer prioridades de ação visando à melhoria da qualidade dos gastos públicos. O gestor público pode estabelecer as metas e monitorar os resultados das escolas relativamente menos eficientes. Além disso, pode realocar

⁶ Como aqui são utilizadas escolas, adaptamos o resultado para escolas.

recursos financeiros e humanos de unidades que apresentaram folgas para outras unidades com escassez desses recursos. Embora tenha sido aplicado para um único estado da Federação, o estudo pode facilmente ser replicado para outros estados, pois todas as informações usadas estão disponíveis para todas as Unidades da Federação.

Referências

- AGASISTI, T. The efficiency of Italian secondary schools and the potential role of competition: a data envelopment analysis using OECD-PISA2006 data. *Education Economics*, v. 21, n. 5, p. 520–544, 2013.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A.; COOPER, W. W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, v. 30, n. 9, p. 1078–1092, 1984.
- BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A.; VELOSO, F. A. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira com ênfase no capital humano-1992-2007. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 2, p. 91–113, 2010.
- BHAT, R.; VERMA, B. B.; REUBEN, E. Hospital efficiency: an empirical analysis of district hospitals and grant-in-aid hospitals in Gujarat. *Journal of Health Management*, v. 3, n. 2, p. 167–197, 2001.
- BRASIL. LEI No 9.394. Diretrizes e Bases da Educação Nacional, 1996.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429–444, 1978.
- DELGADO, V. M. S. Estudo sobre um ranking municipal de eficiência escolar em Minas Gerais. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 2, n. 1, 2008.
- DELGADO, V. M. S.; MACHADO, A. F. Eficiência das escolas públicas estaduais de Minas Gerais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 37, n. 3, 2007.
- DIEL, E. H.; DIEL, F. J.; SCHULZ, S. J.; CHIARELLO, T. C.; ROSA, F. S. DA. Desempenho de Municípios Brasileiros em Relação à Estratégia de Investimento Público em Educação. *Desenvolvimento em Questão*, v. 12, n. 26, p. 79–107, 2014.
- FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, v. 120, n. 3, p. 253–290, 1957.
- FRAGA, G. J.; BACHA, C. J. C. Abertura comercial, capital humano e crescimento econômico no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 43, n. 2, 2013.
- GONÇALVES, F. DE O.; FRANÇA, M. T. A. Eficiência na provisão de educação pública municipal: uma análise em três estágios dos municípios brasileiros. *Estudos Econômicos*, v. 43, n. 2, p. 271–299, 2013.
- GRAMANI, M. C. A desigualdade socioeconômica afeta mais municípios menos favorecidos? *Cadernos de Pesquisa*, v. 47, n. 164, p. 470–494, 2017.
- HAIR, J. F.; RINGLE, C. M.; SARSTEDT, M. PLS-SEM: Indeed a silver bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, v. 19, n. 2, p. 139–152, 2011.

- HU, Y.; ZHANG, Z.; LIANG, W. Efficiency of primary schools in Beijing, China: an evaluation by data envelopment analysis. *International Journal of Educational Management*, v. 23, n. 1, p. 34–50, 2009.
- LAU, L. J.; JAMISON, D. T.; LIU, S.-C.; RIVKIN, S. Education and economic growth: Some cross-sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 41, n. 1, p. 45–70, 1993.
- MACÊDO, F. F. R. R.; KLOEPPEL, N. R.; JÚNIOR, M. M. R.; SCARPIN, J. E. Análise da eficiência dos recursos públicos direcionados à educação: estudo nos municípios do estado do Paraná. *Administração Pública e Gestão Social*, v. 7, n. 2, p. 54–62, 2015.
- MANCIBON, M. J.; MOLINERO, C. M. Performance in primary schools. *Journal of the Operational Research Society*, p. 843–854, 2000.
- MARINHO, A. Estudo de eficiência em alguns hospitais públicos e privados com a geração de rankings. *Revista de Administração Pública*, v. 32, n. 6, 1998.
- MARLIN, B.; SOHN, H. Using DEA in conjunction with designs of experiments: an approach to assess simulated futures in the Afghan educational system. *Journal of Simulation*, v. 10, n. 4, p. 272–282, 2016.
- MIZALA, A.; ROMAGUERA, P.; FARREN, D. The technical efficiency of schools in Chile. *Applied Economics*, v. 34, n. 12, p. 1533–1552, 2002.
- RAY, S. C. Resource-use efficiency in public schools: A study of Connecticut data. *Management Science*, v. 37, n. 12, p. 1620–1628, 1991.
- ROSANO-PEÑA, C.; ALBUQUERQUE, P. H. M.; MARCIO, C. J. A eficiência dos gastos públicos em educação: evidências georreferenciadas nos municípios goianos. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 421–443, 2012.
- SAVIAN, M. P. G.; BEZERRA, F. M. Análise de eficiência dos gastos públicos com educação no ensino fundamental no estado do Paraná. *Economia & Região*, v. 1, n. 1, p. 26–47, 2013.
- SCARPIN, J. E.; MACÊDO, F. F. R. R.; STAROSKY FILHO, L.; JÚNIOR, M. M. R. Análise da eficiência dos recursos públicos direcionados à educação: estudo nos municípios do estado de Santa Catarina. *Gestão Pública: Práticas e Desafios*, v. 3, n. 6, p. 27–48, 2012.
- SILVA, J. L. M.; ALMEIDA, J. C. L. Eficiência no gasto público com educação: uma análise dos municípios do Rio Grande do Norte. *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 39, p. 219–242, 2012.
- SIMAR, L.; WILSON, P. W. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, v. 136, n. 1, p. 31–64, 2007.
- SUTHERLAND, D.; PRICE, R.; GONAND, F. *Improving public spending efficiency in primary and secondary education*. Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD), 2007.
- TROMPIEIRI NETO, N.; COSTA, L. O.; MEDEIROS, C. N.; KENNEDY, F. Análise Da Eficiência das escolas estaduais Cearenses. Instituto De Pesquisa E Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), Fortaleza, 2014. (Textos para Discussão, n. 108)

- WANKE, P.; BLACKBURN, V.; BARROS, C. P. Cost and learning efficiency drivers in Australian schools: a two-stage network DEA approach. *Applied Economics*, v. 48, n. 38, p. 3577–3604, 2016.
- WILBERT, M. D.; D'ABREU, E. C. C. F. Eficiência dos gastos públicos na educação: análise dos municípios do estado de Alagoas. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, v. 6, n. 3, p. 348–372, 2013.

**CRESCIMENTO DA PRODUTIVIDADE DOS MUNICÍPIOS NORDESTINOS E A
QUESTÃO ESPACIAL: A HIPÓTESE DOS FATORES ESPACIAIS COMUNS*¹**

Rodrigo Volmir Anderle

Doutorando em Economia Aplicada no Programa de Pós-Graduação (PPGE) da Universidade Federal da Bahia (UFBA); Bolsista FAPESB; Mestre em Economia Regional pelo PPGECON-UFPE/CAA
E-mail: rodrigoanderle@yahoo.com.br

André Matos Magalhães

Professor do Departamento de Economia da UFPE
E-mail: magalhs@gmail.com

Roberta de Moraes Rocha

Coordenadora do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE-CAA (PPGECON);
Professora Associada do Curso de Economia do Centro Acadêmico do Agreste (CAA) da
Universidade Federal de Pernambuco (UFPE); Doutora em Economia pelo PIMES-UFPE
E-mail: roberta_rocha_pe@yahoo.com.br

RESUMO: O presente estudo teve como objetivo principal testar a hipótese de convergência da produtividade entre os municípios nordestinos, considerando o seu transbordamento espacial e a dependência dos fatores de produção na vizinhança. Adota-se a mesma estratégia empírica de Lall e Shalizi (2003), considerando, com base nos Censos Demográficos (1991, 2000 e 2010), tanto o setor formal quanto o informal. Os resultados apontam para um efeito positivo da dependência espacial entre o crescimento da produtividade: municípios são beneficiados pelo crescimento da produtividade dos seus vizinhos. Adicionalmente, a estimação do modelo econométrico Durbin-Espacial confirma a hipótese dos fatores comuns: municípios vizinhos concorrem por fatores de produção devido à sua escassez na região.

Palavras-Chave: Crescimento; Convergência; Dependência Espacial; Fatores Espaciais Comuns.

Classificação JEL: R11; O47; C19.

***THE PRODUCTIVITY GROWTH OF BRAZILIAN NORTHEAST MUNICIPALITIES AND
THE SPATIAL ISSUE: THE COMMON SPATIAL FACTORS HYPOTHESIS***

ABSTRACT: This work has as main objective test the productivity convergence hypothesis among the northeast municipalities, taking account of his spatial spillover and the production factors dependence across their neighborhood. We applied the same strategy of Lall and Shalizi (2003), but we have also considered formal and informal sectors with Demographic Census data (1991, 2000, 2010). The results point out a positive effect between productivity growths: the neighborhood productivity growth benefited the municipality. In addition, the estimated Spatial Durbin econometric model confirms the common factors hypothesis: the neighborhood competing with the municipality for the production factors due their scarcity in the region.

Keywords: Growth; Convergence; Spatial Dependence; Spatial Common Factors.

JEL Codes: R11; O47; C19.

¹ Este artigo é resultado de dissertação de mestrado defendida no PPGECON-UFPE/CAA, o qual foi cursado com bolsa CAPES. Sem tal apoio, o mesmo não seria viável.

1. Introdução

Seria o crescimento econômico um fenômeno do tipo ilha ou haveria um efeito de transbordamento para regiões vizinhas? Sendo a segunda possibilidade observada, esta atuaria no sentido de reduzir as desigualdades de renda e produtividade, validando assim a lógica de convergência dos modelos neoclássicos. Ou conduziria para o aumento da concentração nas regiões mais desenvolvidas? Essa discussão, que foi iniciada por Solow (1956) e testada por Baumol (1986), pretendia definir um comportamento natural (de convergência) ou de seleção entre economias (clubes de convergência). A partir do estudo de Krugman (1991), um fato novo foi adicionado à discussão: pela primeira vez admitiam-se retornos crescentes em uma região. Passou-se a admitir, pelo menos, que uma economia suficientemente próxima de outra deveria obter ganhos em seu crescimento, dada a quase ausência de custos de transporte, possibilitando a obtenção de economias *marshallianas* (de escala) ou de aglomeração (diversificação).

No Brasil, os diferentes padrões e níveis de crescimento são objetos de estudo de diversas áreas. No âmbito da economia, Magalhães, Hewings e Azzoni (2005) destacam que havia uma forte dependência espacial no crescimento dos estados brasileiros entre 1970 e 1995. Neste sentido, os estados da Região Nordeste formariam um grupo (ou clube) separado dos estados mais dinâmicos, capitaneados por São Paulo. Silveira Neto e Azzoni (2014) destacam os efeitos positivos de uma política federal “pró-pobre” na região, resultando numa redução da disparidade com as outras regiões do país. Os autores destacam que as décadas de 1990-2000 e de 2000-2010 tiveram duas dinâmicas distintas. Lall e Shalizi (2003) haviam investigado o crescimento dos municípios da Região Nordeste, entre 1985 e 1997, utilizando o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992). Os autores verificaram ainda a convergência da produtividade dos municípios, considerando sua dependência espacial. O estudo identificou uma dependência espacial de efeito negativo, destacando que haveria “externalidades negativas advindas dos ganhos de produtividades dos vizinhos”² (LALL; SHALIZI, 2003, p. 663). Portanto, segundo o estudo, um município nordestino sofreria um impacto inverso ao da taxa de crescimento dos seus vizinhos. Esse resultado contrapõe o esperado, dado pelas economias de aglomeração e externalidades *marshallianas*. Os autores, cientes dessa contradição, sugeriram como hipótese que o baixo nível de desenvolvimento local – como de mercados e a pouca disponibilidade de fatores de produção – faria com que esse efeito espacial fosse inverso. Apesar da importância das contribuições de Lall e Shalizi (2003) para um melhor entendimento do crescimento econômico dos municípios nordestinos, questiona-se a utilização de uma base de dados de trabalho formal³ e a escolha de um período de turbulência institucional⁴. No que diz respeito ao primeiro aspecto, apesar da queda da informalidade experimentada a partir da década de 1990, ela ainda é muito elevada, podendo chegar a cerca de 40% da força de trabalho, na Região Nordeste (BARBOSA FILHO, 2012). Já o aspecto institucional ganha importância por causa das quatro trocas de moedas⁵, além da constituinte; todos os fatos acontecidos no mesmo período de análise.

Dadas essas limitações e considerando a importância do estudo de Lall e Shalizi (2003), este trabalho, a partir dos dados do Censo Demográfico do IBGE dos anos de 1991, 2000, e 2010, traz novas evidências da convergência de produtividade para os municípios da Região Nordeste, considerando tanto o setor formal quanto o informal. Objetiva-se verificar a hipótese de convergência da produtividade entre os municípios nordestinos, considerando o seu transbordamento espacial e a disponibilidade de fatores da vizinhança. Para tanto, adotaram-se os seguintes objetivos específicos: i. testar a hipótese de convergência da produtividade; ii. testar a hipótese de dependência espacial do crescimento da produtividade; iii. especificar o modelo para tratamento espacial; e iv. testar a hipótese dos fatores espaciais comuns.

² Tradução dos autores.

³ Foram utilizadas informações da RAIS.

⁴ De 1985 a 1997.

⁵ Inicialmente, o Cruzeiro, passando a Cruzeiro Real em 1993 que coexistiu com a Unidade Real de Valor (URV), tornando-se o Real, em 1994.

Além da utilização de um período maior, de 1991 a 2010, também foram estimados modelos para os períodos intermediários, de 1991 a 2000 e de 2000 a 2010. A validação dos resultados de convergência, de efeito espacial e mesmo os sinais das variáveis de controle, são compreendidos como um sinal de robustez. Uma vez que a década de 1990 apresentou uma dinâmica diferente da vivenciada em 2000, a manutenção dos sinais representaria um comportamento de tendência (“natural”), contrapondo fenômenos de curto prazo⁶.

Também foi realizada uma metodologia complementar para o tratamento do efeito espacial, na qual se testa a hipótese da baixa disponibilidade de fatores, sugerida por Lall e Shalizi (2003). Ao mesmo tempo, essa metodologia alternativa consegue captar o efeito positivo das taxas de crescimento da vizinhança, confirmando os ganhos de aglomeração e as economias *marshallianas*.

Pretende-se, na segunda seção, apresentar uma breve discussão da literatura e das evidências empíricas para a convergência e sua dependência espacial. Em seguida, são apresentados os dados e o modelo empírico utilizado que são aplicados e discutidos na seção posterior. Ainda na quinta seção, é apresentada a hipótese dos fatores comuns, bem como a aplicação do modelo alternativo para dependência espacial e, por fim, são elencadas as considerações finais.

2. Revisão de literatura e evidências empíricas

A ideia base dos modelos de convergência de crescimento, que teve como precursor Solow (1956), está integrada ao conceito de livre mobilidade de capital dos modelos neoclássicos. Uma vez que as economias apresentam retornos decrescentes de escala, os capitais tendem a migrar para as regiões onde os mesmos retornos decrescentes estariam mais distantes do seu ponto de estagnação. Com isso, regiões de menor produtividade teriam taxas de crescimento maiores do que aquelas mais produtivas, apresentando, portanto, um comportamento de convergência entre a produtividade das regiões.

2.1. Modelos de crescimento econômico

A partir das contribuições pioneiras do modelo de crescimento econômico de Solow (1956) no campo teórico, houve uma difusão empírica da análise em torno do teste da convergência de renda/produtividade⁷ em diversos países e diferentes contextos econômicos. Destaca-se o estudo seminal de Baumol (1986) que identificou o sinal de convergência de produtividade em um conjunto de 16 países industrializados, entre 1870 e 1970. A escolha desses países foi a base da crítica de De Long (1988), o qual demonstrou a não sustentação da convergência, quando ampliada a amostra para 22 países, incluindo, por exemplo: Chile, Argentina, Espanha, Portugal e Brasil. Assim, o autor destaca que a identificação feita por Baumol (1986) tratava-se, na verdade, de uma seleção *ex-post* de países que eram “ricos e de desenvolvimento bem sucedido”⁸. Ressalta-se, porém, que o teste de convergência realizado por Baumol (1986) e De Long (1988) considerou apenas a convergência absoluta sem variáveis de controle. Por outro lado, Barro e Sala-i-Martin (1990) apresentaram novas evidências de convergência de renda/produtividade para os estados americanos ao considerarem um longo período de tempo, do ano de 1840 ao de 1963, e controlarem as características produtivas desses estados. Os autores obtêm indicações de que os estados norte-americanos têm diferentes níveis de estado estacionário e, quando incorporam no modelo controles que captam a heterogeneidade dos estados, os resultados corroboram a hipótese de convergência condicionada.

⁶ Para ilustrar: Vergolino et al. (2008) destacam que durante a década de 1990 houve um movimento de concentração de investimentos. Por outro lado, Silveira Neto e Azzoni (2014) destacam que, na década de 2000, o crescimento foi mais disperso, em busca dos ganhos obtidos através das políticas de redistribuição de renda.

⁷ Por se tratar de um modelo neoclássico, considera-se renda do trabalho e produtividade como sinônimos.

⁸ Tradução dos autores.

Barro e Sala-i-Martin (1991), ao atentarem para economias abertas, identificaram uma maior velocidade de convergência, comparativamente ao modelo com economias fechadas. Mankiw, Romer e Weil (1992) utilizaram uma amostra de até 98 países⁹, entre 1960 e 1985, com um modelo de Solow aumentado para acumulação de capital, tanto humano quanto físico, adaptando o modelo para os diferentes padrões de vida e que esses padrões convergissem, tal como a produtividade. Conforme Galor (1996), esses trabalhos, em conjunto com o de Barro e Sala-i-Martin (1995), buscam explicar a hipótese da convergência de renda através do condicionamento às heterogeneidades. Tal hipótese rivaliza com a da convergência absoluta e a de clubes, na explicação do por que economias em desenvolvimento crescem mais rápido do que as desenvolvidas.

Outros trabalhos também testaram a hipótese de convergência entre diferentes economias, como em Islam (1995) e Barro (1996). Já Caselli, Esquível e Lefort (1996) focaram nos problemas de especificação do modelo estimado, destacando como os principais: o tratamento incorreto de efeitos específicos em relação à tecnologia, ou aos gostos (cultura), ocasionando viés; e a constatação de que em uma série de variáveis de controle seria esperado que ocorresse endogeneidade. A solução dos problemas proposta pelos autores foi um painel de dados, estimado via Método dos Momentos Generalizados (GMM).

Destacando alguns estudos sobre o Brasil, Ferreira e Ellery (1996) verificaram a velocidade de convergência dos estados brasileiros, utilizando a metodologia de Barro e Sala-i-Martin (1991), para o período entre 1970 e 1990. Ao comparar os resultados aos dos estados estadunidenses, os autores constataram uma taxa de convergência mais lenta. Alves et al. (2001), ao analisarem a escala municipal, verificaram que não haveria convergência dos municípios brasileiros, entre 1985 e 1991, mas sim oito, ou nove, clubes de convergência que foram compostos através de uma análise multivariada, considerando variáveis econômicas e sociais. Ao analisarem os municípios do estado de Minas Gerais, Santos et al. (2012) identificaram três clubes de convergência, entre 1985 e 2000, utilizando um método *threshold*. Dentre os três clubes, apenas os dois extremos apresentavam convergência. Os autores ainda destacaram a baixa significância da variável capital humano na estimação. Esses resultados demonstram alguma contradição com a hipótese de convergência dos modelos de crescimento.

Um indicativo do comportamento de convergência da produtividade entre os municípios¹⁰ nordestinos pode ser dado pela relação entre a taxa de crescimento da produtividade e do PIB *per capita*, do ano base. A Figura 1 apresenta as curvas de tendência traçadas a partir dos pontos que representam as taxas de crescimento do PIB para os três períodos em análise (de 1991 a 2000, de 2000 a 2010 e de 1991 a 2010), em relação ao PIB *per capita* dos seus respectivos anos iniciais. Ambas as variáveis estão em logaritmo de modo que a inclinação¹¹ da reta informa a velocidade de convergência¹². É interessante notar que o período entre 2000 e 2010 tem a curva de menor inclinação.

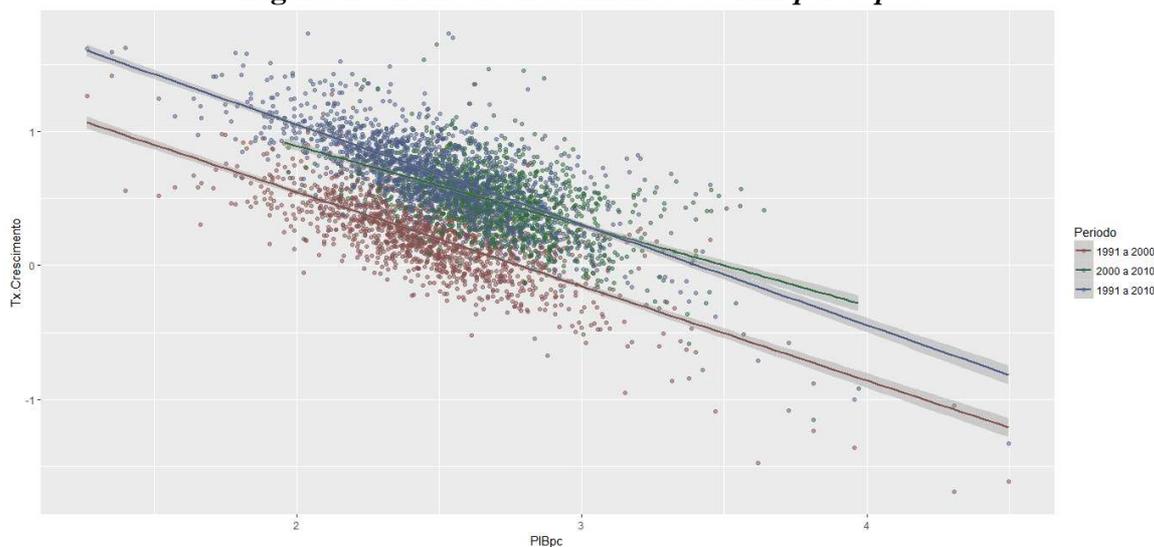
⁹ No trabalho, os autores consideraram três amostras de países: a mais ampla contava com 98 países, a segunda contava com 75 países e a terceira com 22 países da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico), com população maior do que um milhão de pessoas, em 1960.

¹⁰ Dada a emancipação ou extinção de municípios, utilizou-se a técnica aplicada por Reis et al. (2011) para tratar os municípios como Áreas Mínimas de Comparação. Assim, sempre que forem mencionados municípios, tenha-se em mente que se tratam destas AMC.

¹¹ As curvas foram traçadas a partir de uma regressão linear entre a taxa de crescimento do PIB *per capita* e o próprio PIB *per capita*, em termos logarítmicos.

¹² Neste caso, seria uma convergência absoluta ao estilo de Solow (1956).

Figura 1 – Taxa de crescimento v.s. PIB per capita



Fonte: Elaboração própria.

A partir dos trabalhos de Quah (1993; 1997), passou-se a questionar a metodologia utilizada para auferir os sinais de convergência, que seriam baseados em muitos pressupostos. Trabalhos que utilizaram a metodologia alternativa de Quah passaram a identificar clubes de convergência com maior frequência e voltaram a lançar questionamentos sobre a omissão de variáveis importantes. Uma exceção seria Evans (1996) que, ao analisar um grupo de 30 países, entre 1870 e 1989, destacou que haveria mais evidências para uma trajetória com a mesma tendência e que os resultados não confirmavam as teorias de crescimento endógeno. No Brasil, Gondim et al. (2007) identificaram clubes de convergência entre 1970 e 2000, destacando a importância das variáveis de localização geográfica e escolaridade como principais determinantes. Utilizando uma amostra só de municípios brasileiros, Andrade et al. (2004) verificaram apenas a existência de clubes de convergência, entre 1970 e 1996.

2.2. A questão da geografia

Na busca por outras explicações para as diferenças de crescimento, Gallup, Sachs e Mellinger (1999) estudaram como a geografia as afetaria. Para os autores, localização e clima seriam algumas das vantagens para regiões desenvolvidas. A questão geográfica também foi discutida por Sala-i-Martin (1996), que tratou sobre crescimento regional nos Estados Unidos. Rey e Montouri (1998) verificaram a dependência espacial no crescimento dos estados americanos deixando claro que essa variável havia sido uma omissão importante até então. Para Bloom, Canning e Sevilla (2002), o estado estacionário variaria de acordo com a geografia e as instituições dos países, mas convergiria através de uma lenta difusão tecnológica. Segundo Ertur, Le Gallo e Baumont (2006), essa difusão tecnológica é ocasionada por *spillovers* espaciais positivos. Os autores analisaram 138 regiões da Europa, entre 1980 e 1995, utilizando ferramentas de econometria espacial¹³. Esse ferramental também foi utilizado por Arbia e Piras (2005) e Ertur e Koch (2007).

Perobelli et al. (2003), ao considerarem essa heterogeneidade espacial, não encontraram convergência dos municípios mineiros, entre 1975 e 2003, só identificando-a entre 1996 e 2003. Por sua vez, Lall e Shalizi (2003), tendo como objeto os municípios nordestinos, realizaram a análise de convergência, utilizando dados de 1987 a 1995. Nessa análise, o efeito da dependência espacial encontrado era negativo, indicando que o crescimento de uma economia “competia” com o da sua vizinha. Monasterio e Ávila (2004) realizaram estudo semelhante no Rio Grande do Sul, entretanto,

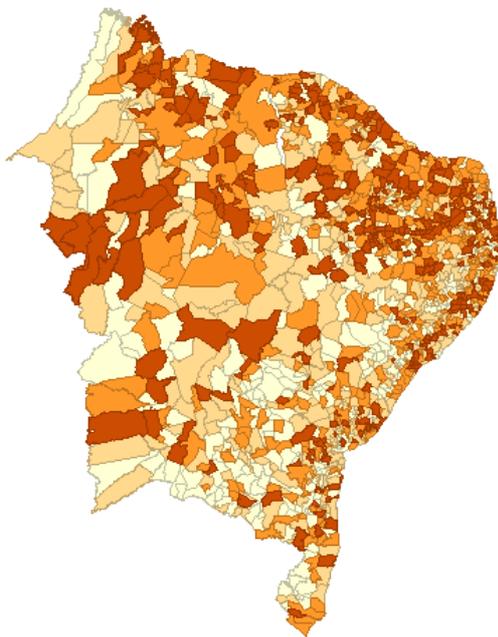
¹³ Na próxima seção, será feita uma abordagem geral sobre econometria espacial.

para um período maior, de 1939 a 2001. Nesse estudo, o efeito espacial foi positivo, indicando uma interpretação contrária àquela sobre os municípios nordestinos.

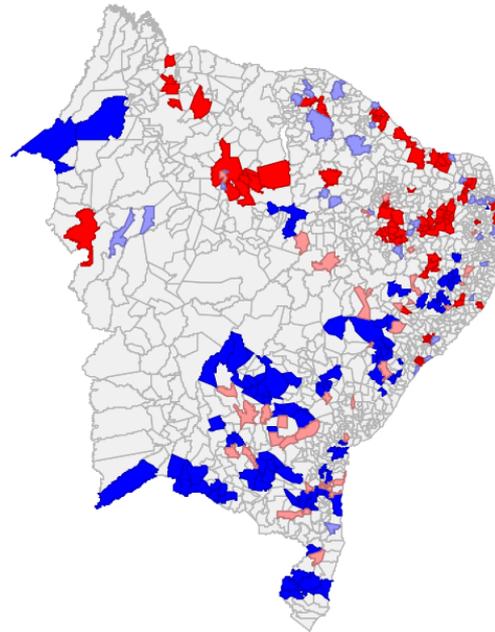
Levando-se em conta essa questão espacial no crescimento da produtividade, a Figura 2 apresenta dois mapas: o primeiro (Figura 2-a) traz em tons mais escuros os municípios de maiores taxas, no período entre 1991 e 2010. Seu objetivo é demonstrar a intuição de que a taxa de crescimento de um município é influenciada e influi na dos seus vizinhos. O segundo mapa (Figura 2-b) pretende demonstrar que há significância estatística nessa intuição, marcando em vermelho-escuro os *clusters* de alto crescimento e em azul-escuro, os de baixo. Os tons opacos representam *outliers* de alto e de baixo crescimento¹⁴.

Figura 2

a) Maiores taxas de crescimento da produtividade das AMC's de 1991 a 2010



b) Mapa LISA de clusters espaciais de produtividade, por AMC's de 1991 a 2010



Fonte: Elaboração própria.

Assim, tem-se uma intuição do comportamento de convergência entre os municípios (dado pela Figura 1) e, além disso, que a taxa de crescimento da produtividade sofre influência de um fator espacial, embora ainda não seja possível determinar se seu efeito é positivo ou não. Mais uma vez recorrendo à intuição teórica dada pelas economias *marshallianas*, de aglomeração e de custos de transportes (KRUGMAN, 1991), a vizinhança deveria gerar um efeito positivo nas taxas de crescimento, justamente por propiciar maiores economias de escala, bem como uma maior mobilidade de capital. Resende et al. (2013) destacaram, ao analisar diferentes escalas espaciais no Brasil, entre 1970 e 2000, que os coeficientes dos *spillovers* espaciais podem variar em função dessas escalas¹⁵. Os autores ressaltaram que só não foi possível identificar significância estatística na escala estadual.

Dadas essas evidências empíricas, a análise a seguir é realizada para os municípios nordestinos, considerando o período do ano de 1991 ao ano de 2010, a qual objetiva testar a hipótese de convergência da produtividade, considerando seu transbordamento espacial, tal como Lall e

¹⁴ Este segundo mapa foi produzido a partir do *software* GeoDa (versão 1.6.2), desenvolvido por Luc Anselin.

¹⁵ Guimarães e Almeida (2017) realizaram estudo semelhante, porém com foco nas diferenças do parâmetro de convergência, para os anos de 1999 a 2005.

Shalizi (2003), porém expandindo a análise para a dependência espacial dos fatores produtivos da vizinhança.

3. Modelo empírico

Uma vez que se objetiva analisar o crescimento da produtividade das Áreas Mínimas Comparáveis da Região Nordeste brasileira, o modelo utilizado seguiu a literatura tradicional, com base nos modelos teóricos de Solow (1956) e a expansão apresentada por Mankiw, Romer e Weil (1992). Assim, são consideradas no modelo as heterogeneidades dos municípios causadas pelas diferenças de qualificação da mão de obra, urbanização, tamanho da população, estrutura produtiva e grau de desigualdade. Para tratar das heterogeneidades dos municípios causadas pela questão espacial e a sua relação com as taxas de crescimento de produtividade, este estudo replicou a estratégia adotada por Lall e Shalizi (2003), porém tomando o cuidado de utilizar um período econômico de maior estabilidade institucional e uma fonte de dados que considerasse o trabalho informal.

Portanto, foram utilizadas variáveis de controle análogas às de Lall e Shalizi (2003), tais como: proporção de trabalhadores com ensino médio completo, de analfabetos, de trabalhadores no setor industrial, percentual de moradores urbanos e população total. Além dessas variáveis, foram adicionados os controles para trabalhadores empregados no setor de serviços e o coeficiente de Gini dos municípios¹⁶. Para tanto, foram utilizados dados de Censo, no qual há registro de trabalho tanto formal quanto informal.

Ao constatar que a vizinhança do município também afeta o crescimento da produtividade local, verifica-se um viés na estimação que não faz este tratamento. Deste modo, será necessário o devido tratamento dessa heterogeneidade espacial. O teste de identificação da dependência espacial e os modelos para o seu tratamento seguem a seguir:

Supondo um modelo simples de regressão por Mínimo Quadrado Ordinário (MQO):

$$y = X'\beta + \varepsilon \quad (1)$$

A estatística I de Moran pode ser aplicada nos resíduos desta regressão, tal que:

$$I = \frac{n}{s} \left[\frac{\hat{\varepsilon}'W\hat{\varepsilon}}{\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}} \right] \quad (2)$$

Em que $\hat{\varepsilon}$ é o vetor de resíduos da regressão estimada e W , a matriz de pesos espaciais, ou de vizinhança. n é o número de observações da amostra e s , um fator de padronização, igual à soma de todos os fatores da matriz W . Neste ponto, é possível construir um teste para hipótese nula da presença de independência espacial. Conforme Ywata e Albuquerque (2011), quando construída com os resíduos da regressão, a rejeição da hipótese nula implica evidências de autocorrelação espacial no modelo.

Ao detectar a presença de dependência espacial, Anselin (2009) sugere que ela pode ser inserida em um modelo de regressão linear de duas formas: como um regressor adicional na forma de uma variável dependente, defasada espacialmente (yW), ou na estrutura do erro ($E[\varepsilon_i\varepsilon_j] \neq 0$). Ainda segundo o autor, a forma de defasagem espacial (*spatial lag*) é mais apropriada quando o interesse é detectar a existência e a força das interações espaciais. Já a forma de dependência espacial, no termo de erro (*spatial error*), seria mais apropriada quando o interesse fosse a correção de possíveis vieses espaciais da amostra.

Apesar da argumentação de Anselin (2009), a escolha do modelo para tratamento do efeito espacial pode ser feita de forma objetiva com a utilização do teste de diagnóstico do Multiplicador de

¹⁶ Calculados por Área Mínima Comparável.

Lagrange. Testando os modelos de defasagem espacial que podem ser *Spatial Autorregressive Model* (SAR), *Spatial Error Model* (SEM) e a combinação dos dois *Spatial Autorregressive and Error Model* (SAC/SARAR), a escolha será feita pelo modelo que for significativo e apresentar maior valor para o multiplicador de Lagrange.

Conforme mencionado, o primeiro modelo citado, *SAR* ou *Spatial Lag*, verifica as interações espaciais através da variável dependente, defasada pela matriz de vizinhança. A expansão de um modelo simples de regressão, como em (1), ficaria:

$$y = Wy + X'\beta + \varepsilon \quad (3)$$

Enquanto no modelo *SEM* o tratamento da heterogeneidade espacial é feito no termo de erro, resultando em uma expansão diferente para a Equação (1):

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

$$y = X'\beta + W\varepsilon + u \quad (5)$$

A expansão da Equação (1) utilizando o modelo SAC/SARAR para tratamento espacial será a conjunção das Equações (3) e (5), tal que:

$$y = Wy + X'\beta + W\varepsilon + u \quad (6)$$

Existem ainda outros modelos e técnicas de estimação, como o modelo de Durbin Espacial¹⁷ ou a Regressão Ponderada Geograficamente (RPG)¹⁸. A estimação dos modelos sugeridos é feita via *maximum likelihood* (máxima verossimilhança), técnica que foi introduzida por Ord (1975) e que, conforme Anselin (2009), domina os métodos de estimação para tratamento espacial. Outros métodos que vêm sendo discutidos utilizam variáveis instrumentais¹⁹ ou Bayesianos.

4. Dados

O estudo é realizado para a Região Nordeste, utilizando os Censos demográficos do IBGE dos anos de 1991, 2000 e 2010. Devido ao surgimento e extinção de municípios, a análise só foi possível com a utilização de Áreas Mínimas Comparáveis, proposta por Reis et al. (2008).

Os dados monetários foram corrigidos com o índice de preços ao consumidor ampliado (IPCA), tomando como base os preços de setembro de 2010²⁰. Como variável *proxy* da produtividade do trabalhador, seguindo a literatura aqui citada, foi utilizada a renda recebida da ocupação principal²¹, agregando por município e calculando sua média *per capita* para cada município da Região Nordeste.

Como *proxy* para o grau de qualificação do trabalho, foram utilizadas as proporções de trabalhadores com ensino médio completo e de analfabetos. Para as aglomerações urbanas, foram utilizadas a proporção de habitantes no meio urbano do município e a sua população total (em logaritmo natural). Já a estrutura produtiva conta com a proporção de trabalhadores no setor industrial e de serviços, além do coeficiente de Gini, desta população ocupada de cada AMC.

¹⁷ Burridge (1980).

¹⁸ Neste caso, para a composição da matriz de vizinhança, ver Fotheringham, Brundson e Charlton (2002).

¹⁹ Como no trabalho de Lall e Shalizi (2003).

²⁰ O índice utilizado foi o IPCA, com correção disponível na calculadora cidadã do Banco Central. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br>>.

²¹ A opção pela ocupação principal é mais em função da disponibilidade de dados do que uma questão conceitual. Uma vez que, no Censo de 2010, há apenas as horas trabalhadas na ocupação principal.

²² Aqui foi considerada apenas a população economicamente ativa, de 16 a 65 anos.

Quadro 1 - Descrição das variáveis e sinais esperados para dados de 1991, 2000 e 2010

Característica	Descrição da variável	Sinal esperado
Produtividade	Salário/Horas trabalhadas (PEA Urbana)	Negativo
Qualificação	Proporção de trabalhadores com ensino médio	Positivo
	Proporção de trabalhadores analfabetos	Negativo
Tamanho do Mercado	Proporção da população urbana	Positivo
	População em logaritmo natural	Positivo
Estrutura Produtiva	Proporção de trabalhadores no setor Industrial	Positivo
	Proporção de trabalhadores no setor de Serviços	Positivo
Grau de desigualdade	Coefficiente de Gini dos trabalhadores	Negativo

Fonte: Elaboração Própria.

Como mencionado, o teste empírico será feito em um modelo de crescimento, ao estilo de Mankiw, Romer e Weil (1992). Conforme a Equação (7), que é análoga a Equação (1), a taxa de crescimento da produtividade, entre o período t e $t+1$ é explicada pela produtividade inicial (medida de convergência) e pelas variáveis que controlam a heterogeneidade dos municípios nordestinos.

$$\ln(PIBpc_{i,t+1}/PIBpc_{i,t}) = \beta_0 - \beta_1 \ln PIBpc_{i,t} + \beta_2 EMédio_{i,t} + \beta_3 Analf_{i,t} + \beta_4 Urb_{i,t} + \beta_5 \ln Pop_{i,t} + \beta_6 Indus_{i,t} + \beta_7 Serv_{i,t} - \beta_8 Gini_{i,t} + \varepsilon \quad (7)$$

A modelagem proposta e as variáveis de controle utilizadas são muito próximas àquelas encontradas nos trabalhos de Lall e Shalizi (2003), bem como nas propostas por Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1990, 1991, 1995).

5. Resultados e discussão

Em todos os cortes temporais utilizados²³, o modelo apresentou o sinal de convergência da produtividade²⁴ entre os municípios nordestinos. A etapa seguinte foi a de verificar a hipótese de dependência espacial no crescimento da produtividade. Neste sentido, as subseções seguintes apresentam um detalhamento do processo de identificação e tratamento da dependência espacial em conjunto com os resultados obtidos.

5.1. Dependência espacial

Para realizar o teste de dependência espacial, primeiramente, é necessário determinar a composição da matriz de vizinhança. A composição da matriz de contiguidade²⁵ pode ser feita por dois estilos, *rook* e *queen* – referências aos movimentos de peças de xadrez. O estilo *rook* representa os vizinhos contíguos acima, abaixo, à direita e à esquerda, formando uma cruz. O estilo *queen* compreende os mesmos vizinhos do *rook*, somados aos das diagonais. Além disto, podem ser considerados os vizinhos de 1º, 2º, k^o grau de proximidade.

Para a definição da matriz de vizinhança, foram compostas quatro matrizes, sendo duas *rook* e duas *queen*, com vizinhos de 1º e 2º graus. Para identificar qual matriz captaria melhor a presença da dependência espacial, foi seguido o procedimento sugerido por Baumont (2004). Assim, testou-se a presença de dependência espacial no modelo de convergência condicionada, estimado conforme a Equação (8).

²³ 1991-2000, 2000-2010 e 1991-2010.

²⁴ Indicado pelo sinal negativo do parâmetro β_1 da Equação (8).

²⁵ Existem outras formatações de matriz de vizinhança, como a de distância, que considera os vizinhos a um determinado raio de distância; ou a de distância inversa, que pondera as distâncias de todos os municípios. Marzagão (2013), em um estudo sobre eleições, faz uma breve discussão sobre o tema. A matriz de contiguidade é mais usual em estudos com utilização de matriz de vizinhança.

O teste compreende a aplicação do teste I de Moran, se este é significativo ou não, e, dentre os significantes, o que apresentar maior valor absoluto indicará a matriz de vizinhança a ser escolhida. A Tabela 1 apresenta os resultados das diferentes matrizes utilizadas, em relação aos resíduos dos modelos, entre os períodos de 1991 a 2000, de 2000 a 2010 e de 1991 a 2010. A simbologia utilizada simplifica a seguinte informação: a matriz de vizinhança (W), do tipo *queen* (Q) ou *rook* (R), de 1° (1) ou 2° (2) grau.

Em todas as composições de vizinhança, a dependência espacial foi significativa. Em todos os cortes de tempo, a matriz WR1 apresentou o maior I de Moran, indicando que a sua utilização deve captar melhor os efeitos espaciais. Esses resultados servem como um diagnóstico de robustez do efeito espacial, uma vez que este foi estatisticamente significativo em todos os períodos.

Tabela 1 - I de Moran para diferentes matrizes, entre 1991-2000, 2000-2010 e 1991-2010

Matriz de Vizinhança	1991-2000		2000-2010		1991-2010	
	I de Moran	p-valor	I de Moran	p-valor	I de Moran	p-valor
WQ1	0,086	***	0,112	***	0,053	***
WQ2	0,078	***	0,081	***	0,047	***
WR1	0,090	***	0,118	***	0,056	***
WR2	0,066	***	0,087	***	0,035	***

Nota: Códigos significância: "****" 0,001; "***" 0,01; "**" 0,05; "." 0,1.

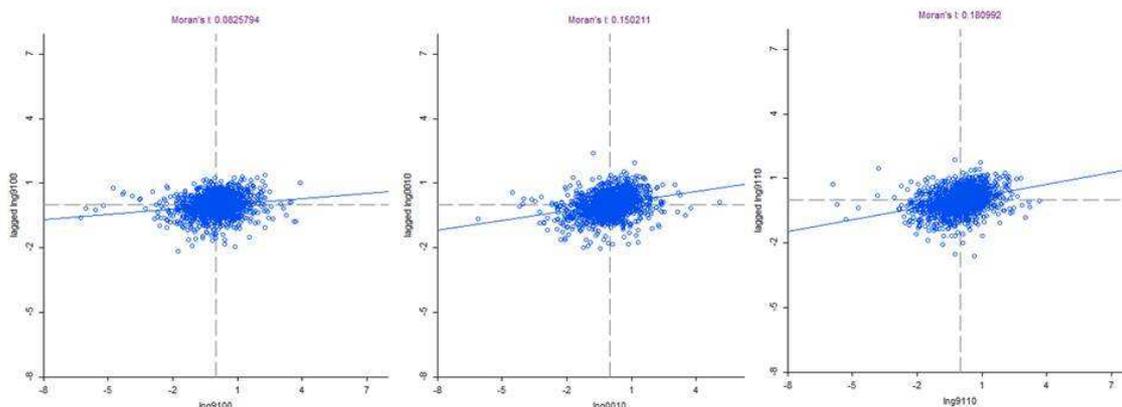
Fonte: Elaboração própria.

O período entre 1991 e 2010 apresentou valores menores para o I de Moran. Lembrando que o I de Moran é um valor entre -1 e 1 e que valores próximos de zero indicam a não dependência espacial. Apesar disso, a hipótese nula, para não dependência espacial, foi rejeitada em todas as matrizes testadas. Para o segundo corte temporal, de 2000 a 2010, os valores do I de Moran foram os de maior magnitude entre os períodos analisados.

Uma vez definida a matriz de vizinhança, pode-se ilustrar a dependência espacial através do Moran *scatterplot*. O Moran *scatterplot* consiste na plotagem da variável dependente, contra a sua defasagem espacial, possibilitando uma visualização desta dependência. Na diagonal crescente, o primeiro quadrante representa a formação de *clusters high-high*, correspondendo a regiões de alto crescimento que tenham vizinhos de alto crescimento. No terceiro quadrante, estão plotadas as regiões que formam *clusters low-low*, com municípios de baixo crescimento que têm vizinhos de baixo crescimento.

A diagonal decrescente apresenta, no segundo quadrante, os *outliers low-high* – regiões de baixo crescimento, com vizinhos de alto crescimento. No quarto quadrante, há *outliers high-low*, de municípios com alto crescimento rodeado por municípios de baixo crescimento. A representação para os três períodos está exposta na Figura 3. Outra representação desses *clusters* foi apresentada na Figura 2-b.

Observando a curva de tendência, percebe-se que há uma relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade e a sua defasagem espacial. Esta defasagem foi realizada com a utilização da matriz espacial do tipo *rook* de 1° grau que foi escolhida anteriormente. Apesar de uma elevada concentração das AMC em torno do ponto central (I de Moran = 0), ainda é possível verificar uma dependência espacial positiva nas taxas de crescimento dos municípios nordestinos. Cabe agora aplicar o tratamento no modelo de convergência.

Figura 3 - Moran Scatterplot das taxas de crescimento de 1991-200, de 2000-2010 e de 1991-2010

Fonte: Elaboração própria.

Antes de aplicar o tratamento espacial no modelo, é necessário especificar qual modelo seria mais adequado. Anselin (2003) sugere que a escolha do modelo deve ser feita através do diagnóstico do Multiplicador de Lagrange. O modelo escolhido deve, além de ter o Multiplicador de Lagrange estatisticamente significativo, ser o de maior valor entre os modelos testados.

O diagnóstico foi aplicado para os modelos e foram testadas as três expansões citadas: de tratamento do *lag* espacial (SAR), dos resíduos espaciais (SEM) e de ambos simultaneamente (SAC/SARAR). Os resultados estão expostos na Tabela 2.

Tabela 2 - Multiplicador de Lagrange, para os modelos SAR, SEM, SAC/SARAR, entre os períodos de 1991-2000, de 2000-2010 e de 1991-2010

Modelos Espaciais	1991-2000		2000-2010		1991-2010	
	ML	p-valor	ML	p-valor	ML	p-valor
SAR	18	***	16	***	7	***
SEM	30,442	***	48	***	51	***
SAC/SARAR	30,446	***	54	***	59	***

Nota: Códigos significância: "****" 0,001; "***" 0,01; "**" 0,05; "." 0,1.

Fonte: Elaboração própria.

O modelo de correção simultânea, do *lag* e do resíduo espacial, apresentou os melhores resultados para o Multiplicador de Lagrange em cada um dos períodos testados. Assim, esse modelo deve ser o aplicado para o tratamento do efeito espacial no crescimento da produtividade dos municípios nordestinos.

Portanto, ao testar o modelo não espacializado de convergência, contra a hipótese de não dependência espacial, esta foi rejeitada, o que significa dizer que o crescimento da produtividade dos municípios nordestinos, nos períodos analisados, teve na vizinhança espacial uma de suas variáveis explicativas que até então estava omitida. Os testes apresentados aqui verificaram a caracterização da *proxy* a ser utilizada (Tabela 1), a verificação da dependência espacial (Figura 3) e qual o tratamento a ser utilizado no modelo econométrico (Tabela 2). A próxima subseção apresenta o modelo de convergência de produtividade já com o tratamento espacial indicado.

5.2. Modelo com expansão para tratamento espacial

Definida forma do tratamento espacial, o modelo foi re-estimado utilizando como variáveis de controle as explicativas anteriores, a defasagem espacial da variável dependente, ρ , e o resíduo defasado espacialmente, λ . Os resultados para este modelo estão expostos na Tabela 3. Além das estimações *cross-section* sugeridas ao longo deste trabalho, foi inserida uma estimaco em painel com efeitos fixos²⁶ para comparao.

Tabela 3- Convergncia Condicionada com tratamento espacial

Variáveis	1991-2000	p-valor	2000-2010	p-valor	1991-2010	p-valor	P1991-2010	p-valor
Intercepto	1,861 (0,215)	***	2,621 (0,188)	***	2,39 (0,204)	***	-	
lnProd	-0,869 (0,02)	***	-0,778 (0,025)	***	-0,91 (0,019)	***	-0,115 (0,006)	***
EMedio	0,548 (0,138)	***	0,082 (0,116)		0,386 (0,132)	**	0,110 (0,030)	***
Analf	-0,235 (0,082)	**	-0,377 (0,094)	***	-0,23 (0,078)	**	-0,068 (0,017)	***
Urb	0,154 (0,034)	***	0,097 (0,031)	**	0,16 (0,033)	***	0,006 (0,017)	
LnPop	0,044 (0,007)	***	0,063 (0,006)	***	0,06 (0,006)	***	0,009 (0,001)	***
Indus	-0,241 (0,067)	***	0,15 (0,103)		-0,154 (0,064)	*	0,044 (0,114)	*
Serv	-0,0364 (0,08)		0,166 (0,067)	*	0,034 (0,076)		0,114 (0,014)	***
Gini	0,232 (0,24)		-0,646 (0,225)	**	0,118 (0,229)		-0,157 (0,049)	**
ρ	-0,277 (0,046)	***	-0,312 (0,062)	.	-0,136 (0,041)	***	0,816 (0,013)	***
λ	0,427 (0,047)	***	0,481 (0,052)	.	0,396 (0,046)	***	-0,620 (0,039)	***

Nota: Cdigos significncia: "****" 0,001; "***" 0,01; "**" 0,05; "." 0,1.

Fonte: Elaborao prpria.

A rigor, em todos os perodos foi detectada a convergncia da produtividade, dada pelo sinal negativo do coeficiente da varivel *lnProd*. Comparativamente, a magnitude do parmetro obtido pela anlise em painel sugere uma velocidade de convergncia menor do que a encontrada nos cortes *cross-section*. As variveis de controle para o nvel de qualificao apresentaram comportamento de acordo com o esperado: a proporo de trabalhadores no ensino mdio impactando positivamente e a de analfabetos negativamente. Esses resultados realam o fato estilizado de que o grau de instruo

²⁶ Um modelo estimado em painel com efeitos fixos diminui o problema de variveis omitidas, alm de trazer outros benefcios. Ver Elhorst (2003) e Hsiao (2007). Entretanto, conforme destacam Combes, Mayer e Thisse (2008), apesar do ganho de poder explicativo, ainda existem variveis geogrficas que no so captadas pelos efeitos fixos. Neste trabalho, optou-se por privilegiar a anlise *cross-section* por se entender que apenas dois perodos (1991-2000, 2000-2010) no proporcionariam a variabilidade suficiente para uma anlise em painel.

influi nas taxas de crescimento da produtividade e que, portanto, reforçam sua necessidade como variável de controle no modelo.

Já as variáveis de controle para a aglomeração urbana foram de acordo com a interpretação das economias *marshallianas*, impactando positivamente no crescimento da produtividade, na medida em que o município concentra mais pessoas e é mais urbanizado. No modelo em painel, essa variável foi não significativa, resultado motivado pela baixa frequência dos dados, fazendo com que os efeitos da urbanização fossem captados pelo efeito fixo.

Para as variáveis de controle da estrutura produtiva, a interpretação não é tão estática. Seu objetivo principal era de controlar as heterogeneidades entre os municípios. A interpretação para os sinais apresentados nas variáveis estaria mais ligada aos intervalos de tempo selecionados do que a algum comportamento “natural”. Na primeira década, dado um contexto menos favorável da conjuntura, municípios mais industrializados apresentaram menores taxas de crescimento; embora aqueles com maior proporção do setor de serviços também tenham apresentado este comportamento. A magnitude dos coeficientes sugere que o impacto tenha sido menos intenso do que nos industrializados. Para a primeira década dos anos 2000, os coeficientes setoriais apresentaram sinais positivos, refletindo a dinâmica mais favorável aos municípios nordestinos. Quando se considerou o período por completo, em corte transversal, os municípios com elevada industrialização na década de 1990 permaneceram com menores taxas de crescimento da produtividade. Isso sinaliza que a indústria local de 1990, apesar do bom momento econômico em 2000, não foi revitalizada.²⁷ Note que essa interpretação não é validada pela análise em painel que captura os efeitos fixos separadamente dos efeitos do setor industrial.

O coeficiente de Gini utilizado também objetivava controlar as heterogeneidades da região e, assim como no caso das variáveis de estrutura produtiva, os resultados apresentaram dinâmicas mais relacionadas à conjuntura do que um aspecto tendencial da desigualdade. Conforme um estudo do FMI (OSTRY; BERG; TSANGARIDES, 2014), menores índices de desigualdade devem contribuir positivamente para o crescimento do PIB. Esse comportamento foi percebido no período de 2000 a 2010, quando a variável Gini apresentou sinal negativo. Não por acaso, foi o mesmo período em que o país apresentou queda da desigualdade²⁸. Já no primeiro período considerado, a variável Gini apresentou sinal positivo, indicando que as maiores taxas de crescimento da produtividade ocorreram em municípios com maior desigualdade. Esse efeito positivo da desigualdade se manteve quando considerado o período completo. Apesar disso, a variável só foi estatisticamente significativa no corte de 2000 a 2010. No modelo em painel, essa variável apresentou sinal negativo e significância estatística, confirmando o esperado, de que a desigualdade de renda deve impactar negativamente nas taxas de crescimento.

Foram utilizados dois instrumentos para tratamento do efeito espacial, via sua defasagem: do resíduo, λ ; e das taxas de crescimento da produtividade dos vizinhos do município, ρ . Apesar da revisão dos dados utilizados, os resultados corroboraram com os encontrados por Lall e Shalizi (2003). No trabalho citado, e neste, a defasagem espacial do resíduo apresentou sinal positivo, indicando ganhos geográficos. Assim como a defasagem espacial da taxa de crescimento da produtividade, ρ , teve sinal negativo. Esses resultados só não foram mantidos na análise em painel com efeitos fixos, ressaltando a omissão de variáveis relevantes na análise. A intuição desse resultado sugere que, em média, o crescimento da produtividade dos municípios sofre uma concorrência local. Lall e Shalizi (2003), sem aprofundar a questão, argumentaram que esse resultado estava relacionado ao baixo desenvolvimento dos municípios, seja na qualificação de pessoas, na disponibilidade de capital, ou pelo tamanho do mercado. Assim, em função da pouca oferta destes fatores, haveria uma disponibilidade local/regional dos mesmos e, portanto, uma concorrência entre os municípios vizinhos por eles. Esse *insight* dado pelos autores que motivou a realização de um teste adicional ao

²⁷ Veja em Vergolino et al. (2008).

²⁸ Veja em Silveira Neto e Azzoni (2014).

modelo para testar a hipótese dos fatores comuns, sugerida por Anselin (2003). Os testes e resultados adicionais estão expostos na seção seguinte.

5.3. Hipótese dos fatores comuns

Como lembrado por Lall e Shalizi (2003), muito da discussão teórica sobre externalidades espaciais induz à expectativa de um efeito espacial positivo, dado pelas economias *marshallianas* e/ou de escala. Lall e Shalizi (2003) sugeriram ainda duas explicações para o sinal negativo encontrado (no termo ρ): a primeira estaria relacionada à competição entre as regiões pela disponibilidade de mão de obra e capital. Como o crescimento estaria relacionado a essas variáveis, a competição geraria um efeito espacial negativo. A segunda seria o tamanho dos mercados locais, limitando a possibilidade de aumento da produção e de obter ganhos de escala.

Ao analisar a Figura 3, do Moran *Scatterplot*, a indicação da curva de tendência era de uma relação positiva da defasagem espacial com a taxa de crescimento da produtividade. Conforme Krugman (1991), as dinâmicas de alocação do tipo centro-periferia seriam influenciadas pelos custos de transportes, pelas economias de escala e pela participação na manufatura nacional (neste caso regional). No caso nordestino, excetuando-se as capitais e algumas regiões metropolitanas, os municípios são em sua maioria de pequeno porte. Outra observação a ser feita é que a mobilidade entre municípios próximos é intensa, seja via transporte formal, seja informal, em especial nas cidades de porte médio²⁹. Neste sentido, Anselin (2003) apresenta o que chamou de hipótese dos fatores espaciais comuns. Esta hipótese explora a possibilidade de defasagem do resíduo, incluindo variáveis explicativas defasadas. Conforme o autor, esta especificação também é chamada de Durbin espacial. Desta forma, além do resíduo espacial, também haveria a defasagem espacial das variáveis de controle. A Equação (4) seria ampliada para:

$$\varepsilon = W\varepsilon + WX'\alpha + u \quad (9)$$

Anselin (2003) chama de hipótese dos fatores comuns espacializados o impacto das variáveis de controle dos vizinhos na variável dependente. Insere-se no modelo um aspecto, quase intuitivo, de que as regiões não são impactadas somente pelas taxas de crescimento dos seus vizinhos, mas pelos seus fatores de produção também. Um exemplo disso está no estudo do IBGE (2015), em que se constatou que mais da metade da população brasileira vive em arranjos de contiguidade urbana, deslocando-se (a trabalho ou estudo) de um município para o outro. Assim, um município não sofre impacto apenas por sua disponibilidade de mão de obra, mas também pela dos seus vizinhos. O mesmo se aplica para outras variáveis. Na subseção a seguir, é apresentado o resultado do teste para a hipótese dos fatores comuns e do modelo econométrico ampliado.

5.3.1. Metodologia dos fatores comuns

Para o diagnóstico da hipótese dos fatores comuns, Anselin (2003) sugere um teste de razão de máxima verossimilhança (*likelihood ratio test*), comparando dois modelos, um irrestrito outro restrito. O irrestrito seria o modelo Durbin espacial, o restrito corresponde ao modelo com tratamento do resíduo espacial (SAR). Neste teste será utilizado o modelo SAC/SAR³⁰. Assim, a hipótese de fator comum é aceita se o Log *Likelihood* do modelo irrestrito for maior que o do restrito. O que pode ser verificado na Tabela 4.

²⁹ Uma observação pessoal *in loco*.

³⁰ Para que a comparação seja adequada. Todavia, o teste também foi realizado para o modelo SAR, sem divergência de resultado.

Tabela 4 - Log Likelihood ratio test

<i>Loglikelihood</i>	Durbin (irrestrito)	SAC/SAR (restrito)
1991-2000	341,43	328,61
2000-2010	453,31	438,42
1991-2010	429,94	400,22

Fonte: Elaboração própria.

Verificada a presença do fator espacial comum, foi estimado o modelo Durbin espacial. Os modelos foram significantes e não indicaram heterocedasticidade. Os testes AIC e BIC sugerem que esse modelo apresenta melhor ajuste, comparativamente ao anterior³¹.

Os resultados estão expostos na Tabela 5, mais uma vez em conjunto com um modelo de painel com efeito fixo para comparação. Os códigos para indicar significância foram suprimidos para facilitar a leitura. O primeiro destaque diz respeito à inversão dos sinais do *lag* espacial da variável dependente, ρ , e do resíduo espacial, λ , que agora acompanham o resultado indicado no painel. Portanto, quando controlados os fatores espaciais comuns das variáveis de controle, o crescimento da produtividade sinaliza um impacto positivo da contiguidade. O que está de acordo com a intuição teórica, bem como com os indícios apontados pela Figura 1, do Moran *Scatterplot*.

Tabela 5 - Convergência Condicionada, com tratamento espacial e Durbin Espacial*

Variáveis	1991-2000	Lag	2000-2010	Lag	1991-2010	Lag	P1991-2010	Lag
Intercepto	1,481 (0,377)		0,688 (0,226)		1,8 (0,341)		-	
lnProd	-0,918 (0,022)	0,601 -0,066	-0,824 (0,026)	0,615 (0,053)	-0,946 (0,021)	0,622 (0,056)	-0,144 (0,007)	0,071 (0,009)
EMedio	0,514 (0,148)	-0,313 -0,239	127 (0,126)	-0,159 (0,183)	0,423 (0,14)	-0,322 (0,215)	0,135 (0,033)	-0,032 (0,058)
Analf	-0,269 (0,099)	0,137 -0,133	-0,38 (0,115)	0,284 (0,145)	-0,154 (0,093)	0,003 (0,123)	-0,016 (0,025)	-0,047 (0,034)
Urb	0,156 (0,039)	-0,129 -0,055	0,07 (0,035)	0,05 (0,049)	0,123 (0,037)	0,02 (0,052)	0,024 (0,008)	-0,019 (0,014)
LnPop	0,05 (0,008)	-0,05 -0,01	0,068 (0,006)	-0,043 (0,009)	0,066 (0,007)	-0,041 (0,01)	0,009 (0,001)	-0,004 (0,002)
Indus	-0,233 (0,074)	0,021 -0,112	0,157 (0,113)	0,038 (0,168)	-0,112 (0,07)	-0,194 (0,103)	0,058 (0,020)	-0,043 (0,032)
Serv	-0,067 (0,084)	0,019 -0,149	0,17 (0,073)	-0,014 (0,113)	0,0279 (0,079)	-0,287 (0,136)	0,078 (0,018)	0,027 (0,026)
Gini	0,418 (0,268)	-0,96 -0,391	-0,329 (0,26)	-0,034 (0,343)	0,594 (0,253)	-1,49 (0,362)	-0,014 (0,060)	-0,256 (0,092)
ρ	0,474 (0,084)		0,578 (0,06)		0,593 (0,057)		0,807 (0,013)	
λ	-0,386 (0,116)		-0,523 (0,093)		-0,512 (0,092)		-0,608 (0,039)	

Nota: * Parâmetros estatisticamente significantes estão em negrito.

Fonte: Elaboração própria.

³¹ AIC: De -633 para -642 (1991-2000); De -852 para -866 (2000-2010); De -776 para -819 (1991-2010); BIC: De -569 para -537 (1991-2000); De -780 para -761 (2000-2010); De -713 para -714 (1991-2010).

Em relação às variáveis defasadas, percebe-se que o crescimento da produtividade de um município é impactado positivamente pela produtividade inicial de seus vizinhos (ρ). Enquanto as variáveis do capital humano e de estrutura dos municípios vizinhos sugerem uma concorrência local, como argumentado por Lall e Shalizi (2003). Para compreender este aspecto, é importante que se observe o comportamento da variável independente e o compare ao da sua defasagem espacial. Os sinais são inversamente proporcionais, indicando que o efeito defasado é inverso ao local. Pode-se afirmar que dada a limitada disponibilidade de fatores de produção, tal como capital e trabalho, mas também infraestrutura urbana e mercado, os municípios vizinhos concorrem pela oferta disponível deste. Isso é possível, pois, dada a proximidade, os custos de transporte não restringem a mobilidade (KRUGMAN, 1991). Note-se mais uma vez que no modelo em painel essas variáveis defasadas não apresentam significância estatística. Uma vez que há pouca variação no tempo, pois a base de dados conta com apenas dois períodos de análise (1991-2000, 2000-2010), os efeitos fixos confundem-se com as defasagens das explicativas. A exceção foi a variável Gini que, apesar de ter um componente estrutural que possa ser captado pelo efeito fixo, também possui um componente cíclico, pois varia em função da renda.

Rey (2001) também realiza uma discussão, embora sobre modelos endógenos, em que, considerando o processo de difusão tecnológica, eles podem apresentar efeitos espaciais colaborativos, em alguns casos, ou competitivos, em outros. Ainda segundo o autor, a competitividade dependeria da proximidade das economias. Para ele, as economias tendem a ser mais competitivas quando mais próximas, e menos quando mais distantes. Esse raciocínio também acompanha os resultados encontrados pelo estudo sobre arranjos populacionais, realizado pelo IBGE (2015), em que se constatou a formação de contiguidades urbanas, com uma população em fluxo, morando em uma determinada cidade e trabalhando, ou estudando, em outra. Pode-se afirmar que as variáveis de controle defasadas que apresentaram sinais contrários aos das não defasadas demonstram esse comportamento e, portanto, uma natureza competitiva entre os municípios, como destacado por Lall e Shalizi (2003).

Por fim, as variáveis de características produtivas, defasadas espacialmente (*lag*), seguem com padrões específicos, muito provavelmente respondendo à conjuntura dos períodos. Porém, para os cortes de 1990 a 2000 e de 2000 a 2010, a amplitude dos erros-padrão inviabiliza uma interpretação de sinal, o mesmo acontece com os dados em painel, demonstrando a necessidade de uma amostra maior para verificar seus efeitos. Já para o corte de 1991 a 2010, os indícios mais interessantes estão na variável *Indus*, que apresentou sinal negativo, tanto para a local, quanto para a defasagem espacial. Desta forma, quando considerado o período completo de 1991 a 2010, há uma evidência de perda de produtividade das indústrias “tradicionalistas” instaladas nos municípios e em seus vizinhos, no ano base de 1991. Portanto, haveria uma mudança de estrutura produtiva ocorrida ou em andamento. Esse comportamento também não foi observado pelo modelo em painel.

Note que o modelo Durbin espacial, utilizado nos modelos *cross-section*, guarda semelhanças ao tratamento esperado pelo painel de efeitos fixos, em que são controlados os efeitos locais. Todavia, conforme destacam Combes, Mayer e Thisse (2008), há heterogeneidades espaciais que não são captadas pelos efeitos fixos, como o ciclo econômico, por exemplo. Neste sentido é que se reforça a análise do crescimento em conjunto com os fatores comuns à vizinhança para detalhar a dinâmica do crescimento da produtividade.

6. Considerações finais

O estudo apresentado verificou a hipótese de convergência condicionada e dependência espacial, utilizando uma base de dados que fosse consistente com as características do mercado de trabalho local, em especial, no que diz respeito à informalidade. Os resultados iniciais corroboraram com resultados de outros estudos sobre a região, onde haveria um efeito inverso do crescimento da produtividade da vizinhança. Ao testar-se a hipótese dos fatores comuns, através de um modelo Durbin-Espacial, verificou-se uma relação inversa dos fatores produtivos da região (vizinhança) e uma relação direta do crescimento desta. Isso significa que os municípios competiam, em particular,

pela mesma força de trabalho e disponibilidade de capital da sua vizinhança. Ao controlar estas heterogeneidades, o efeito *coeteris paribus* do crescimento da produtividade dos vizinhos passou a indicar um sinal positivo. Esses resultados confirmam a hipótese dos fatores espaciais comuns, bem como dos ganhos de aglomeração dados pela Nova Geografia Econômica.

Este, que é o principal resultado do estudo, sugere que políticas públicas, com o objetivo de estimular o crescimento da produtividade na escala municipal devem estar atentas à sensibilidade, ou não, da região a esses fatores comuns. Isso é importante, pois, apesar de existirem ganhos de aglomeração, sugere-se que haja algum tipo de coordenação entre os municípios da contiguidade, pois políticas locais, sejam de infraestrutura, criação de pólos industriais ou de formação de capital humano, apresentam transbordamento e concorrência das áreas vizinhas. Portanto, nesta escala municipal, sua efetividade pode ser maior quando elaborada de forma conjunta e estratégica com a vizinhança. Tudo isso sem desconsiderar fatores macroestruturais.

A maior ou menor efetividade desse tipo de política não foi o objetivo deste estudo. Acredita-se que essa efetividade varie ao longo da região e em seus diferentes municípios. Na verdade, esta sugestão de coordenação seria contrária à intuição da Nova Geografia Econômica, em que as regiões tenderiam a especializar-se. Entretanto, o que foi apresentado aqui foi que os mesmos fatores produtivos seriam “disputados” na vizinhança dos municípios, logo, entende-se que não há, ainda, uma especialização. Essa é uma hipótese a ser testada em estudos futuros.

Uma constatação adicional diz respeito à indústria instalada em 1991. Como foi utilizada uma análise *cross-section*, sempre que o ano base foi 1991, os resultados apontaram um impacto negativo na taxa de crescimento da produtividade do município. Isso, dentro do contexto de abertura comercial brasileiro e de mudanças nos paradigmas tecnológicos, indica que esta indústria instalada decresceu relativamente³², quando comparada ao seu nível em 1991. Esses resultados foram mantidos, mesmo quando defasados espacialmente. Portanto, regiões que mantinham alguma especialização industrial, até a abertura comercial, ficaram obsoletas posteriormente, mesmo após o ciclo de crescimento dos anos 2000.

Outras questões que não foram abordadas neste estudo, mas que são levantadas por ele, dizem respeito à heterogeneidade das estruturas produtivas, aqui simplificadas em indústria e serviços, e aos diferentes ciclos econômicos nas décadas de 1990 e de 2000. Outros trabalhos podem abordar estas questões inserindo mais complexidade à estrutura produtiva, bem como uma análise em painel. Para o caso de replicar a mesma forma funcional com dados de maior frequência do que o Censo Demográfico, ou em um corte de tempo mais amplo. Como problemática, o indício de sucateamento da indústria local (o caso para municípios industrializados no ano base de 1991) aponta para a discussão se o crescimento econômico dos anos 2000, de fato, estimulou encadeamentos produtivos, ou se foi apenas uma “riqueza aparente” via consumo.

Referências

- ALVES, L. F. et al. Clubes de convergência entre os municípios de Minas Gerais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, p. 546-568, 2001.
- ANDRADE, E. et al. Convergence clubs among Brazilian municipalities. *Economics Letters*, v. 83, n. 2, p. 179-184, 2004.
- ANSELIN, L. *An Introduction to Spatial Regression Analysis in R*. Illinois: University of Illinois, Urbana-Champaign, 2003.
- ANSELIN, L. *Thirty Years of Spatial Econometrics*. GeoDa Center for Geospatial Analysis and Computation. Arizona: School of Geographical Sciences and Urban Planning, 2009.

³² Esta indicação também é um fato que fugiu ao escopo deste trabalho e que, portanto, cabe maior discussão futura.

- ARBIA, G.; PIRAS, G. Convergence in per-capita GDP across European regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects. In: *Annals of European Regional Science Association (ERSA) Conference*, Porto, 2005.
- BARBOSA FILHO, F. H.; MOURA, R. L. *Evolução recente da informalidade no Brasil: uma análise segundo características da oferta e demanda de trabalho*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas - Instituto Brasileiro de Economia, RJ, 2012. (Texto para Discussão, n. 17.)
- BARRO, R. J. *Determinants of economic growth: a cross-country empirical study*. Cambridge, 1996. (NBER Working Paper, n. w5698)
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Convergence across states and regions*. Washington, DC: Brookings Papers on Economic Activity, 1991.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth and convergence across the United States*. Cambridge, 1990. (NBER Working Paper, n. 3419)
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. 2.ed. London: The MIT Press, 2004.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Technological diffusion, convergence, and growth*. Cambridge, 1995. (NBER Working Paper, n. 5151)
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: reply. *American Economic Review*, v. 78, n. 5, p. 1155-59, 1986.
- BAUMONT, C. *Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* 2004. Tese de Doutorado. Laboratoire d'économie et de gestion (LEG).
- BCB – Banco Central do Brasil: Calculadora Cidadã. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 01 ago. 2014.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; SEVILLA, J. *Technological diffusion, conditional convergence, and economic growth*. Cambridge, 2002. (NBER Working Paper, n. 8713)
- BURRIDGE, P. On the Cliff-Ord test for spatial autocorrelation. *Journal of the Royal Statistical Society B*, v.42, p. 107-108, 1980.
- CASELLI, F.; ESQUIEVEL, G.; LEFORT, F. Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of Economic Growth*, v. 1, p. 363-389, 1996.
- COMBES, P.; MAYER, T.; THISSE, J. *Economic geography: the integration of regions and nations*. Princeton University Press, 2008.
- DELONG, J. B. Productivity growth, convergence, and welfare: comment. *The American Economic Review*, v. 78, n. 5, p. 1138-1154, 1988.
- ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, p. 244-268, 2003.
- ERTUR, C.; KOCH, W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 6, p. 1033-1062, 2007.
- ERTUR, C.; LE GALLO, J.; BAUMONT, C. The European regional convergence process, 1980-1995: Do spatial regimes and spatial dependence matter? *International Regional Science Review*, v. 29, n. 1, p. 3-34, 2006.
- EVANS, P. Using cross-country variances to evaluate growth theories. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 20, n. 6, p. 1027-1049, 1996.
- FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JR., R. G. Convergência entre a renda per-capita dos estados brasileiros. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

- FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNDSON, C.; CHARLTON, M. *Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships*. West Sussex: John Wiley and Sons, 2002.
- GALLUP, J. L.; SACHS, J.; MELLINGER, A. *Geography and economic development*, 1999. (CID Working Paper, n. 1)
- GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. *The Economic Journal*, v. 106, n. 437, p. 1056-1069, 1996.
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de clubes de convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.
- GUIMARÃES, P. M.; ALMEIDA, E. A análise de convergência de renda no Brasil e o problema de escala espacial. *Ensaio FEE*, v. 37, n. 4, p. 899-924, 2017.
- HSIAO, C. Panel data analysis—advantages and challenges. *Test*, v. 16, n. 1, p. 1-22, 2007.
- IBGE – Instituto Brasileiro e Geografia e Estatística. *Arranjos Populacionais e Concentrações Urbanas do Brasil*. Disponível em: <http://geoftp.ibge.gov.br/organizacao_do_territorio/>. Acesso em: 08/07/2018.
- IBGE – Instituto Brasileiro e Geografia e Estatística. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 10 dez. 2016.
- ISLAM, N. Growth Empirics: a panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p.1127-1170, 1995.
- KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. *The Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.
- LALL, S. V.; SHALIZI, Z. Location and Growth in the Brazilian Northeast. *Journal of Regional Science*, v. 43, n. 4, p. 663-681, 2003.
- MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G. J. D; AZZONI, C. R. Spatial dependence and regional convergence in Brazil. *Investigaciones Regionales*, ed. 6, p. 5-20, 2005.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the empirics economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- MARZAGÃO, T. A Dimensão geográfica das eleições brasileiras. *Opinião Pública*, v. 19, n. 2, p. 270-290, 2013.
- MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). *Revista Economia*, v. 5, n. 2, p. 269-296, 2004.
- ORD, K. Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association*, v. 70, n. 349, p. 120-126, 1975.
- OSTRY, J. D.; BERG, A.; TSANGARIDES, C. G. Redistribution, inequality, and growth. *IMF Staff Discussion Note*, 2014.
- PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; FERREIRA, P. G. C. *Análise de convergência espacial do PIB per capita em Minas Gerais: 1975-2003*. Fórum: Banco do Nordeste, 2003.
- QUAH, D. Empirics for growth and distribution: stratification, polarization, and convergence clubs. *Journal of Economic Growth*, v. 2, n. 1, p. 27-59, 1997.
- QUAH, D. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *The Scandinavian Journal of Economics*, v. 95, No. 4, p. 427-443, 1993.

- REIS, E. et al. *Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000*. Rio de Janeiro: Ipea/Dimac, 2008.
- RESENDE, G. M.; CARVALHO, A. X. Y.; SAKOWSKI, P. A. M. *Evaluating multiple spatial dimensions of economic growth in Brazil using spatial panel data models (1970-2000)*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2013. (Texto para Discussão, n. 1830a)
- REY, S. J. *Spatial dependence in the evolution of regional income distributions*. San Diego: Department of Geography San Diego, State University San Diego, 2001.
- REY, S. J.; MONTOURI, B. D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. *Regional Studies*, v. 33, n. 2, p. 143-156, 1998.
- SALA-I-MARTIN, X. Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, v. 40, p. 1325-1352, 1996.
- SANTOS, R. B. N. et al. Crescimento econômico e clubes de convergência nos municípios mineiros: uma análise com modelo threshold. *Revista EconomiA*, v.13, n.2, p.365–383, mai/ago 2012.
- SILVEIRA NETO, R. M.; AZZONI, C. R. *Non-spatial government policies and regional income inequality in Brazil*. Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/a/taf/regstd/v45y2011i4p453-461.html>>. Acesso em: 22 dez. 2014.
- SOLOW, R. M. A Contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- VERGOLINO, J. R. et al. Crescimento regional desequilibrado: o exemplo das mesorregiões da Chapada do Araripe. *Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 2, n. 1, p. 157-182, 2008.
- YWATA, A. X. C.; ALBUQUERQUE, P. H. M. Métodos e modelos em econometria espacial: uma revisão. *Revista Brasileira Biom.*, v. 29, n. 2, p. 273-306, 2011.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 12, n. 1, pp. 110-128, 2018

<http://www.revistaaber.org.br>

**CRIMINALIDADE NO RIO GRANDE DO SUL: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA
PARA OS COREDES NO ANO DE 2010***

Maicker Bartz

Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da
Universidade Federal de Viçosa – PPGEA/UFV

E-mail: maickerbartz@gmail.com

Ewerton Quartieri

Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da
Universidade Federal do Rio Grande – PPGE/FURG

E-mail: ewerton.quartieri@gmail.com

Gabrielito Menezes

Professor Adjunto da Universidade Federal de Pelotas – UFPel

E-mail: gabrielitorm@gmail.com

RESUMO: O presente trabalho buscou identificar alguns dos fatores que determinam a criminalidade nas regiões do Rio Grande do Sul, a partir da divisão do estado em Conselhos Regionais de Desenvolvimento – COREDES. Para isso, estimaram-se modelos econométricos via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para furtos, roubos e homicídios e concluiu-se que características de cunho geográfico de cada região – como a densidade demográfica e a taxa de urbanização – influenciam nas ocorrências de alguns crimes. Além disso, a partir da análise de variáveis de renda, constatou-se que aumentos de renda aumentam os crimes. No entanto, se esses aumentos de renda forem dos mais pobres, há uma diminuição de crimes. Ademais, os resultados apontaram que desigualdade de renda e uma estrutura familiar instável impactam positivamente nas taxas de crimes.

Palavras-chaves: Criminalidade; COREDES; Rio Grande do Sul.

Classificação JEL: R10; K14; C21.

***CRIMINALITY IN RIO GRANDE DO SUL: AN ECONOMETRIC ANALYSIS FOR COREDES
IN THE YEAR 2010***

ABSTRACT: The present work aims to identify some of the factors that determine criminality in the regions of Rio Grande do Sul, based on the state division known as Regional Development Councils - COREDES. For this purpose, econometric models were estimated through Ordinary Least Squares (OLS) for theft, robbery and homicide and it was concluded that geographic features of each region - such as demographic density and urbanization rate - influence the occurrence of some crimes. Moreover, from income variables analysis, it was found that the income increase causes the crime rates to increase as well. However, if this income increase is among the poorest, there is a decrease in crime. In addition, the results pointed out that income inequality and family structure instability have a positive impact on crime rates.

Keywords: Criminality; COREDES; Rio Grande do Sul.

JEL Codes: R10; K14; C21.

*Recebido em: 02/08/2017; Aceito em: 08/02/2018.

1. Introdução

A criminalidade é um problema que fragiliza a sociedade em todos os âmbitos, infringindo custos de todos os tipos e perpetuando-se como um dos cerne da organização social contemporânea, cenário recorrente no Brasil. Segundo o Mapa da Violência de 2012 (WAISELFISZ, 2012), a taxa de homicídios (em 100 mil habitantes) no Brasil, da década de 80 até o ano de 2010¹, passou de 11,7 para 26,2; tendo o Rio Grande do Sul (RS), escopo do atual trabalho, acompanhando a crescente nacional, indo de 8,1 homicídios por 100 mil habitantes para 19,3, considerando o período citado anteriormente.

Trazendo a discussão para região de interesse, o RS, verifica-se – ainda segundo o Mapa da Violência de 2012 (WAISELFISZ, 2012) – uma caracterização específica do crescimento desse tipo de crime perante sua diferenciação espacial dentro do Estado. O autor registra que a região da Capital e sua respectiva região metropolitana auferiram um crescimento de 353,8% da taxa de homicídios por 100 mil habitantes entre 1980 e 2010, um crescimento anual de cerca de 5,2%. Esse recorte representa um crescimento maior do que o nacional e o estadual, partindo de uma taxa de 6,5 em 1980 para uma taxa de 29,6 em 2010. O interior do RS também apresentou crescimento, porém bem mais discreto; a taxa foi de 8,9 para 13,2 no período compreendido.

A criminalidade se caracteriza como um evento de impacto negativo direto na sociedade fragilizada por esse ato. Por óbvio, a influência desse distúrbio não apresenta um caráter individual e pessoal dentro de um ambiente onde ocorre; existe uma cadeia de prejuízos advindos da externalidade negativa que um ato criminoso perpetua no desenvolvimento social. Furtado (2007) utiliza um levantamento do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID) para contextualizar tal situação, informando que, conforme o levantamento do BID, a criminalidade representava ao Brasil um custo de 84 bilhões de dólares, anualmente. Os custos tratados dentro dessa esfera são relacionados à perda na saúde, perdas materiais, deterioração de consumo e trabalho e perdas relacionadas a transferências interpessoais (LONDOÑO; GUERREIRO, 1998). Reforçando a ideia, Rondon e Andrade (2003) promovem essa discussão para o caso de Belo Horizonte, onde os autores relatam custos² relacionados com a criminalidade numa magnitude de quase 4,1% do PIB da cidade em 1999.

Dada a relevância do assunto, fazem-se necessárias pesquisas que tratem sobre os determinantes e os impactos da criminalidade. E, nesse sentido, o presente artigo pretende contribuir para a literatura analisando a criminalidade no Rio Grande Sul, a partir de um recorte regional de análise das regiões COREDES³ do estado, sendo esse um ponto que difere este trabalho dos demais encontrados na literatura, isto porque o foco das análises geralmente reside em divisões municipais⁴ e não regionais.

A criação de Conselhos Regionais de Desenvolvimento foi instituída pela Lei n.º 10.283, de 17 de outubro de 1994. Segundo o Art. 2º da referida lei, “os Conselhos Regionais de Desenvolvimento têm por objetivo a promoção do desenvolvimento regional, harmônico e sustentável, através da integração dos recursos e das ações de governo na região, visando à melhoria da qualidade de vida da população, à distribuição equitativa da riqueza produzida, ao estímulo à permanência do homem em sua região e à preservação e recuperação do meio ambiente”. Ainda se chama a atenção para o Art. 3ª dessa mesma lei que argumenta que os COREDES têm como atribuição “promover a participação de todos os segmentos da sociedade regional no diagnóstico de suas necessidades e potencialidades, para a formulação e implementação das políticas de desenvolvimento integrado da região”. O Estado do Rio Grande do Sul está dividido atualmente em 28 COREDES, conforme demonstra a Figura 1 em anexo no fim do artigo.

¹A metodologia adotada no Mapa da Violência de 2012 utilizou dados preliminares para os números de homicídio referentes ao ano de 2010.

²Rondon e Andrade (2003) consideram dois grupos de custos: os exógenos, referentes aos gastos com segurança pública e privada; e os custos endógenos, relacionados diretamente com as consequências do ato criminoso, como anos de vida perdidos, bens roubados e furtados e gastos com hospitalização e tratamentos.

³São as microrregiões do estado do Rio Grande do Sul.

⁴Para ver mais, consultar Oliveira (2008), Saraiva, Conceição e França (2016) e Batella e Diniz (2010).

A ideia do presente artigo parte do pressuposto que, dado que os COREDES agrupam, em uma mesma região, municípios próximos, a política de combate à criminalidade em um município, deveria ser a mesma no município vizinho, ou seja, compreenderia todos os municípios próximos e pertencentes ao mesmo COREDE. Isso é visto em Oliveira (2008), em que o autor argumenta que as políticas públicas devem ser globais, ou seja, dado que a vizinhança importa, a política pública adotada em uma cidade somente reduz a criminalidade se os vizinhos adotarem igual política (OLIVEIRA, 2008).

Dentro deste escopo, será feita uma análise constando as 28 regiões COREDES do Rio Grande do Sul, em que serão estimados modelos econométricos que visam investigar os principais determinantes para crimes como homicídios, roubos e furtos. Além dessa introdução, o presente artigo está dividido em mais quatro seções: a seção dois faz uma análise da teoria econômica do crime e apresenta os principais trabalhos da área; a terceira seção especifica os dados utilizados e os procedimentos metodológicos; na quarta seção, são demonstrados os resultados encontrados; e, na quinta seção, são apresentadas as considerações finais.

2. Referencial teórico

Esta seção apresenta o referencial teórico utilizado no trabalho. Primeiramente, explica-se a Teoria Econômica do Crime a partir de Becker (1968) e Ehrlich (1973) e, posteriormente, mostram-se os principais trabalhos empíricos da área.

2.1. Teoria econômica do crime

Tendo em vista o problema latente da criminalidade, a Teoria Econômica passou a produzir contribuições visando realizar diagnósticos e trazer à discussão uma nova ótica para o entendimento da relação entre a sociedade e o crime em si. Economistas passaram a utilizar métodos diferentes das demais ciências interessadas no assunto para tentar produzir novas respostas e análises, buscando possíveis formas de atuação para conter o emergente problema da violência. A ciência econômica tenta trazer para o debate acadêmico novos questionamentos acerca da criminalidade, bem como o modo como esta se propaga e de que formas ela atinge a sociedade como um todo.

É importante ressaltar um dos trabalhos primordiais dentro da chamada Economia do Crime, que foi a elaboração da Teoria da Escolha Racional, de Becker (1968). Neste trabalho o autor deu um caráter de racionalidade ao criminoso, tornando suas escolhas tangíveis para o estudo do tema.

Becker (1968) criou um modelo que relaciona a escolha do indivíduo aos seus possíveis ganhos e custos em realizar um ato considerado ilegal, optando este agente por cometer o crime num ponto onde suas expectativas de ganhos superassem os seus custos relacionados a essa prática.

Considerando que o criminoso em potencial não tem a criminalidade como uma característica inerente, Becker (1968) condiciona a atuação desse agente a uma série de fatores passíveis de previsão, que ele define como seus benefícios líquidos. No lado que influencia positivamente o crime, e custos relacionados ao ato criminal, bem como os ganhos dos quais ele abriria mão se permanecesse no mercado legal, como aspectos que desencorajam o indivíduo de cometer um crime. Segundo Becker (1968), conforme visto em Fajnzylber e Araujo Jr. (2001), o indivíduo optará pela ilegalidade se o conjunto de utilidades esperadas se der de tal maneira:

$$(1 - pr) * U(li - ci - Mi) - pr * U(pu) > U(wi) \quad (1)$$

em que pr é a probabilidade que o indivíduo atribui à sua captura e condenação; li é o ganho monetário com o crime em questão; ci é o custo de planejamento e execução do crime; Mi é o custo moral que o indivíduo atribui a tal prática; pu é o valor que ele atribui à punição; e wi é o custo de oportunidade, ou quanto ele ganha permanecendo no mercado legal.

A intuição do modelo leva em conta como o indivíduo se defronta perante seus ganhos esperados e suas perdas atribuídas ao adentrar o mercado ilegal, de forma que a escolha parta de uma análise que sofre impactos em dois sentidos: de um lado, o potencial criminoso confronta o benefício que o crime lhe traria; em contrapartida, sofre desincentivos de fatores que o manteriam no mercado legal. Do ponto de vista do interesse em adentrar o crime, está o ganho monetário atribuído a tal atividade. No sentido contrário, o indivíduo é dissuadido por questões como a força da justiça, o custo do planejamento, que é menor conforme o grau de especialização do potencial criminoso, o custo moral, vinculado ao desenvolvimento pessoal e ao ambiente onde o agente se insere, o valor atribuído à punição e o quanto ele deixaria de ganhar se permanecesse no mercado legal.

A partir da Teoria da Escolha Racional, diversos pontos passaram a ser trabalhados com mais critério dentro da Teoria Econômica do Crime: vínculo entre renda – desigualdade desta –, educação, características regionais e a distribuição espacial das cidades. Diversos conceitos passaram a fazer parte das lacunas a serem preenchidas dentro do escopo da Teoria Econômica, no que tange à criminalidade e como esta se relaciona com os indivíduos. Por exemplo, Ehrlich (1973) definiu um impacto positivo da desigualdade em crimes contra propriedade, considerando que o potencial criminoso toma a decisão pela criminalidade conforme ele se sente mais incentivado pelas possíveis vítimas. Em ambientes onde poucas pessoas absorvem a maior parte da renda, essas podem se tornar um alvo para os possíveis agressores; uma possibilidade atestada pela Teoria da Escolha Racional.

2.2. Resultados empíricos sobre a teoria econômica do crime

Dentre as ramificações dos trabalhos realizados acerca da interação entre criminalidade e seus possíveis fatores determinantes, criam-se lacunas acerca das diversas possíveis abordagens na relação entre crimes e variáveis de incentivo ou desincentivo. Como supracitado, a Teoria Econômica do Crime se propagou de tal forma que se criou a possibilidade de preencher algumas lacunas dentro do tema ao analisar diretamente a associação de atividades ilegais e o ambiente onde elas se inserem.

Como argumentam Cerqueira e Lobão (2004), apesar de diversos trabalhos empíricos buscarem explicar os determinantes da criminalidade pela ótica do modelo teórico de Becker (1968), há de se destacar que a ideia original não prevê interações de variáveis como desigualdade de renda e atuação policial dentro do que se equacionou como a Escolha Racional. Os autores, buscando testar a interação de tais variáveis, assumem um modelo que considera a ação dos potenciais criminosos suscetível a externalidades referentes ao ambiente onde o crime ocorre e a eficácia da ação policial. Cerqueira e Lobão (2004) trazem como resultados para o teste empírico do modelo proposto para o Rio de Janeiro e para São Paulo pontos importantes, como a considerável elasticidade da desigualdade de renda como fator positivo sobre os homicídios; além do efeito negativo tímido dos gastos com segurança pública na mesma tipologia criminal.

Cabe ressaltar, porém, o fato de a presença policial e de as taxas de criminalidade apresentarem endogeneidade, devido às especificidades de atuação do poder público, que apresenta defasagem de resposta à atuação do crime, conforme visto em Vollaard e Koning (2009). Os autores, visando testar essa relação entre presença policial e criminalidade na Holanda, instrumentam como variável para definir a força da polícia o quanto da sua atuação que não é explicada pelo aumento das taxas de crimes, chegando a um resultado de queda de 10% nas taxas de crime e desordem, dado um aumento de 30% do efetivo policial *per capita*, analisando entre os anos de 1996 e 2004. Soares e Zobot (2011), ao analisarem a eficiência dos gastos públicos no combate ao crime nas mesorregiões de Santa Catarina, contribuem inferindo acerca da importância do efeito dos investimentos em segurança; os autores argumentam que as regiões que alcançaram melhor nível de eficiência lograram melhores posições no *ranking* de criminalidade no estado. Algo que vai de encontro a isso também é abordado por Cerqueira e Lobão (2003).

Entorf e Splenger (2000), ao realizarem um estudo de dados em painel para Alemanha, para o período de 1975 a 1996, corroboram os resultados de Ehrlich (1973), traçando uma relação positiva

e significativa entre os instrumentos utilizados para definir a desigualdade de renda e custo de oportunidade dos indivíduos que prospectam adentrar na ilegalidade e a perpetuação do crime em si, destacando-se os crimes contra propriedade. Os autores utilizaram como variáveis para a medida de renda no mercado ilegal e oportunidade no mercado legal: o PIB *per capita* e o Produto Nacional Bruto (PNB) *per capita* subtraído do Estado Federativo em questão, respectivamente.

A renda de uma determinada região pode determinar o nível da atividade criminal dentro desse ambiente, tendo em vista que pode representar tanto o custo de oportunidade do potencial agressor como o número de eventuais vítimas. Em especial, dentro desse vínculo, estão os crimes de caráter econômico, em que o indivíduo criminoso tem definidas as suas expectativas de ganhos monetários, dado o nível de renda dessa determinada área (EHRlich, 1973; ARAUJO JR.; FAJNZYLBER, 2000).

Um fator importante na análise de elementos que impactam na criminalidade é a espacialidade. Nada impede que criminosos tenham mobilidade de regiões menos prósperas, no que tange à criminalidade, para regiões que apresentam uma possibilidade de ganhos maiores dentro da lógica racional no mercado ilegal. Peixoto (2003) e Almeida, Haddad e Hewings (2005) argumentam que há motivos para crer na possibilidade de relação entre regiões próximas nos níveis de criminalidade e a existência de aglomerações criminosas.

Ao estudar a correlação de variáveis importantes na literatura sobre determinantes de criminalidade com as taxas de crimes para a RMPA em 2000, Brunet et al. (2008) relacionaram significativamente as variáveis renda, educação, densidade populacional e mulher responsável pelo domicílio – para entender esse resultado, ver nas páginas 14-15 do presente artigo –, com os níveis de criminalidade. Segundo os autores, a renda apresenta ligação positiva com a criminalidade, pois representa uma aglomeração de vítimas mais atraentes ao olhar do criminoso em potencial; o que pode também explicar o resultado da educação, visto que educação e renda também se relacionam positivamente; o número de domicílios chefiados por mulheres também apresentou um impacto direto, sendo uma medida que representa desorganização social do ambiente onde os agentes se desenvolvem. A densidade populacional também apresentou uma correlação considerável; esse aspecto será melhor tratado na sequência.

Araújo Jr. e Fajnzylber (2000) relacionam o fato de a renda apresentar um caráter direto sobre a criminalidade, tendo em regiões que têm maior concentração de bens e estoque um maior incentivo para a ocorrência de crimes que tenham uma motivação econômica. Os autores ainda ressaltam que isso pode, de certa forma, acarretar crimes que sejam de motivos puramente violentos (MENDONÇA; LOUREIRO; SACHSIDA, 2003).

Seguindo no escopo da pesquisa de Araújo Jr. e Fajnzylber (2000), os autores relatam impacto negativo da educação em crimes contra pessoas. O que pode ser explicado pelo fato de que maiores níveis educacionais representam não só um maior custo de oportunidade, mas um maior custo moral de praticar um crime. Já em crimes contra o patrimônio, a relação foi direta, reforçando o fato de que regiões com maiores níveis de educação também apresentam um maior nível de renda, o que as tornaria, assim, mais aprazíveis ao criminoso em potencial. Os autores também verificaram que uma maior desigualdade de renda impacta num maior nível de crimes contra pessoas, podendo ser explicado pela tensão causada por essa distorção socioeconômica, do ponto de vista sociológico, ao agente mais fragilizado⁵.

A importância da espacialidade na análise de criminalidade se dá pelo motivo de cada região ter uma característica específica, inserindo-se de formas distintas quanto à sua colocação perante a atividade criminal. Especificações demográficas e socioeconômicas representam fatores importantes quanto à interação entre o crime e uma determinada sociedade em questão, bem como evidenciam a necessidade de políticas conjuntas e coesas, evitando que o crime não seja suprimido de forma apenas pontual, mas, sim, geral. Neste sentido, Gonzalez-Navarro (2013), ao testar essa relação para os Estados Unidos, verificou que havia um efeito migratório de furtos de veículos, em consequência da

⁵ Ver Gartner (1990).

adoção de alguns estados da federação quanto à exigência de utilização do mecanismo LoJack⁶. O autor argumenta que, ao não existir paridade entre estados vizinhos na adoção dessa medida de precaução, houve um efeito de afastamento da ocorrência dessa tipologia de crimes para regiões vizinhas, onde não havia a cobrança de instalação do dispositivo antifurto.

Oliveira (2008) traz esse debate para o estado do RS, fazendo uma inferência sobre os locais com alto índice de criminalidade e alta dependência espacial da unidade estudada. Para isso, o autor faz uso de um modelo econométrico espacial e analisa os determinantes para a criminalidade no RS. O avanço desse tipo de pesquisa se dá no sentido de que o modelo passa a considerar o entorno social que faz o agente optar ou não pela escolha de cometer um crime. Dessa forma, passa a considerar fatores que são exógenos ao indivíduo, que explicam a sua história e inserção dentro da sociedade; seu ambiente familiar, as políticas internas da sua cidade etc. Isso afeta o custo de oportunidade e o custo moral do criminoso em potencial.

É destacável que Oliveira (2008) demonstrou, ao se considerar as vizinhanças dentro da região, que as modalidades de furtos e roubos apresentam difusão entre as regiões. Além disso, o autor verificou os efeitos positivos para urbanização em todos os tipos de crimes, sugerindo que regiões mais populosas representam menores custos para se cometer um crime, bem como maior anonimato ao criminoso. Desigualdade de renda também representou um incremento nas taxas de criminalidade. A educação apresentou sinal positivo, o que o autor diz ser um indício de que a escola não está cumprindo seu papel na formação moral e profissional dos indivíduos, além da variável de famílias chefiadas por mulheres apresentaram um impacto positivo a criminalidade.

Cabe ressaltar ainda alguns trabalhos que seguem essa avaliação da análise espacial da criminalidade. Farias, Lima e Figueiredo (2008) realizaram uma análise espacial de crimes violentos entre os municípios de Minas Gerais para o período de 2012 por meio de técnicas como a Análise Estatística Multivariada (AEM) e a Análise Espacial de Dados Espaciais (AEDE). Por meio dessas técnicas, os autores constataram que o estado de Minas Gerais apresenta 7 grupos distintos de municípios em relação à taxa de crimes, possui dependência espacial e apresenta *clusters* distintos para crimes violentos contra pessoa e patrimônio. Os autores ainda chamam a atenção nos resultados para a correlação positiva entre concentração renda, população urbana e condições subnormais de saneamento com os níveis de crime violento.

Sass, Porsse e Silva (2016) fazem uma abordagem dos determinantes da criminalidade no estado do Paraná, por meio da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e de modelagem econométrica espacial. Os principais resultados, para os modelos espaciais globais SAR (modelos de defasagem da variável dependente) e SDM (modelo Dublin espacial), foi que as variáveis grau de urbanização e taxa de pobreza são as que mais impactam sobre as taxas de homicídios, bem como as defasagens das variáveis densidade demográfica, taxa de pobreza e da própria taxa de homicídios. Pode-se concluir, segundo os autores, que no Paraná as regiões urbanas ou regiões com níveis altos de desigualdade tendem a ter uma maior incidência de homicídios. Já os resultados do modelo local RPG (Regressões ponderadas geograficamente) apontaram que o impacto da taxa de pobreza não é uniforme no estado, apresentando um impacto maior na região oeste. Para esse mesmo modelo, a variável de taxa de policiais para cada 100 mil habitantes, que não era significativa nos modelos SAR e SDM, mostra-se significativa para os municípios da região leste do estado, sugerindo que um aumento do aparato policial reduziria a criminalidade nessa região.

Por fim, cabe destacar ainda o trabalho de Castro et al. (2004) que avalia a criminalidade no Estado de Minas Gerais por meio da distribuição espacial da taxa de homicídios. Devido à grande extensão territorial de Minas Gerais, os autores utilizaram uma técnica que visou dividir o estado em conglomerados espaciais homogêneos. Essa divisão resultou em 24 conglomerados espaciais agrupados por municípios com taxas de homicídios próximas. A principal contribuição dos autores

⁶ Dispositivo que rastreia carros roubados via satélite, sendo inserido no veículo de forma a ser não aparente ao potencial agressor, que se vê num dilema quanto à previsibilidade de seu ato. Esse problema pela ótica do agressor faz com que ele escolha agir apenas em situações que ofereçam menor risco quanto à existência ou não do mecanismo LoJack.

ao utilizar esse procedimento é servir de instrumento para a aplicação de políticas regionais de controle à criminalidade, sugerindo a criação de “Núcleos de Gerenciamento em Segurança Pública” para cada região. Esse ponto levantado pelos autores serve como estrutura para a estratégia do presente artigo, que é o de regionalizar o Rio Grande do Sul por meio dos COREDES e indicar políticas regionais para o controle da criminalidade.

3. Metodologia

Esta seção apresenta os métodos de investigação usados para explorar o tema criminalidade nos COREDES. Inicia-se com a apresentação da base de dados e em seguida é apresentada a metodologia utilizada.

3.1. Base de dados

Os dados deste trabalho referentes ao crime são informações disponibilizadas pela Secretaria de Segurança Pública (SSP) do estado do Rio Grande do Sul, base essa que fornece informações para inúmeros crimes no estado para diversos anos. Já os dados socioeconômicos são do IBGE, referentes ao Censo do ano de 2010. A descrição de cada uma das variáveis encontra-se logo abaixo na Tabela 1:

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Descrição
Lntxro	log da taxa de roubo para cada 100000 habitantes
Lntxfur	log da taxa de furto para cada 100000 habitantes
Lntxhom	log da taxa de homicídio para cada 100000 habitantes
Lntxurb	log da taxa de urbanização
Lndens	log da taxa de densidade populacional por km ²
Lnpssup	log da proporção de pessoas com superior completo
Lnfcr	log da proporção de pessoas que frequentaram creche
Incrsf2000	log da proporção de residências com crianças onde nenhum dos moradores tinha ensino fundamental completo em 2000
Lnpibpc	log do PIB <i>per capita</i>
Inre20po	log da renda <i>per capita</i> dos 20% mais pobres
Inren10ri	log da renda <i>per capita</i> dos 10% mais ricos
Lntxanalf	log da taxa de analfabetismo
lnIGini	log do Índice de Gini
Inmcf2010	log da proporção de lares onde mulheres são chefes de família
Ingseg	log dos gastos com segurança pública
Indsem	log da taxa de desemprego
Inppo	log do percentual de pessoas de 15 a 24 anos que não estudam nem trabalham e são vulneráveis à pobreza

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Censo 2010 e da SSP/RS.

3.2. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

O primeiro passo a se tomar ao estimar um modelo empírico de criminalidade é testar a dependência espacial entre as regiões. Para isso, será utilizada a AEDE que, conforme Almeida et al. (2008), é um método fundamentado em visualizar e descrever os aspectos espaciais contidos na base de dados, tratando diretamente dos efeitos de heterogeneidade e autocorrelação espacial.

Como explica Almeida (2012), visto em Carrets, Oliveira e Menezes (2016), a autocorrelação surge quando o valor de determinada variável em uma região i , por exemplo, está relacionado ao valor dessa variável em uma região próxima j . Ou seja, há fatores externos à região i que explicam determinado fenômeno, o qual pode estar associado ao valor dessa variável na região vizinha j .

Nesse aspecto, Anselin (1988) acentua que percepção de dependência espacial acarreta a necessidade de estabelecer a influência de uma região particular nas outras regiões do sistema espacial. Formalmente, essa relação é apresentada na noção de vizinhança através da construção de matrizes de pesos espaciais.

3.3. Matriz de pesos espaciais (W) e Índice Global de Moran

Uma das formas mais comuns de testar autocorrelação espacial é através do I de Moran, conforme visto em Oliveira e Marques Junior (2009), que apresenta a seguinte fórmula funcional:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} X_i X_j}{\sum_{i=1}^n X_i^2} \quad (2)$$

em que n representa o número de regiões; w_{ij} representa os elementos da matriz de pesos espaciais; x_i e x_j são os valores da variável analisada em desvios da média.

Normalmente, os resultados do I de Moran são muito influenciados pela matriz de pesos espaciais escolhidas. Oliveira e Marques Junior (2009) argumentam que a escolha deve ser sempre teórica. Neste trabalho, assim como em Ávila e Monastério (2004), Ávila e Bangolin (2014), Oliveira e Marques Junior (2009) e Oliveira (2008), Carrets, Oliveira e Menezes (2016), Farias, Leivas e Menezes (2016), será utilizada a matriz *Queen*, em que são consideradas vizinhas todas as unidades que dividem qualquer tipo de fronteira com a unidade analisada, seja uma borda comum ou um nó comum. A Tabela 2 apresenta os resultados do I de Moran para as variáveis dependentes do modelo, ou seja, taxa de homicídios, furtos e roubos, para ordens de contiguidade 1, 2 e 3.

Índice Global de Moran			
Ordem de contiguidade	Tx de Homicídio	Tx de Furto	Tx de Roubo
1 ^a	-0,0175	0,0672	0,0838
2 ^a	-0,0502	0,0234	0,0346
3 ^a	0,0024	0,0189	-0,0013

Fonte: Elaborado pelos autores utilizando o *software* GeoDa versão 1.8.14.

Os resultados do I de Moran (Tabela 2) apresentam uma associação espacial positiva para a taxa de furtos para as três ordens de vizinhança, sendo o maior valor de 0,0672. Já a taxa de roubos apresenta associação espacial positiva em ordem de vizinhança nas 1 e 2, mas na 3 a relação é negativa (-0,013). Por fim, a taxa de homicídios apresenta resultado negativo nas duas primeiras ordens e na terceira apresenta uma relação positiva. No entanto, como se pode perceber, os valores encontrados são estritamente baixos, ou seja, estão muito próximos de zero, indicando uma autocorrelação espacial possivelmente não significativa, em todos os casos (MARQUES et al., 2010). Isso implica que a ocorrência de furtos, roubos e homicídios em um COREDE, provavelmente, são pouco correlacionadas no espaço com o valor médio de furtos, roubos, homicídios com seus COREDES vizinhos.

3.4. Modelo econométrico – Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

Assim como em Oliveira e Marques Junior (2009), em que os autores não encontraram dependência espacial global no COREDE Produção e optaram por estimar um modelo econométrico para criminalidade sem considerar a possibilidade de dependência espacial, o presente trabalho, por também não ter encontrado uma dependência espacial significativa entre os COREDES, estimará modelos sem considerar essa premissa.

Dentro da literatura de análise dos determinantes da criminalidade, existem alguns métodos que podem ser utilizados. Neste trabalho, em vista da falta de observações de crimes no ano de 2000⁷, o que inviabilizou a estimação de um modelo de dados em painel para os períodos de 2000-2010, optou-se pelo modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO), visto que os dados estavam em um formato *cross-section* para o ano de 2010, no qual as variáveis dependentes são as taxas de ocorrência de cada tipologia de crime trabalhada e as variáveis independentes correspondem ao restante das variáveis apresentadas na Tabela 1. Além disso, esse modelo também é aplicado por Oliveira (2008), Araújo Jr. e Fajnzylber (2000), Shikida, Araújo Jr. e Murta (2008), Lemos, Santos Filho e Jorge (2005), Freitas (2012), Hartung (2009).

No trabalho, foram estimados 4 modelos empíricos para diferentes variáveis e, para isso, utilizou-se a regressão *stepwise* que estima o melhor modelo dado o conjunto de variáveis. Tomou-se cuidado para não incluir variáveis que poderiam ter algum tipo de endogenia, isso explica a existência de mais de um modelo por tipo de crime – todas essas relações entre variáveis possivelmente endógenas estão explicadas no tópico dos resultados. Logo abaixo estão os quatro modelos estimados, contendo todas variáveis utilizadas nas estimações, estando na Tabela 1 a nomenclatura de todas variáveis.

Modelo 1:

$$\ln txro = \ln txurb + \ln dens + \ln psup + \ln fcr + \ln crsf2000 + \ln gseg + \ln dsem + \ln ppo \quad (3)$$

Modelo 2:

$$\ln txhom = \ln txurb + \ln dens + \ln ren20po + \ln ren10ri + \ln gseg + \ln dsem + \ln ppo \quad (4)$$

Modelo 3:

$$\ln txhom = \ln txurb + \ln dens + \ln pibpc + \ln txanalf + \ln gseg + \ln dsem + \ln ppo \quad (5)$$

Modelo 4:

$$\ln txfur = \ln txurb + \ln dens + \ln mcf + \ln IGini + \ln gseg + \ln dsem + \ln ppo \quad (6)$$

Em relação aos testes, primeiramente, estimaram-se os modelos com a robustez de White, onde se retira a hipótese de heterocedasticidade, ou seja, o modelo terá variância homocedástica, sendo um dos preceitos do MQO. Além disso, foi feito o teste *Variance Inflation Factor* (VIF), que mede a colinearidade das variáveis, ao ponto de que, se os resultados forem acima de 10, têm-se problema de multicolinearidade – esses resultados podem ser conferidos na tabela que está no apêndice. Outro ponto importante é analisar se o modelo apresenta a algum problema de omissão de variável importante, para isso foi feito o teste de Ramsey, e os resultados apontaram para a não omissão de variável relevante no modelo.

⁷ A base de dados da SSP/RS possui informações a partir do ano de 2002.

4. Resultados

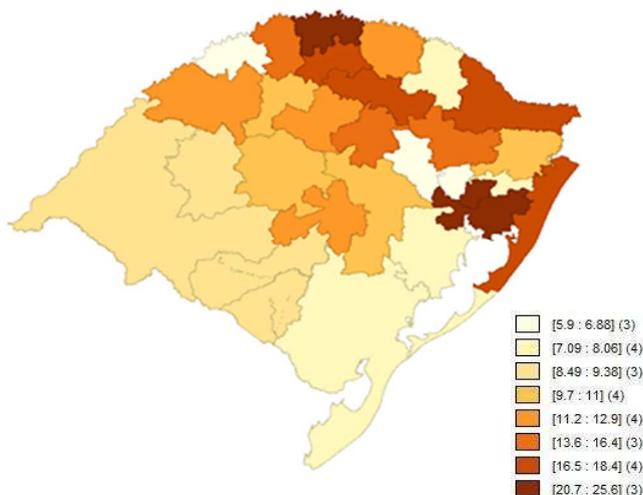
Esta seção irá apresentar os principais resultados do trabalho. Inicia-se com uma análise espacial dos crimes nos COREDES, a partir de mapas de georreferenciamento, e, depois, explicam-se os resultados das estimações dos modelos econométricos.

4.1. Distribuição espacial da criminalidade

Nesta subseção, será utilizado o recurso de georreferenciamento do *software GeoDa*, visando facilitar a visualização da distribuição de furtos, roubos e homicídios nos COREDES do Rio Grande do Sul. A análise é dada pela distribuição das cores, sendo o amarelo mais claro representante das regiões com menores taxas de crimes e as regiões com tons mais escuros correspondentes a regiões com maior incidência de crimes.

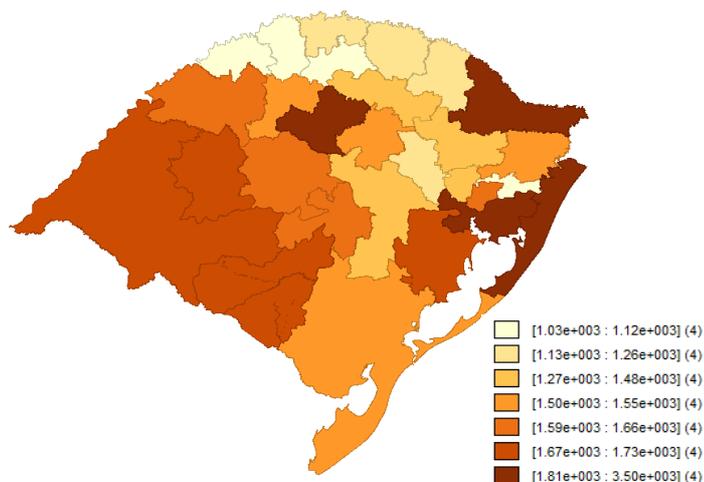
Na Figura 1, pode-se visualizar a distribuição de homicídios no Rio Grande do Sul. É notável que as regiões com maior área territorial estão com a cor mais clara, COREDE Sul e COREDE Fronteira Oeste, o que é um indicativo de que dimensão do espaço geográfico aliado com a densidade demográfica são fatores que influenciam crimes. Já as regiões COREDE Metropolitano Delta do Jacuí, onde se encontra a capital Porto Alegre, e COREDE do Vale do Rio dos Sinos, são onde as taxas de crimes são maiores correspondendo, respectivamente, a 25 e 20 homicídios a cada 100.000 habitantes.

Figura 1 – Mapa de distribuição de homicídios nos COREDES do Rio Grande do Sul



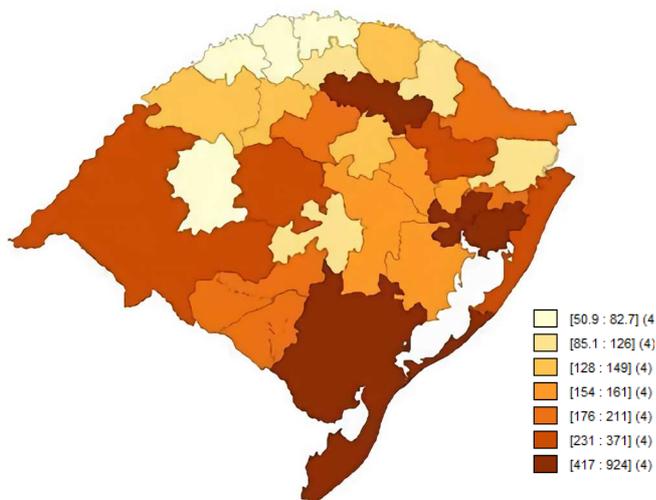
Fonte: Elaborado pelos autores utilizando o *software GeoDa* versão 1.8.14.

Já na Figura 2, tem-se como referência a distribuição de furtos. Nesse tipo de crime, é constatada uma maior taxa de ocorrência em todos COREDES, pois se trata de um crime menos violento e mais frequente. No entanto, o COREDE Metropolitano Delta do Jacuí e o COREDE Vale do Rio dos Sinos ainda são uns dos mais violentos nessa tipologia. Outro COREDE que se destaca negativamente ao analisar-se a distribuição de furtos é o Litoral, que apresenta uma taxa de 3503 furtos a cada 10000 habitantes. Mesmo sendo um COREDE pequeno e com baixa densidade demográfica, essa região por ser litorânea acaba recebendo muitos turistas durante o ano, o que acaba resultando em um aumento de potenciais vítimas de furtos.

Figura 2 – Mapa de distribuição de furtos nos COREDES do Rio Grande do Sul

Fonte: Elaborado pelos autores utilizando o *software GeoDa* versão 1.8.14.

Na Figura 3, tem-se a distribuição de roubos no RS, destacando novamente os COREDES Metropolitano Delta do Jacuí e Vale do Rio dos Sinos com as maiores taxas de roubos, sendo respectivamente 924 e 623 ocorrências de roubo a cada 100000 habitantes. Outros dois COREDES se destacam também por apresentarem altas taxas de roubos, o COREDE Sul e o COREDE Produção. A explicação para o COREDE Produção apresentar tal resultado pode ser porque a região apresenta uma das maiores proporções de pessoas com grau de instrução alto – curso superior – e, conseqüentemente, alta renda *per capita*, indo de acordo com o que concluíram Brunet et al. (2008), que a renda apresenta ligação positiva com a criminalidade, pois representa uma aglomeração de vítimas mais atraentes ao olhar do criminoso em potencial; podendo também explicar o resultado da educação, visto que educação e renda também se relacionam positivamente

Figura 3 – Mapa de distribuição de roubos nos COREDES do Rio Grande do Sul

Fonte: Elaborado pelos autores utilizando o *software GeoDa* versão 1.8.14.

4.2. Resultados do modelo empírico

Nesta subseção, serão explicados os resultados dos modelos econométricos. Foram testadas inúmeras variáveis de acordo com o que a literatura sobre o tema propõe. Dessas variáveis, e por meio da regressão *stepwise*, buscou-se estimar diferentes modelos para cada tipo de crime, dada a relevância de cada variável.

Em relação às variáveis e aos resultados esperados buscou-se trabalhar com variáveis que tratassem da caracterização do território, como o grau de urbanização e a densidade demográfica, a fim de testar se a distribuição geográfica da região tem algum reflexo nas taxas de criminalidade. Oliveira (2005) destaca que regiões maiores e com uma alta densidade demográfica possuem taxas de crimes mais altas. Variáveis que expressam a renda das regiões também foram utilizadas, como o PIB *per capita*, a renda *per capita* dos 20% mais pobres e dos 10% mais ricos. As mesmas tentam captar o nível da atividade criminal dentro de uma região, tendo em vista que a renda pode representar tanto o custo de oportunidade de um indivíduo cometer um crime como o número de vítimas em potencial, pontos de extrema relevância dentro da abordagem que segue o trabalho de Becker (1968).

Além dessas variáveis, têm-se duas que tratam de desigualdade, a primeira é o Índice de Gini (IG) que mede especificamente a desigualdade de renda⁸, e com ela espera-se encontrar a mesma relação que Ehrlich (1973): ambientes onde poucas pessoas absorvem a maior parte da renda podem apresentar a casta mais abonada como potenciais alvos para os possíveis agressores.

Ainda, investigaram-se algumas variáveis que tratam da educação dos indivíduos. Dessas, tem-se o percentual de pessoas que frequentaram creche, que têm como expectativa um resultado inverso à taxa de crimes, quanto maior a proporção de pessoas que já frequentaram creche, menor o número de crimes. Nesse sentido, temos alguns autores que defendem que promover a educação do indivíduo nas primeiras fases do ciclo de vida pode desenvolver noções de moralidade e civilidade, aumentando a probabilidade de o indivíduo obedecer às leis (BECKER, 1968; HECKMAN, 2000; LOCHNER, 2004), conforme visto em Becker e Kassouf (2016).

Um ponto importante a ser discutido é a possível endogenia entre educação e renda, que é argumentada por Brunet et al. (2008) e por outros autores na literatura econômica. Batella e Diniz (2010) argumentam que a educação é uma pré-condição a uma qualificação profissional melhor e, portanto, de uma renda melhor. Lochner (2004) segue esse pressuposto ao dizer que a educação é consequência de acúmulo de capital humano ao longo do ciclo de vida dos indivíduos, envolvendo tanto alocação de tempo como investimento. Brunet et al (2008) puxam essa discussão para o papel da educação no crescimento da economia, por meio do aumento da produtividade dos trabalhadores. Os autores concluem que essa teoria é compatível com a Teoria do Capital Humano, segundo a qual o crescimento econômico não é resultado apenas de fatores como terra, capital e trabalho, mas também de fatores como capital consubstanciado na educação e habilidades dos indivíduos (BRUNET et al., 2008).

Lochner e Moretti (2004) ainda elencam a educação como um dos fatores que determinam o crime, devido ao fato de que anos a mais de escolaridade aumentam o retorno do trabalho lícito, aumentando o custo de oportunidade para cometer um crime. Todos esses pontos acima levam à seguinte conclusão: educação explica a renda. No entanto, ambas as variáveis (educação e renda) explicam o crime, o que leva a um grande grau de endogenia ao utilizar as duas variáveis como explicativas. Por isso, variáveis como a proporção de pessoas com ensino superior completo não foram utilizadas em conjunto com variáveis de renda.

Já com o intuito de tentar captar o impacto da educação da família no desenvolvimento de um jovem, foi utilizada a variável de percentual de crianças que viviam em lares onde nenhuma pessoa possuía ensino fundamental completo. Essa variável se destaca, pois é referente ao Censo de 2000, período de 10 anos anteriores ao que este trabalho utiliza, e que abrangeria então pessoas de 10 a 24 anos em 2010. Ainda foram utilizadas as variáveis taxa de analfabetismo, onde se espera uma relação

⁸ Quanto maior o IG, maior a desigualdade.

positiva com a incidência de crimes e a variável que mede o número de domicílios chefiados por mulheres, que, conforme Brunet et al. (2008), serve como medida de desorganização social do ambiente onde os agentes se desenvolvem, o que teria um impacto positivo na criminalidade.

Alguns trabalhos que abordam a criminalidade ainda trazem a discussão para a eficiência do aparato policial, bem como do gasto com segurança pública como fatores importantes para o combate à criminalidade. Para esse caso, cita-se o modelo econômico do crime proposto por Becker (1968), no qual o autor pressupõe que a variável representante do efeito *deterrent* (número de policiais, gasto com segurança pública e, conseqüentemente, probabilidade de apreensão) seja negativamente correlacionada com a taxa de criminalidade. Contudo, conforme Kume (2004), um problema econométrico grave que afeta a maioria das estimações empíricas sobre a relação criminalidade e a punição é a simultaneidade dessas duas variáveis, isto é, o aumento do investimento em policiamento é acompanhado pelo aumento da criminalidade e da violência (GUTIERREZ et al., 2004). Logo, o uso do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para estimar o efeito da punição sobre a criminalidade fornecerá estimadores viesados (KUME, 2004). Para corrigir esses possíveis problemas, a literatura indica o uso de variáveis instrumentais, conforme indicam Duenhas, Gonçalves e Gelinski Júnior (2014). No entanto, devido à dificuldade em encontrar uma variável que explique o aumento dos gastos em segurança, mas que não esteja correlacionada com a violência e a criminalidade, não foram utilizadas variáveis que captassem o efeito da punição. Essa é a maior limitação do presente artigo.

Os resultados dos modelos encontram-se na Tabela 3 abaixo:

Tabela 3 – Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários

Variáveis	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<i>Lntxurbanizacao</i>	2,927*** (0,619)			0,861*** (0,256)
<i>Lndensidade</i>	0,163** (0,0598)	0,201*** (0,0668)	0,280*** (0,0587)	
<i>Lnprosup</i>	1,540*** (0,400)			
<i>Lnfrqcr</i>	-8,638*** (2,030)			
<i>lncrsf2000</i>	1,309** (0,549)			
<i>lnren20pobre</i>		-1,528*** (0,339)		
<i>lnren10rico</i>		2,115*** (0,613)		
<i>Lnpibpc</i>			0,722*** (0,170)	
<i>Lntxanalf</i>			1,076*** (0,176)	
<i>lnmcf2010</i>				0,182* (0,102)
<i>lnIGini</i>				1,502** (0,562)
Constante	17,68* (9,901)	-5,066 (4,126)	-7,655*** (1,764)	4,246*** (1,156)
Obs.	28	28	28	28
R ²	0,859	0,399	0,537	0,451

Nota: Os desvios-padrões são robustos à heterocedasticidade (estão entre parênteses); * parâmetros significativos a 10%; ** parâmetros significativos a 5%; *** parâmetros significativos a 1%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

O modelo 1 refere-se à estimação para a taxa de roubos, o 2 e o 3 referem-se a taxas de homicídios e o modelo 4 trata das taxas de furtos. Analisando os resultados do modelo 1, percebe-se que a urbanização e a densidade demográfica têm efeitos positivos sobre a taxa de roubos. Essa relação pode ser ilustrada ao analisarem-se as regiões do COREDE Delta do Jacuí, por exemplo, que possui a maior densidade demográfica da amostra e é uma região totalmente urbanizada. Nesse sentido, por Oliveira e Marques Junior (2009), conclui-se que o tamanho das regiões tem um papel significativo na probabilidade de punição no sentido de reduzi-la. Isso quer dizer que a densidade demográfica reduz a probabilidade de punição, porque existe um anonimato em regiões mais densas (OLIVEIRA, 2008); o que, intuitivamente, é inverso em regiões com baixa densidade populacional, representando custos maiores aos potenciais criminosos. Glaeser e Sacerdote (1999) ainda argumentam que, se o modo de abordagem dos criminosos é esperar na rua por potenciais vítimas, haverá um maior alcance de visão em áreas mais densas do que em áreas vazias.

Nesse mesmo modelo ainda foi utilizada a variável de percentual de pessoas que já frequentaram a creche e o resultado foi o esperado, ou seja, a educação desde os primeiros anos de vida reduz a chance dos indivíduos de desobedecer às leis e cometer crimes, indo de acordo com o argumentado por Becker (1968), Heckman (2000) e Lochner (2004). Outra variável abordada nesse modelo é *Incrsf2000*, um avanço do presente estudo no sentido metodológico, que teve como resultado uma relação positiva entre o desenvolvimento do jovem em um lar com pessoas com baixo nível educacional e a criminalidade. Ainda no modelo 1, o resultado da variável de proporção de pessoas com ensino superior completo também foi positivo; nas regiões onde mais pessoas possuem ensino superior completo, há mais roubos. Esse resultado pode ser justificado no sentido de que um alto capital humano implica em altos ganhos no mercado lícito o que aumenta os custos de oportunidade de cometer crimes. Essa relação corrobora com o encontrado por Oliveira (2008), Glaeser e Sacerdote (1999) e Araújo Jr. e Fajnzylber (2004). Oliveira (2008) ainda dá outra explicação que é que essa variável está altamente correlacionada à renda dos mais ricos, sendo então apenas resultado da relação direta com o benefício do crime. Nos modelos 2 e 3, pode-se perceber que também existe uma relação entre regiões com maior densidade e homicídios. Um ponto importante no modelo 2 é que ele utiliza variáveis de renda dos 20% mais pobres e dos 10% mais ricos e elas podem ser vistas como custo de oportunidade e benefício do crime, respectivamente. Assim como em Oliveira (2005), os resultados foram os esperados, ou seja, há uma relação positiva entre a renda dos 10% mais ricos e a criminalidade e uma relação negativa entre a renda dos 20% mais pobres e o crime.

Já no modelo 3, vê-se a relação da renda com o crime por outra ótica, avaliando apenas o PIB *per capita*. O resultado foi uma relação positiva entre PIB *per capita* com a criminalidade, indo de acordo com o encontrado por Kume (2004). Os resultados de Kume (2004) apontaram para uma elasticidade da renda de 0,41 sobre a criminalidade. Embora, como o mesmo autor levanta, uma renda *per capita* mais alta represente maiores oportunidades de emprego, o ganho obtido na atividade ilegal foi ainda mais alto. Isso significa que o benefício do crime se sobressai ao custo de oportunidade (OLIVEIRA, 2005). Nesse mesmo modelo, a variável taxa de analfabetismo teve uma relação positiva com as taxas de homicídios.

Por último temos o modelo 4, em que relacionam-se algumas variáveis com a taxa de furtos. Primeiramente, nota-se que um maior grau de urbanização impacta em mais furtos. Já a variável *lnmcf2010* representa, em parte, o efeito do papel da família no desenvolvimento do indivíduo, que se sustenta na premissa de que a desestruturação do ambiente familiar afeta negativamente o desenvolvimento dos filhos. Araújo Jr e Fajnzylber (2001) e Glaeser e Sacerdote (1999), Oliveira (2008) e Brunet et al. (2008) também incluem essa variável – ressaltando o seu comum uso em trabalhos de avaliação da criminalidade – e, assim como no presente artigo, encontram um sinal positivo para a mesma. Cabe deixar claro que essa variável destaca a ideia de lares monoparentais. No caso do presente trabalho, usou-se a variável que está disponível no Censo brasileiro, que destaca os lares monoparentais chefiados por mulheres, mas deixa-se claro que talvez lares monoparentais chefiados por homens também tenham o mesmo problema, no entanto, não há uma variável

disponível que pudesse captar esse efeito. Em vista disso, busca-se explicar que:

a explicação para este resultado é que apesar de famílias monoparentais serem um fenômeno cada vez mais comum, em média elas representam um fator de risco mais do que um fator de proteção com relação à criminalidade. Estas famílias quando chefiadas por mulheres possuem vários problemas que vão desde a redução da renda familiar, pois há somente uma fonte de renda, até problemas para a criação dos filhos, uma vez que a chefe de família é a responsável pelo sustento da residência. Nesses casos, não é incomum a criação dos filhos por irmãos mais velhos, por outros familiares e, em casos extremos, o seu abandono, o que os força a ir para as ruas. (OLIVEIRA, 2008, p.54)

Ainda no modelo 4, é abordada a relação do Índice de Gini, que mede a desigualdade de renda de cada região, com a taxa de furtos. O resultado foi o esperado, isto é, nos COREDES onde tem-se uma maior desigualdade de renda, tem-se uma maior taxa de furtos. Esse resultado corrobora o indicado anteriormente em Ehrlich (1973), Araujo Jr. e Fajnzylber (2000) e Oliveira (2008). A desigualdade de renda pode ser explicada como sendo uma *proxy* para a diferença entre os benefícios e os custos da criminalidade. O primeiro é representado pela renda das potenciais vítimas (maior renda) e o segundo pela renda dos potenciais criminosos (menor renda). Disso, conclui-se que os resultados apontaram que ambientes com maior desigualdade de renda tendem a apresentar uma maior incidência de crimes, visto que o número de vítimas potenciais – representados nos grupos que absorvem o maior nível de renda –, e o número de criminosos potenciais – representados na esfera menos abastada dessa relação –, são maiores.

5. Considerações finais

O presente trabalho visa contribuir para a literatura da economia do crime ao analisar as ocorrências de furto, roubo e homicídios nas regiões COREDES do Rio Grande do Sul. Com uma análise espacial dos crimes, pôde ser conferido em mapas de georreferenciamento as regiões onde havia maior nível de atividade criminal. Posteriormente, foram feitos testes de autocorrelação espacial, com o intuito de testar a presença de alguma dependência nos crimes das devidas regiões. Os resultados foram muito próximos a zero, o que pode significar uma pequena dependência espacial, não sendo necessário utilizar um modelo econométrico espacial. Alguns trabalhos na literatura – Oliveira (2008), Araújo Jr. e Fajnzylber (2000), Shikida, Araújo Jr. e Murta (2008), Lemos, Santos Filho e Jorge (2005), Freitas (2012), Hartung (2009) – também utilizam esse método e, a partir disso, decidiu-se estimar modelos por Mínimos Quadrados Ordinários.

Os principais resultados apontaram para a forte relação entre o espaço geográfico e a criminalidade, isso porque, nas regiões onde há maior taxa de urbanização e densidade demográfica, essa realidade contribui para maiores taxas de crimes. A renda e a educação também são fatores determinantes, dado que em regiões onde tem-se um maior nível de renda, isso pode acarretar um maior número de possíveis vítimas em potencial. A renda, vista por outra ótica, também pode contribuir para a diminuição dos crimes, isso ocorre se houver uma melhor distribuição da mesma, o que cria uma maior homogeneidade entre os estratos da sociedade e diminui os ganhos esperados pelos potenciais agressores e aumenta os seus respectivos custos de oportunidade. A educação, por ter uma forte associação com a renda, possui uma relação positiva. Além disso, mostrou-se que as regiões com maior desigualdade também sofrem com maior criminalidade, assim como os lares monoparentais e os lares instáveis.

Uma contribuição importante do presente artigo, que dá seguimento à ideia de Castro et al. (2004), é a indicação de criação de centros de controle a criminalidade para cada região. Ao utilizar a regionalização do estado por meio dos COREDES, essas políticas podem ser aplicáveis, principalmente, porque a formulação e a implementação das políticas de desenvolvimento integrado da região são objetivos dos COREDES. Esse ponto é sustentado pela teoria que trata da espacialidade dos crimes, em vista da dependência espacial de municípios próximos, sendo indicada a implementação de políticas públicas não somente individuais para cada município, mas para cada região.

Referências

- ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas: Alínea, 2012.
- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: an explanatory analysis. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 1, p. 39–55, 2005.
- ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 46, n. 1, p. 31-52, 2008.
- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: methods and models*. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ARAÚJO JR., A.; FAJNZYLBER, P. Crime e economia: um estudo das microrregiões mineiras. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 31, n. especial, p. 630-659, 2000.
- ÁVILA, J. F.; BAGOLIN, I. P. Pobreza no Rio Grande do Sul: uma análise exploratória da sua distribuição espacial a partir de indicadores multi e unidimensionais. *Revista Estudo & Debate*, v. 21, n. 2, p. 25-47, 2014.
- ÁVILA, R. P.; MONASTÉRIO, L. M. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). Brasília: *Revista Economia*, v. 5, n. 2, p. 269-296, 2004.
- BATELLA, W. B.; DINIZ, A. M. A. Análise espacial dos condicionantes da criminalidade violenta no estado de Minas Gerais. *Sociedade & Natureza*, v. 22, n. 1, p. 151-163, 2010.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: An economic approach. In: REID, L. W. *The Economic Dimensions of Crime*. Palgrave Macmillan UK, p. 13-68, 1968.
- BECKER, K. L.; KASSOUF, A. L. Violência nas escolas públicas brasileiras: uma análise da relação entre o comportamento agressivo dos alunos e o ambiente escolar. *Nova Economia*, v. 26, n. 2, p. 653-677, 2016.
- BRUNET, J.; VIAPIANA, L.; BERTÊ, A.; BORGES, C. Fatores preditivos da violência na Região Metropolitana de Porto Alegre. *Revista Brasileira de Segurança Pública*, v. 2, n. 3, p. 70-88, 2008.
- CARRETS F. D.; OLIVEIRA J.; MENEZES G. R. A criminalidade no Rio Grande do Sul: uma análise espacial para os anos de 2005, 2010 e 2015. In: *Anais do 8º Encontro de Economia Gaúcha*, Porto Alegre, 2016.
- CASTRO, M. S. M.; SILVA, B. F. A.; ASSUNÇÃO, R. M.; BEATO FILHO, C. C. Regionalização como estratégia para a definição de políticas públicas de controle de homicídios. *Cadernos de Saúde Pública*, v. 20, n. 5, p. 1269-1280, 2004.
- CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. Criminalidade, ambiente socioeconômico e polícia: desafios para os governos. *Revista de Administração Pública*, v. 38, n. 3, p. 371-400, 2004.
- DUENHAS, R. A.; GONÇALVES, F. O.; GELINSKI JÚNIOR, E. Educação, segurança pública e violência nos municípios brasileiros: uma análise de painel dinâmico de dados. *Revista Publicatio*, v. 22, n.2, p. 179-191, 2014.
- EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, p. 521-565, 1973.
- ENTORF, H.; SPENGLER, H. Socioeconomic and demographic factors of crime in Germany: Evidence from panel data of the German states. *International Review of Law and Economics*, v.

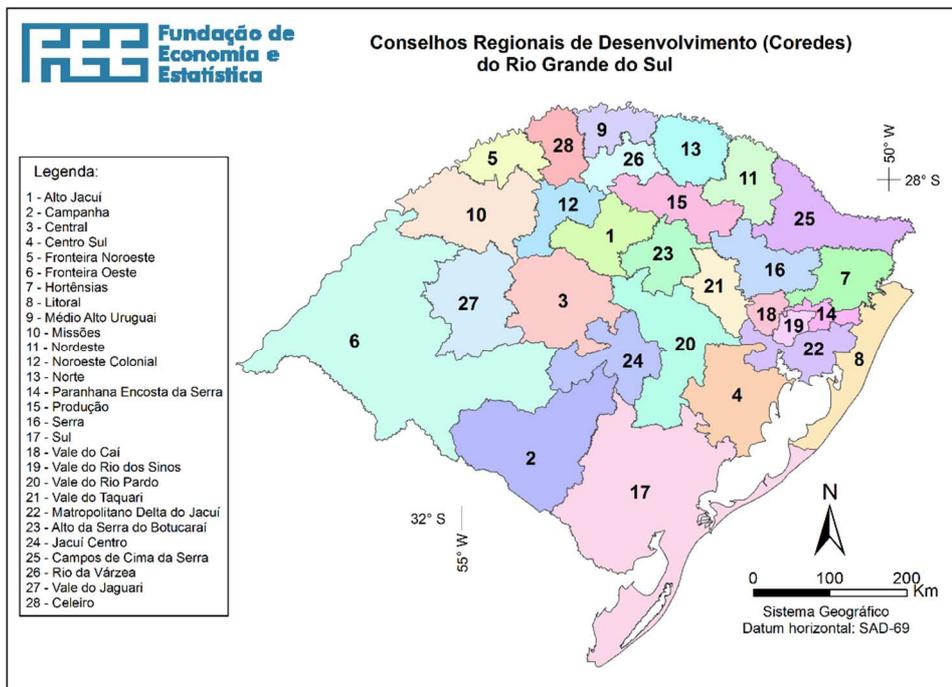
20, n. 1, p. 75-106, 2000.

- FAJNZYLBER, P.; ARAÚJO Jr., A. Violência e criminalidade. In LISBOA, M. B.; MENEZES-FILHO, N. A. *Microeconomia e Sociedade no Brasil*, p.333–394. Contra Capa, Rio de Janeiro, 2001.
- FARIAS H. N.; LEIVAS P. H.; MENEZES G. R. Análise espacial da pobreza nos municípios gaúchos. In: *Anais do 8º Encontro de Economia Gaúcha*, Porto Alegre, 2016.
- FARIAS, C. A.; LIMA, J. E.; FIGUEIREDO, A. M. Dependência espacial e análise de agrupamento de municípios para diferentes tipos de crime em Minas Gerais. *Reuna*, v. 13, p. 67-83, 2008.
- FREITAS L. T. R. *Religião e criminalidade no Brasil*. 2012. 60f. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas). Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas, Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças (FUCAPE), Vitória, Espírito Santo, 2012.
- FURTADO, G. M. *Aplicação da economia do crime no Brasil*. 2007. 80f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade IBMEC, São Paulo, 2007.
- GLAESER, E.; SACERDOTE, B. Why is there more crime in cities. *Journal of Political Economy*, v. 107, n. 6, p. 225-258, 1999.
- GONZALEZ-NAVARRO, M. Deterrence and geographical externalities in auto theft. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 5, n. 4, p. 92-110, 2013.
- GUTIERREZ, M. B. et al. Inequality and criminality revisited: father evidence from Brazil. In: *Anais do Encontro Nacional de Economia*, 22. João Pessoa, 2004.
- HARTUNG, G. C. *Ensaio em demografia e criminalidade*. 2009. 101f. Tese (Doutorado em Economia). Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.
- HECKMAN, J. Policies to foster human capital, *Research in Economics*, Venezia, v. 54, n. 1, p. 3-56, 2000.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 2000*. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 16 jan. 2017.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 2010*. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso: 16 jan. 2017.
- KUME, L. Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira: uma aplicação em painel dinâmico. In: *Anais do XXIII Encontro Nacional de Economia*. ANPEC, João Pessoa, 2004.
- LEMONS, A. A. M.; SANTOS FILHO, E. P.; JORGE, M. A. Um modelo para análise socioeconômica da criminalidade no município de Aracaju. *Estudos Econômicos*, v. 35, n. 3, p. 569-594, 2005.
- LOCHNER, L. Education, work, and crime: A human capital approach. *International Economic Review*, v. 45, n. 3, p. 811-843, 2004.
- LOCHNER, L.; MORETTI, E. The Effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. *American Economic Review*, v. 94, n. 1, p. 155-189, 2004.
- LONDOÑO, J. L.; GUERREIRO, R. *Epimologia y costos de la violencia em America Latina*. Washington: Inter-American Development Bank, 1998.

- MARQUES, A. P. S.; HOLZSCHUH, M. L.; TACHIBANA, V. M.; NOBUHIRO, N. I. Análise Exploratória de Dados de Área para Índices de Furto na Mesorregião de Presidente Prudente – SP. In: *Anais do III Simpósio Brasileiro de Ciências Geodésicas e Tecnologias da Geoinformação*, Recife - PE, p. 1–8, 2010.
- MENDONÇA, M.; LOUREIRO, P.; SACHSIDA, A. *Criminalidade e desigualdade social no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para Discussão n. 967)
- OLIVEIRA, C. A. Análise espacial da criminalidade no Rio Grande do Sul. *Revista de Economia*, v. 34, n. 3, p. 35-60, 2008.
- OLIVEIRA, C. A. Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras: um enfoque da economia do crime. In: *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*. ANPEC, Natal, 2005.
- OLIVEIRA, C. A.; MARQUES JÚNIOR, L. S. Uma análise da criminalidade na região do Corede produção a partir da teoria econômica do crime (1997-2005). *Análise*, v. 20, n. 2, p. 65-83, 2009.
- PEIXOTO, B. T. *Determinantes da criminalidade no município de Belo Horizonte*. 2003. 98f. Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade Federal de Minas Gerais, CEDEPLAR, Belo Horizonte, 2003.
- RONDON, V. V.; ANDRADE, M. V. Custos da criminalidade em Belo Horizonte. *Economia*, v. 4, n. 2, p. 223-259, 2003.
- SARAIVA, M. V.; CONCEIÇÃO, O. C.; FRANÇA, M. T. A. Os determinantes da criminalidade nos municípios gaúchos: evidências de um modelo econométrico espacial. *Ensaio FEE*, v. 38, n. 3, p. 521-552, 2017.
- SASS, K. S.; PORSSE, A. A.; SILVA, E. R. H. Determinantes das taxas de crimes no Paraná: uma abordagem espacial. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 10, n. 1, p. 44-63, 2016.
- SHIKIDA, C. D.; ARAÚJO JR, A. F.; MURTA, S. R. Religião e criminalidade no Brasil: primeiras evidências sob enfoque econômico. *Textos de Economia*, v. 11, n. 2, p. 90-107, 2009.
- SHIKIDA, P. F. A.; OLIVEIRA, H. V. N. Crimes violentos e desenvolvimento socioeconômico: um estudo sobre a mesorregião Oeste do Paraná. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, v. 8, n. 3, p. 99-114, 2012.
- SIP/PROCERGS - Secretaria de Segurança Pública do Rio Grande do Sul. Base de dados anual de 14 tipos de crimes em nível municipal no ano de 2010. Disponível em: <http://www.ssp.rs.gov.br>. Acesso em: 15 jan. 2017.
- SOARES, T. C. ZABOT, U.C. Aplicação da Análise Envoltória de Dados a Partir do índice de criminalidade para as mesorregiões catarinenses. In: *Anais do Encontro de Economia Catarinense*, Florianópolis, 2011.
- VOLLAARD, B.; KONING, P. The effect of police on crime, disorder and victim precaution. Evidence from a Dutch victimization survey. *International Review of Law and Economics*, v. 29, n. 4, p. 336-348, 2009.
- WASELFISZ, J. J. *Mapa da violência 2012: os novos padrões da violência homicida no Brasil*. 1ª edição. São Paulo: Instituto Sangari, 2011.

Anexo

Figura A.1 – Distribuição espacial dos Conselhos Regionais de Desenvolvimento do Rio Grande do Sul (COREDES)



Fonte: Fundação de Estatística e Economia (FEE).

Tabela A.1 – Teste de multicolinearidade (VIF)

VIF p/ reg txroubo1		
Variável	VIF	1/VIF
Incrsf2000	2,47	0,405059
Lntxurbanizacao	2,03	0,491714
Inprosup	1,94	0,514283
Indensidade	1,44	0,692183
Infrqcr	1,13	0,884989
Média VIF	1,80	

VIF p/ reg txfurto1		
Variável	VIF	1/VIF
Intxurbanização	1,19	0,840515
lnIGini	1,14	0,880472
lnmcf2010	1,09	0,913474
Média VIF	1,14	

VIF p/ reg txhomicídio1		
Variável	VIF	1/VIF
Inren20pobre	2,53	0,395881
Inren10rico	2,01	0,497830
Indensidade	1,77	0,563739
Média VIF	2,10	

VIF p/ reg txhomicídio2		
Variável	VIF	1/VIF
Intxanalf	2,21	0,452198
Indensidade	1,82	0,549875
Inpibpc	1,37	0,728868
Média VIF	1,80	

Fonte: Elaborado pelos autores.

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

