



Gestão & Regionalidade

ISSN: 1808-5792

revista.adm@uscs.edu.br

Universidade Municipal de São Caetano
do Sul

Brasil

Dalberto, Cassiano Ricardo; Fernandes Cirino, Jader; Ramundo Staduto, Jefferson
Andronio

ESPECIALIZAÇÃO VERSUS DIVERSIFICAÇÃO: ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E
SEUS IMPACTOS SOBRE OS SALÁRIOS INDUSTRIAIS EM MINAS GERAIS

Gestão & Regionalidade, vol. 32, núm. 95, mayo-agosto, 2016, pp. 143-159

Universidade Municipal de São Caetano do Sul

Sao Caetano do Sul, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=133446157010>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc



Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

ESPECIALIZAÇÃO VERSUS DIVERSIFICAÇÃO: ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E SEUS IMPACTOS SOBRE OS SALÁRIOS INDUSTRIAIS EM MINAS GERAIS

SPECIALIZATION VERSUS DIVERSIFICATION: AGGLOMERATION ECONOMIES AND ITS IMPACT ON INDUSTRIAL SALARY IN MINAS GERAIS, BRAZIL

Cassiano Ricardo Dalberto

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), Belo Horizonte (MG), Brasil

Data de recebimento: 16-03-2015

Data de aceite: 24-02-2016

Jader Fernandes Cirino

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor adjunto do Departamento de Economia da UFV, Viçosa (MG), Brasil

Jefferson Andronio Ramundo Staduto

Doutor em Economia Aplicada pela Universidade de São Paulo (USP). Professor-associado da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste), Toledo (PR), Brasil

RESUMO

Este trabalho investiga a relação entre as economias de aglomeração – subdivididas em economias de especialização e urbanização – e os salários industriais dos municípios do estado de Minas Gerais entre 2001 e 2011. A análise se utilizou da regressão econômica espacial e da análise exploratória de dados espaciais a fim de verificar a importância do caráter geográfico e os padrões regionais da distribuição das variáveis. Encontraram-se evidências da presença de economias de aglomeração, principalmente de especialização, de forma que salários mais elevados tendem a estar associados às cidades onde a indústria é mais especializada.

Palavras-chave: Minas Gerais; economias de aglomeração; indústria; econometria espacial; AEDE.

ABSTRACT

This article investigates the relationship between agglomeration economies – subdivided in specialization and urbanization economies – and industrial salaries in the municipalities of Minas Gerais, Brazil, in the years of 2001 and 2011. The analysis used spatial econometric regression and exploratory spatial data analysis in order to verify the importance of the geographical aspect and the regional patterns of distribution of the variables. Evidence was found of the presence of agglomeration economies, mainly specialization, so that higher salaries tend to be associated with cities where industry is more specialized.

Palavras-chave: Minas Gerais; agglomeration economies; industry; spatial econometrics; ESDA..

Endereço dos autores:

Cassiano Ricardo Dalberto
cassianord@gmail.com

Jader Fernandes Cirino
jader.cirino@ufv.br

Jefferson Andronio Ramundo Staduto
jstaduto@yahoo.com.br

1. INTRODUÇÃO

A industrialização tradicionalmente apresenta um caráter histórico amalgamado com a urbanização, por encontrar nas cidades as condições que favorecem seu nascimento e proliferação. Essa relação já era conhecida à época da Revolução Industrial pelos economistas clássicos, mas é com Marshall (1920) que surge a moderna teoria locacional, através da introdução dos conceitos de externalidades propiciadas pelos ambientes. Para o autor, a decisão de instalação das indústrias em centros urbanos se dá devido à existência de grandes externalidades positivas existentes nesses locais. Essas externalidades surgem pela concentração das atividades econômicas, que acabam por beneficiar as empresas ali instaladas de modo geral, via redução de custos logísticos, *spillovers* de conhecimento, adensamento do mercado de trabalho e surgimento de atividades subsidiárias.

No caso brasileiro, o processo de industrialização-urbanização é historicamente concentrado, marcado por consideráveis disparidades. Dentro desse processo e considerando a última metade do século XX, podem-se identificar ao menos três ciclos quanto à lógica locacional.

No primeiro momento, aproximadamente entre 1950 e 1970, são as grandes cidades as responsáveis pelo crescimento urbano-industrial. Ao final desse período, segundo Andrade e Serra (1998), as cidades com mais de 500 mil habitantes representavam quase metade da população urbana nacional, ao passo que em 1950 a proporção era pouco superior a um terço. Essa concentração ocorreu de modo concomitante à consolidação dos parques industriais de bens de capital e duráveis, uma vez que estes eram grandes beneficiários das economias externas.

O segundo momento do ciclo pode ser identificado entre 1970 e 1990, quando ocorre um movimento da população urbana rumo às cidades médias, que passam então a crescer em ritmo mais acelerado do que as cidades grandes. Essa mudança se dá em grande parte sob a lógica do Estado

dirigente, que pode ser vislumbrada, por exemplo, em seu Plano de Integração Nacional ou na criação da Zona Franca de Manaus, em 1967, intervenções que ajudaram a promover uma desconcentração populacional e industrial. Contudo, é preciso ressaltar que esse movimento também é motivado pelo surgimento de deseconomias de aglomeração nas grandes metrópoles, fator que, de acordo com Diniz (1993), fez as decisões de investimento buscarem novos centros urbanos, onde surgiam as novas economias de aglomeração.

Uma terceira etapa ocorre a partir dos anos 1990, quando impera uma nova lógica político-social, sob os auspícios da democracia, de uma relativa abertura comercial e de um novo cenário macroeconômico. Passa a ocorrer uma dispersão autônoma tanto das plantas industriais de novas firmas quanto das que já estavam instaladas. Entre as causas desse movimento estão, novamente, as deseconomias de aglomeração existentes nas grandes metrópoles, mas também outros fatores, tais como a busca por mão de obra mais barata, menores densidades sindicais e incentivos fiscais (CARLEIAL, 1997).

Nesse ínterim, Minas Gerais destaca-se como um dos principais estados brasileiros quanto ao emprego industrial. Em 2001, o estado era responsável por 10,81% dos empregos formais nos setores industriais do país¹, o que o colocava como segundo estado que mais alocava mão de obra nesses setores, atrás apenas de São Paulo. Ao longo dos dez anos seguintes, Minas Gerais consolidou essa posição, passando a representar 11,01% dos empregos da indústria nacional. Esse crescimento ganha ainda mais importância em face das perdas de participação dos demais estados líderes nesse quesito: São Paulo, maior detentor da mão de obra industrial, viu sua participação reduzir de 34,74%

¹ Considerando as divisões C, D e E da CNAE 1.0, que correspondem, respectivamente, às Indústrias Extrativas, de Transformação e de Construção. As informações foram obtidas por meio da base de dados da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS.

em 2001 para 31,69% em 2011, enquanto o Rio Grande do Sul, terceiro maior alocador nesse quesito, passou de 9,98 para 8% no mesmo período.

Diante da realidade de dispersão industrial de âmbito nacional, concomitante ao ganho de participação de Minas Gerais, objetiva-se, neste trabalho, fazer uma avaliação sobre os impactos das economias de aglomeração sobre os salários industriais nesse estado entre 2001 e 2011. A existência desses impactos é apontada em diversos trabalhos tanto na literatura internacional (RAUCH, 1991; GLAESER et al., 1992; HANSON, 1997; HENDERSON, 1999) quanto na nacional (GALINARI et al., 2007; DALBERTO; STADUTO, 2013). Dada a relevância de Minas Gerais na indústria nacional, compreender essas relações é um passo importante para lançar luz sobre questões locacionais da produção, bem como para fornecer bases mais sólidas para instâncias decisórias, sejam estas privadas ou públicas.

Este trabalho apresentará nas seguintes seções: o referencial teórico, em que serão apresentadas as principais ideias por trás das economias de aglomeração e sua subdivisão em economias de especialização e diversificação, além de uma breve contextualização sobre a indústria mineira; a metodologia, em que serão descritos os métodos aplicados a fim de analisar o problema em questão; resultados e discussão, em que serão reportadas as evidências encontradas, bem como suas interpretações à luz das teorias mencionadas; e, por fim, as considerações finais, em que será apresentada a importância dos resultados obtidos.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. Economias de aglomeração: aspectos fundamentais

Em uma caracterização sucinta, as economias de aglomeração podem ser definidas como uma concentração de atividades econômicas dentro de

determinados limites geográficos. A proximidade entre essas atividades gera externalidades positivas para as firmas, o que por sua vez exerce um efeito atrativo para que mais firmas e trabalhadores se instalem na mesma localidade – nesse sentido pode-se traçar um paralelo com a física, onde a força de atração gravitacional é função positiva da densidade de um corpo.

Entre as causas para o surgimento de externalidades positivas, Glaeser e Gottlieb (2009) apontam que a força inicial advém da redução de custos de transporte, tanto para bens quanto para pessoas, uma vez que a densidade urbana nada mais é do que a ausência de distância física entre ambos. Os indivíduos precisam se deslocar menos para encontrar os bens que procuram, as empresas conseguem obter fornecedores de matérias-primas a menores custos. Com isso, desencadeiam-se uma série de outros benefícios que Marshall (1920) classifica em três tipos: i) transferências de conhecimento entre pessoas e empresas de uma mesma atividade; ii) efeitos de encadeamento para frente e para trás e iii) grandes mercados de trabalho especializado.

A maior densidade e especialização dos mercados de trabalho geralmente demandam mão de obra mais qualificada, que naturalmente obtém rendimentos mais elevados. Entretanto, a relação entre economias de aglomeração e rendimentos pode não ser tão clara quanto parece à primeira vista. Como destacam Rauch (1991) e Wheaton e Lewis (2002), essa mão de obra mais qualificada também está associada a maiores níveis de desenvolvimento socioeconômico, que por sua vez se correlaciona com outros fatores que elevam os rendimentos: uma maior relação capital-trabalho e níveis tecnológicos superiores.

Não se pode perder de vista, entretanto, os efeitos que passam a agir no sentido contrário, gerando deseconomias aglomerativas, como a elevação do custo de vida – em virtude, por exemplo, de altos aluguéis – e a redução da qualidade dela decorrente de fatores como poluição, violência e

congestionamentos. Dessa maneira, o que se observa é a ocorrência simultânea de externalidades positivas e negativas da aglomeração das atividades econômicas, e a dominância de uma sobre a outra será função da magnitude de seus efeitos sobre a decisão locacional dos agentes.

2.2. Economias de especialização e diversificação

As economias de aglomeração são comumente divididas em duas categorias não excludentes: as economias de especialização e de urbanização. A primeira diz respeito aos ganhos preconizados pela teoria marshalliana, em que as externalidades positivas propiciam o aumento da escala produtiva e transbordamentos de conhecimento para um mesmo ramo industrial, ou indústrias correlatas, fornecendo bases para o surgimento de atividades subsidiárias e gerando assim uma maior especialização das atividades econômicas. A segunda categoria, por sua vez, remonta à obra de Jacobs (1969), para quem os ganhos tendem a se espalhar para indústrias de ramos diferentes, estimulando a diversificação das atividades. Cidades com atividades mais variadas e com maior divisão do trabalho possuem maior capacidade de criar novos tipos de bens e serviços, e essas são condições essenciais para sustentar o desenvolvimento de longo prazo de um centro urbano. Como na genética, uma maior diversidade permite uma maior adaptabilidade a alterações no ambiente.

O estado da arte no debate sobre qual tipo de efeito prevalece não é conclusivo, a não ser em estabelecer que esses fenômenos variam de acordo com os contextos, sendo necessário estudar cada caso separadamente, uma vez que as duas lógicas são válidas, mas estão entremeadas em ambientes complexos que demandam análises específicas para serem compreendidos. Na literatura internacional, estudos como os de Henderson (1999) para os Estados Unidos, Dekle (2002) para o Japão e

Panne (2004) para a Holanda encontram evidências que apontam para o predomínio de economias de especialização. Já os trabalhos de Glaeser et al. (1992) e Henderson, Kuncoro e Turner (1995), ambos analisando os Estados Unidos, observaram uma maior ocorrência de externalidades de urbanização.

Outros autores, como Imbs e Wacziarg (2003) e Kaulich (2012), sugerem que o predomínio de uma ou outra força se dá em função da renda. Enquanto os primeiros autores encontram resultados que apontam para uma relação entre especialização e renda em forma de "U", o segundo verifica que essa relação parece ser necessariamente válida apenas para a primeira metade da curva, isto é, em países mais pobres o nível de especialização tende a ser maior, mas não é possível inferir uma relação clara para países de renda elevada.

2.3. A inserção de Minas Gerais no contexto de concentração e dispersão industrial

As atividades industriais brasileiras, eminentemente concentradas no eixo Rio-São Paulo até fins dos anos 1960, passam a conhecer um processo de dispersão a partir da década de 1970, com o surgimento de economias de aglomeração em centros urbanos de outros estados e regiões. Diniz (1993) aponta que esses centros se concentraram essencialmente em um polígono ao redor de São Paulo, com contornos delimitados pelos municípios de Belo Horizonte, Uberlândia, Londrina/Maringá, Porto Alegre, Florianópolis e São José dos Campos.

Nesse cenário, a indústria de Minas Gerais, essencialmente concentrada em ramos tradicionais, como o alimentar e o têxtil até a década de 1960, passa a vivenciar uma profunda mudança a partir da década seguinte, com aumento da produção de bens intermediários, de capital e de consumo duráveis. É importante notar que as

bases dessa mudança se estabeleceram em grande parte na própria década de 1960, através da criação de vários aparatos institucionais, como o Banco de Desenvolvimento de Minas Gerais (BDMG), a Fundação João Pinheiro, o Instituto de Desenvolvimento Integrado de Minas Gerais (INDI) e a Companhia de Distritos Industriais (CDI) (FERNANDES, 2007).

Diniz e Souza (2010) apontam que enquanto a indústria mineira de bens de consumo não duráveis perdeu importância significativa, passando de 40% em 1970 para 25% em 1985, a indústria de material de transporte passou de 1,3 para 4,7% no mesmo período, chegando a ultrapassar os 10% em 2010, e as indústrias de bens de consumo duráveis e de capital passaram de 7,3% em 1970 para 23% em 2007.

Quanto ao seu padrão locacional, a partir de 1970 a indústria mineira passa por um processo de concentração geográfica. Fernandes (2007) evidencia que, apesar do elevado crescimento do PIB estadual ao longo da década, apenas duas regiões tiveram crescimento anual médio superior ao do estado: a região Metalúrgica e Campo das Vertentes, e a do Triângulo e Alto Paranaíba. Na primeira, a participação no PIB estadual passou de 45,3% em 1970 para 52,5% em 1980, enquanto a segunda região passou de 9,2 para 11,9% no mesmo período. Essa concentração é ainda mais intensa ao se levar em consideração o fato de que, dentro da região Metalúrgica, os municípios da região metropolitana de Belo Horizonte eram responsáveis por 38,4% de toda a transformação industrial de Minas Gerais em 1980.

Ao longo da década de 1980, as forças dispersivas arrefeceram, em face do desarranjo macroeconômico nacional concomitante ao desgaste do regime militar. Ao final da mesma década, com a abertura política e a promulgação de uma nova Constituição, ocorre um retorno das forças de desconcentração produtiva, que se intensifica na década de 1990, sob um cenário de abertura

comercial, privatizações e estabilidade monetária, fatores que promoveram o ingresso de novos investimentos em solo nacional.

Inserida nesse contexto de retomada do crescimento e da dispersão produtiva, a partir da década de 1990 a indústria de Minas Gerais se caracteriza, segundo Diniz e Souza (2010), por três aspectos: a estabilidade do peso da indústria de bens de consumo não duráveis, representando cerca de 25% da produção industrial do estado; uma leve diminuição da participação da indústria de bens intermediários; e a ampliação e maior integração das indústrias de bens de consumo duráveis e de capital. Concomitante a isso, os autores apontam para um processo de reorientação espacial, alterando o padrão locacional da indústria mineira, com uma tendência a se desconcentrar das regiões centrais do estado, ensejando o surgimento de novas aglomerações. Considerando-se as microrregiões com mais de 5 mil trabalhadores na indústria de transformação², verificava-se, em 1990, a ocorrência de 20 aglomerações no estado, quantidade que se expandiu para 36 em 2007.

No que tange à estrutura da ocupação na indústria mineira, Diniz e Souza (2010) levantam informações que revelam que a indústria de bens não duráveis de consumo manteve-se relativamente estável entre 1990 e 2007, empregando 51,6% dos trabalhadores industriais no início desse período e 50,5% ao seu final. No mesmo período, a indústria de bens intermediários sofreu uma modesta perda nesse quesito, passando de 36,5 para 33,8% dos empregos industriais. Em contrapartida, a indústria de bens de capital e duráveis conseguiu elevar sua parcela no emprego, passando de 11,9 para 15,8% nesse período, sendo que o maior crescimento deste grupo foi verificado na indústria mecânica,

2 Os autores utilizaram-se da base de dados da RAIS e, portanto, consideraram apenas o setor formal.

cuja proporção no emprego industrial evoluiu de 2,9 para 4,9%.

3. METODOLOGIA

3.1. Recorte regional, base de dados e variáveis

Este estudo abrange os 853 municípios de Minas Gerais, entre 2001 e 2011. Desse total, havia 95 municípios que não possuíam nenhum emprego na indústria em 2001, já em 2011 a soma era de 115, reduzindo assim a amostra dos anos a 738 e 758 municípios, respectivamente.

As informações foram obtidas a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Apesar de sua vantagem em possuir uma base de dados em grande nível de desagregação, a RAIS apresenta outras desvantagens, que são resumidas por Suzigan et al. (2000) em três pontos. Inicialmente está o fato de que a base diz respeito apenas aos empregos formais, excluindo, portanto, uma parcela considerável do mercado de trabalho, problema que assume maiores dimensões em locais com níveis de informalidade mais elevados. Em segundo lugar, há a possibilidade de que firmas que possuam plantas em diferentes regiões possam lançar os dados sobre seus trabalhadores em localidade diferente da que eles estão de fato alocados. O terceiro problema ocorre em virtude de a empresa se autoclassificar no setor de atividade, o que pode não condizer com a classificação correta.

Como critério para a desagregação setorial, utilizou-se a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) versão 1.0, por ser a única classificação disponível na RAIS para ambos os períodos em questão. Foram utilizadas as seções C (Indústrias Extrativas), D (Indústrias de Transformação) e F (Construção) da CNAE, totalizando 28 subdivisões setoriais.

A escolha das variáveis tomou por base o estudo de Galinari et al. (2007), mas com adaptações em função das diferenças entre as bases de dados utilizadas³. Dessa forma, foram aplicadas as variáveis conforme seguem:

- a. *Salário-hora médio industrial*: divisão da remuneração média do trabalhador pelo total de horas mensais trabalhadas;
- b. *Grau de instrução*: média dos anos de instrução, uma proxy para o capital humano ocupado na indústria;
- c. *Concentração industrial*: equivale à participação relativa do emprego industrial municipal sobre o estadual, uma proxy para a densidade e escala da indústria local;
- d. *Especialização produtiva local (HH)*: variável que mensura o nível de especialização produtiva das cidades. Esse índice é conhecido como Hirschman-Herfindahl (HH) ou Elison-Glaeser ajustado, de acordo com Henderson (1999), e é obtido da seguinte maneira:

$$HH_i = \sum_{j=1}^n [(E_{ij}/E_i) - (E_j/E_p)]^2$$

Em que:

- E_{ij} : Emprego na cidade i no setor j ;
 E_i : Total do emprego industrial na cidade i ;
 E_j : Emprego estadual no setor j ;
 E_p : Total do emprego industrial no estado;
 n : 1, 2, 3,..., 28 são os setores industriais.

Os extremos desse índice se situam entre 0 (quando a indústria de uma cidade i for perfeitamente desconcentrada, ou seja, diversificada) e 2

³ Enquanto este trabalho utiliza dados da RAIS, o trabalho de Galinari et al. (2007) utiliza dados do Censo.

(quando a cidade é totalmente concentrada, ou seja, especializada).

É importante ressaltar que algumas variáveis poderiam enriquecer o estudo, como o diferencial de custo de vida entre as cidades e seus diferentes graus de sindicalização, mas essas informações não puderam ser incluídas devido à indisponibilidade de dados.

3.2. Métodos de análise

Inicialmente foi utilizado um modelo econômico simples para estimar equações de salários entre 2001 e 2011. Através dessas estimativas objetivou-se entender de que maneira as variáveis selecionadas estão relacionadas com os salários da indústria nos municípios mineiros. O modelo utilizado foi o seguinte:

$$\log \text{Salário/Hora} = \alpha_0 + \alpha_1 \log \text{Grau de Instrução} + \alpha_2 \log \text{Concentração Industrial}_i + \alpha_3 \log \text{HH}_i + \varepsilon_i \quad (02)$$

A utilização das variáveis logaritmizadas visa a reduzir a heterogeneidade dos dados e fornecer os resultados dos parâmetros em termos de elasticidade. Este modelo foi estimado através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), cujo princípio consiste na minimização dos quadrados dos resíduos amostrais.

Posteriormente, foi realizada uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) objetivando identificar padrões de associação espacial para as variáveis abordadas. A estatística espacial aborda, em termos quantitativos, não somente o comportamento individual do agente, mas também sua interação com outros agentes espacialmente heterogêneos (ALMEIDA, 2004). Dessa forma, os efeitos espaciais dizem respeito às comparações causadas pela autocorrelação espacial e pela estrutura espacial.

É importante conhecer a natureza da estrutura e das interações espaciais de um fenômeno a fim de sugerir padrões e recorrências, de modo

a auxiliar tanto a elaboração de políticas públicas regionalizadas quanto permitir uma melhor alocação dos recursos privados. Nesse sentido, a AEDE torna-se uma ferramenta fundamental, pois permite descrever a distribuição espacial do fenômeno, seus padrões de associação global e local (clusters).

Ao aplicar a análise exploratória de dados espaciais, é preciso testar a hipótese de distribuição aleatória dos dados espaciais, ou seja, de que os valores de um atributo em um dado local não apresentam dependência em relação ao mesmo atributo nos locais vizinhos (ALMEIDA, 2004).

Para verificar se existe a autocorrelação espacial, primeiramente utiliza-se o coeficiente de correlação espacial global I de Moran Univariado⁰³

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i w_{ij} (y_i - \bar{y})^2}$$

Em que n é o número de unidades espaciais; y_i é a variável de interesse e w_{ij} é o peso espacial para o par de unidades espaciais i e j , medindo o grau de interação entre elas. A indicação de autocorrelação espacial positiva indica que há similaridade entre os valores dos atributos estudados e a localização deles, ou seja, regiões com valores altos da variável a ser abordada são rodeadas por regiões com valores altos; e regiões com valores baixos consequentemente são rodeadas por regiões que apresentam valores baixos. Por outro lado, a indicação de autocorrelação espacial negativa indica dissimilaridade entre o valor do produto e sua localização.

Para calcular o I de Moran é necessário escolher uma matriz de pesos espaciais, que define o grau de proximidade entre os municípios. Essa matriz está associada à distância entre as unidades espaciais ou aos limites geográficos existentes. (ALMEIDA, 2004). Para este trabalho, adotou-se a estrutura de pesos espaciais binários na convenção de rainha, com vizinhos de primeira ordem. Em outros termos, foram consideradas as possíveis

dependências entre cada unidade geográfica e todos os seus vizinhos imediatos.

Os padrões globais detectam a autocorrelação espacial para todo o espaço analisado. Contudo, o *I* de Moran Global pode ocultar padrões locais ou ser influenciado por eles. Assim, para superar esses problemas estatísticos, é necessário verificar a formação de clusters e/ou agrupamentos. Para tanto, Anselin (1995) propôs uma decomposição em categorias do indicador *I* de Moran, dado por:

(04)

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i w_{ij} (y_i - \bar{y})^2} = z_i \sum_j w_{ij} z_j$$

Em que z_i e z_j são variáveis padronizadas e a somatória sobre j é tal que somente os valores dos vizinhos $j \in J_i$ são incluídos. O conjunto J_i abrange os vizinhos da observação i .

Esse indicador permite identificar o grau de agrupamento dos valores de um atributo em torno de uma unidade espacial, identificando, assim, a possível ocorrência de clusters espaciais, que são divididos em quatro tipos de associação espacial: Alto-Alto (AA); Baixo-Baixo (BB); Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). Os agrupamentos AA e BB indicam a ocorrência de autocorrelação espacial positiva, enquanto os agrupamentos AB e BA denotam a presença de autocorrelação espacial negativa.

Por fim, verificada a ocorrência de dependência espacial do fenômeno em análise através da AEDE, procedeu-se com a utilização de um modelo econômico espacial, isto é, uma regressão econômica que leve em consideração a estrutura de correlação espacial entre os municípios da amostra.

A incorporação dos componentes espaciais no modelo pode se dar de três maneiras, conforme aponta Almeida (2004): Defasagens na variável dependente; defasagens nas variáveis independentes e/ou defasagem no termo de erro. Esses modelos

podem ser descritos através de um modelo econômico espacial geral:

$$y = \rho_2 W y + \rho_r W^r y W X \tau_1 + W^2 X \tau_2 + \cdots + W^t X \tau_t + u$$

$$u = \lambda_1 W u + \lambda_2 W^2 u + \cdots + \lambda_g W^g u + \varepsilon$$

ou

$$u = \gamma_1 W \varepsilon + \gamma_2 W^2 \varepsilon + \cdots + \gamma_g W^g \varepsilon + \varepsilon$$

Em que $W y$ é um vetor N por 1 de defasagens espaciais para a variável dependente; ρ é o seu respectivo coeficiente autorregressivo espacial; $W X$ é uma matriz de transbordamentos espaciais das variáveis independentes e τ é o coeficiente desses efeitos de transbordamento. Como o fenômeno pode exercer um impacto além dos vizinhos diretos (chamados de vizinhos de primeira ordem), é possível incluir efeitos de transbordamento de ordens superiores, através de matrizes de peso de r -ésima ordem, no caso da variável dependente, e de t -ésima ordem no caso das variáveis independentes.

Note-se que o termo de erro pode ser descrito de duas maneiras. Na primeira, $W u$ é um vetor de erros defasados espacialmente e λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial. Na segunda, $W \varepsilon$ é um vetor de erros dado pela média dos choques estocásticos dos vizinhos e γ o coeficiente de média móvel espacial. Em ambos os casos, ε é erro associado às características idiossincráticas locais não modeladas, e é possível assumir uma matriz de pesos para os erros de g -ésima ordem.

Esses modelos, de maneira geral, não podem ser estimados por MQO, pois produz estimativas viesadas. Assim, os modelos econômicos espaciais precisam ser estimados pelos seguintes métodos: máxima verossimilhança, variáveis instrumentais e método dos momentos generalizados.

Na prática, para saber qual modelo espacial é mais adequado ao objeto de análise, são necessários testes específicos que indicam qual tipo predominante de autocorrelação espacial remanescente na regressão. Esses testes consistem em testes de Multiplicador de Lagrange (ML), que testam as hipóteses nulas dos parâmetros espaciais serem

iguais a zero. No caso, o teste ML_p testa a hipótese nula de que os parâmetros p são iguais a zero, ou seja, de que o processo estocástico gerador do erro espacial não se dá por meio de defasagens espaciais. Já o teste ML_λ testa a hipótese nula de que os parâmetros λ são iguais a zero, ou seja, de que a fonte da autocorrelação espacial não se dá por meio do erro autorregressivo espacial. Assim, os resultados fornecidos pelos testes indicam qual modelo é mais apropriado.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise de regressão

A Tabela 1 apresenta os resultados das estimativas entre 2001 e 2011. As regressões inicialmente

apresentaram-se sujeitas ao problema da heterocedasticidade, de modo que procedeu-se com a estimativa do modelo por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) e a obtenção de erros-padrão robustos de White.

O parâmetro para a variável “instrução” foi significativo ao nível de 1% em ambos os anos, e seu sinal manteve-se positivo, indicando uma relação positiva entre o nível de instrução dos trabalhadores e os salários. Em 2001, o aumento de 1% no nível de instrução estava relacionado a salários 0,8% mais elevados, em média. Já em 2011, a relação tornou-se menos intensa, de modo que um aumento de 1% no nível de instrução estava relacionado a salários em média 0,32% mais elevados. Esse resultado não gera nenhuma surpresa, e corrobora aquilo que a literatura e as pesquisas empíricas já apontam à exaustão: a importância do capital humano para obter maiores salários.

Tabela 1 – Resultados das regressões para 2001 e 2011

| Variáveis | 2001 | | | 2011 | | |
|-------------------------|-------------|---------|--------|-------------|--------|----------|
| | Coeficiente | D.P.* | Prob. | Coeficiente | D.P.* | Prob. |
| Constante | 0.7992 | 0.1499 | 0.0000 | 0.3174 | 0.0478 | 0.0000 |
| log(instrução) | 0.8771 | 0.0258 | 0.0000 | 0.0822 | 0.0065 | 0.0000 |
| log(concentração) | 0.0928 | 0.0080 | 0.0000 | 0.2391 | 0.0200 | 0.0000 |
| log(HH) | 1.1055 | 0.1358 | 0.0000 | 2.0598 | 0.1629 | 0.0000 |
| R ² | | 0,8543 | | | | 0.5730 |
| R ² Ajustado | | 0,8537 | | | | 0.5712 |
| Estatística F | | 1467,49 | | | | 327.8352 |
| SIC | | 0,8867 | | | | 0.7118 |
| n | | 758 | | | | 737 |

Fonte: Elaboração dos autores

*Desvios-padrão robustos de White

Para a variável concentração, seu parâmetro apresentou-se positivo e significativo a 1% tanto em 2001 quanto em 2011, de modo que, em média, maiores salários podem ser associados a municípios onde a concentração industrial é maior. No caso de 2001, os resultados apontam que é de se esperar que um município, cuja participação no

emprego industrial mineiro seja 100% maior que outro, tenha, em média, salários 9,3% maiores, entretanto, em 2011 espera-se encontrar salários 23,9% mais elevados. Esse incremento pode ser indício de uma intensificação das economias de aglomeração ao longo do período em questão. De acordo com Nogueira Júnior (2010), os ganhos

de aglomeração – impulsionados em grande parte pela ação do Estado ainda em fins da década de 1970, sobretudo ao incentivar a concentração da base industrial no entorno da capital mineira – tendem a persistir, o que, por sua vez, reflete na permanência das fortes desigualdades regionais. Os autores também apresentam dados que revelam um aumento, entre 2001 e 2007, da participação no valor adicionado industrial de três das quatro macrorregiões líderes nesse aspecto: Central, Triângulo e Rio Doce. Dentre os líderes, apenas o sul de Minas apresentou queda nessa participação. Essas informações reforçam a evidência de que as economias de aglomeração se intensificaram ao longo do período analisado.

Contudo, faz-se um parêntese em relação ao resultado da concentração industrial, na medida em que as cidades com maior concentração da indústria são, em geral, também os maiores centros populacionais de Minas Gerais, onde é natural que os salários sejam mais elevados em função dos maiores custos de vida e das desvantagens socioambientais de se habitar nesses centros. Dessa forma, o diferencial dos salários pode “mascarar” o verdadeiro efeito da concentração industrial sobre os salários, e sua análise revela-se mais delicada e requer maior cautela.

Finalmente, a variável *HH* também apresentou significância estatística em ambos os períodos considerados, e o sinal positivo para os dois indica que os salários estão positivamente relacionados com a especialização produtiva, ou seja, quanto mais especializado industrialmente um município for, é de se esperar que ele possua salários mais elevados (na indústria). Esse resultado apresenta conformidade com as teorias de especialização, isto é, de externalidades de aglomeração do tipo MAR, ao mesmo tempo que rejeita a ocorrência de externalidades de urbanização, ou de Jacobs, para o caso mineiro. Além disso, nota-se um incremento no valor do coeficiente estimado de 2001 para 2011, indicando uma possível intensificação das economias de especialização no decorrer da década.

4.2. Análise exploratória de dados espaciais (AEDE)

A Tabela 2 apresenta os coeficientes *I* de Moran univariados estimados para as variáveis em questão, e suas respectivas significâncias estatísticas, em 2001 e 2011:

Tabela 2 – Coeficiente *I* de Moran univariado para as variáveis em 2001 e 2011

| Variáveis | 2001 | | 2011 | |
|--------------|------------|-----------------|------------|-----------------|
| | / de Moran | Pseudo p-valor* | / de Moran | Pseudo p-valor* |
| Salário | 0,1430 | 0,001 | 0,1475 | 0,001 |
| InSTRUÇÃO | 0,1731 | 0,001 | 0,0972 | 0,001 |
| Concentração | 0,1348 | 0,001 | 0,1309 | 0,001 |
| HH | 0,0220 | 0,157 | -0,0176 | 0,230 |

Fonte: Elaboração dos autores

*Após 999 permutações

Os resultados obtidos para os índices *I* de Moran indicam que as variáveis “salário”, “instrução” e “concentração” apresentam dependência espacial em ambos os anos, ou seja, o valor dessas variáveis em um dado município depende, em certa medida, dos valores verificados nos municípios vizinhos. Em todos esses casos a autocorrelação verificada é positiva, indicando que municípios com altos valores das variáveis são circunvizinhados por municípios que também possuem valores altos nessas variáveis, da mesma forma ocorre com os valores baixos. Para a variável “*HH*”, o *I* de Moran não foi significativo em nenhum dos períodos, indicando um processo de independência espacial, isto é, o fato de um município ser especializado ou diversificado industrialmente não depende do mesmo fato nos municípios vizinhos.

Ainda que os valores dos coeficientes *I* de Moran estimados não apontem para uma correlação espacial forte, a simples presença da mesma evidencia que o problema em questão possui relações de transbordamento espacial, o que acarreta um problema para a estimação dos coeficientes das

variáveis, uma vez que é preciso levar em consideração a estrutura de dependência espacial verificada.

De modo a verificar localmente como se dão as correlações, foi utilizada a estatística *I* de Moran local para detectar as associações na forma de clusters. A Figura 1 apresenta a distribuição espacial dos clusters para a variável “salários” entre 2001 e 2011.

Na Figura 1 é possível observar que, em ambos os anos analisados, os locais que apresentavam clusters do tipo Alto-Alto estavam sobretudo nas regiões metropolitana de Belo Horizonte e Triângulo/Alto Paranaíba. Nesses locais verifica-se a ocorrência de municípios com altos valores de salários industriais circunvizinhados por outros municípios cujos salários também são elevados. Percebe-se uma leve redução e dispersão do tamanho do cluster da região do Triângulo/Alto Paranaíba de 2001 para 2011. Os clusters do tipo Baixo-Baixo, por sua vez, localizam-se principalmente nas regiões norte de Minas e do Jequitinhonha, onde ocorrem agrupamentos de municípios que pagam baixos salários na indústria. Nogueira Júnior (2010), ao apresentar dados referentes a 2007, observa que as regiões do Jequitinhonha e do norte de Minas possuem os menores níveis de renda *per capita* no estado, além de estarem entre as regiões que possuem menor participação no valor adicionado da produção industrial mineira. As regiões Central e do Triângulo, por sua vez, apresentam uma realidade oposta: seus níveis de renda *per capita* e de participação no valor adicionado industrial são os mais elevados de Minas Gerais.

A Figura 2 apresenta os clusters verificados para a variável instrução dos trabalhadores industriais:

Segundo o nível de instrução dos trabalhadores industriais, os clusters do tipo Alto-Alto se concentravam, em 2001, quase que exclusivamente na região do Triângulo/Alto Paranaíba, com alguns clusters de pequenas dimensões ocorrendo no sul de Minas, Zona da Mata e região metropolitana de Belo Horizonte. Em 2011, entretanto, o cluster do Triângulo/Alto Paranaíba praticamente deixou de existir, persistindo apenas uma pequena parcela no

leste da região. Já os do sul de Minas apresentaram pequeno aumento, enquanto os da Zona da Mata minguaram, e os da Região Metropolitana permaneceram relativamente estáveis. Já os do tipo Baixo-Baixo predominavam na região norte e Jequitinhonha em 2001, mas em 2011 o cluster da região norte apresentou-se bastante reduzido em relação ao período anterior.

A Figura 3 apresenta os clusters para o nível de concentração industrial em 2001 e 2011.

A Figura 3 revela poucos clusters do tipo Alto-Alto em ambos os períodos, ocorrendo quase que exclusivamente nas regiões do Triângulo/Alto Paranaíba e metropolitana de Belo Horizonte, regiões estas onde de fato a quantidade de empregos no setor industrial possui grande participação em relação ao total do emprego da indústria mineira. Já os clusters Baixo-Baixo se distribuíram principalmente pelas regiões norte e do Jequitinhonha, onde o emprego industrial em ambos os períodos possuía pouca representatividade em relação ao total do estado.

Finalmente, a Figura 4 apresenta as concentrações locais verificadas para a especialização industrial em 2001 e 2011.

Na Figura 4, os clusters do tipo Alto-Alto revelam a ocorrência de regiões mais especializadas, enquanto os do tipo Baixo-Baixo revelam regiões mais diversificadas. Em 2001, verifica-se que a maior parte das regiões mais especializadas se concentrava no norte do estado, enquanto as regiões mais diversificadas se distribuíram sobretudo no norte e na região metropolitana de Belo Horizonte. Em 2011, os clusters de especialização do norte praticamente desapareceram, ao passo que o de diversificação dessa mesma região sofreu um deslocamento para o oeste. Nesse período, outros pequenos clusters de diversificação foram verificados no sul e na região metropolitana.

De maneira geral, a análise dos padrões de associação local sugere que em regiões onde há mais concentração industrial também se verificam maiores níveis salariais e de instrução, de forma que é possível

relacionar positivamente essas variáveis. Apesar de algumas mudanças, a distribuição dos clusters permaneceu muito semelhante entre os períodos, indicando pouca mudança na estrutura geográfica industrial do estado. As maiores mudanças verificadas ocorreram na região do Triângulo/Alto Paranaíba, que de 2001 para 2011 passou por um processo no qual os salários e os níveis de instrução da indústria se tornaram relativamente menores. Esse movimento pode estar relacionado a alterações no perfil industrial dessa região, onde tem avançado, por exemplo, a cultura da cana-de-açúcar, e com ela a instalação de indústrias sucroalcooleiras. Outra mudança importante diz

respeito à expansão das atividades de baixa intensidade tecnológica, sobretudo de produtos alimentícios e bebidas, fato que se observa mais pronunciado na microrregião de Uberlândia, a principal do Triângulo. Mesquita e Furtado (2011) apontam que, entre 1996 e 2007, a indústria de gêneros alimentícios e bebidas foi a que mais se expandiu nessa microrregião, sobretudo devido à dinâmica relacionada à produção agropecuária. Nesse mesmo período, o produto industrial da microrregião de Uberlândia retrocedeu relativamente em 36,1% sua participação no estado, revelando uma considerável redução de seu dinamismo industrial.

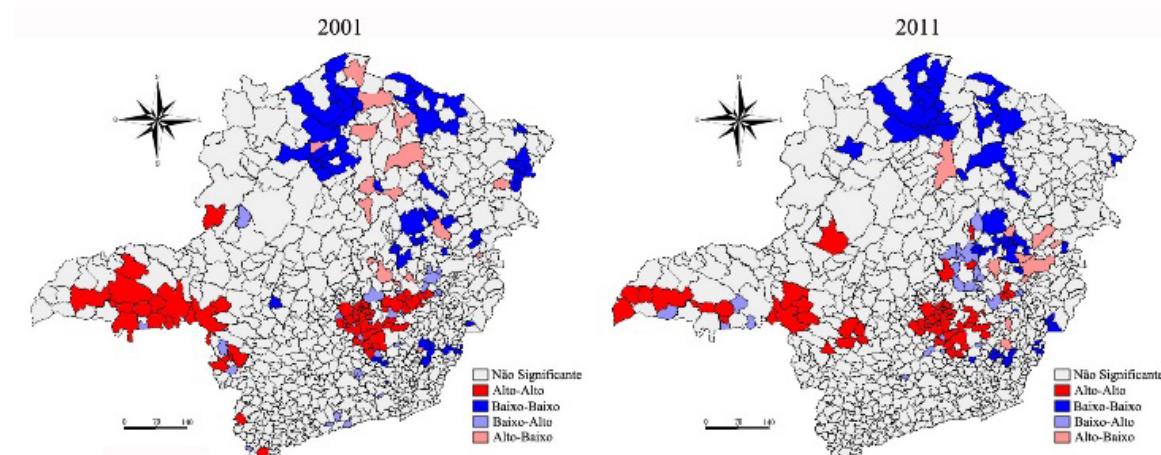


Figura 1 – Padrões de associação local dos salários industriais em 2001 e 2011

Fonte: Elaboração dos autores

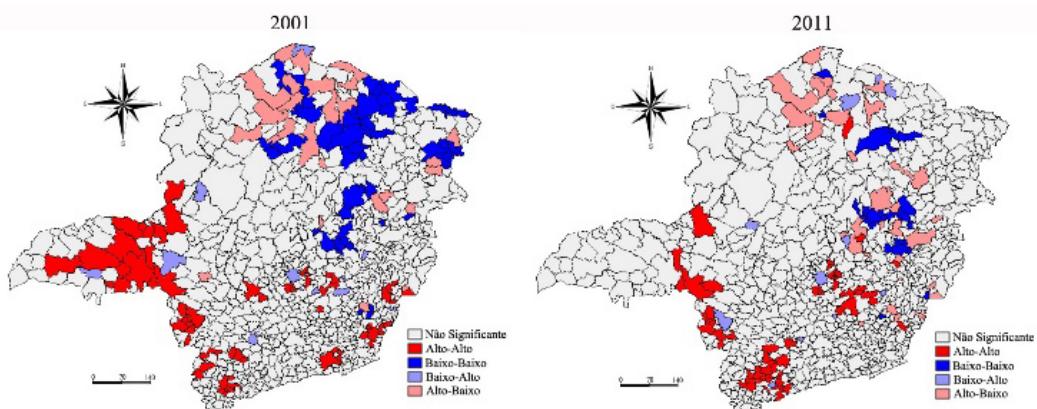


Figura 2 – Padrões de associação local do nível de instrução do trabalhador industrial em 2001 e 2011

Fonte: Elaboração dos autores

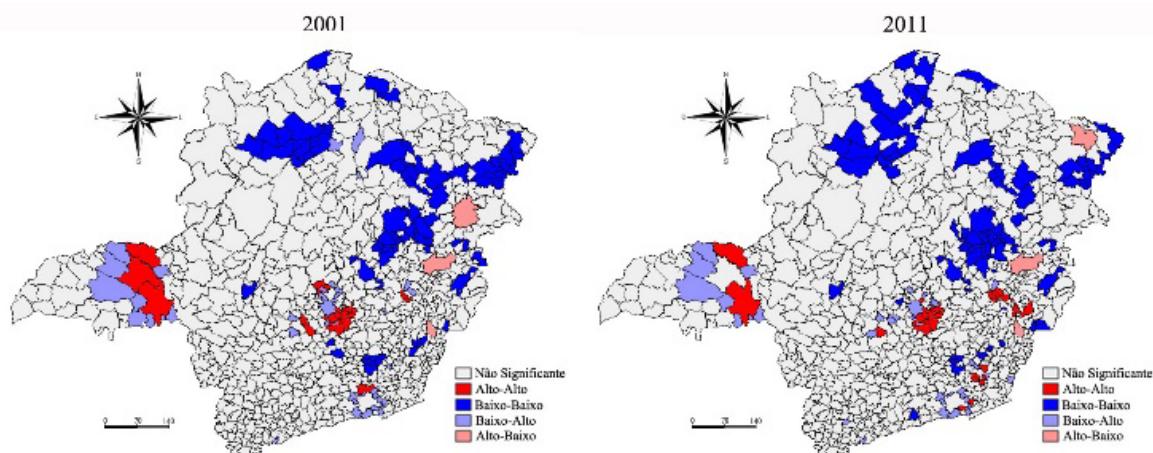


Figura 3 – Padrões de associação local da concentração industrial em 2001 e 2011

Fonte: Elaboração dos autores

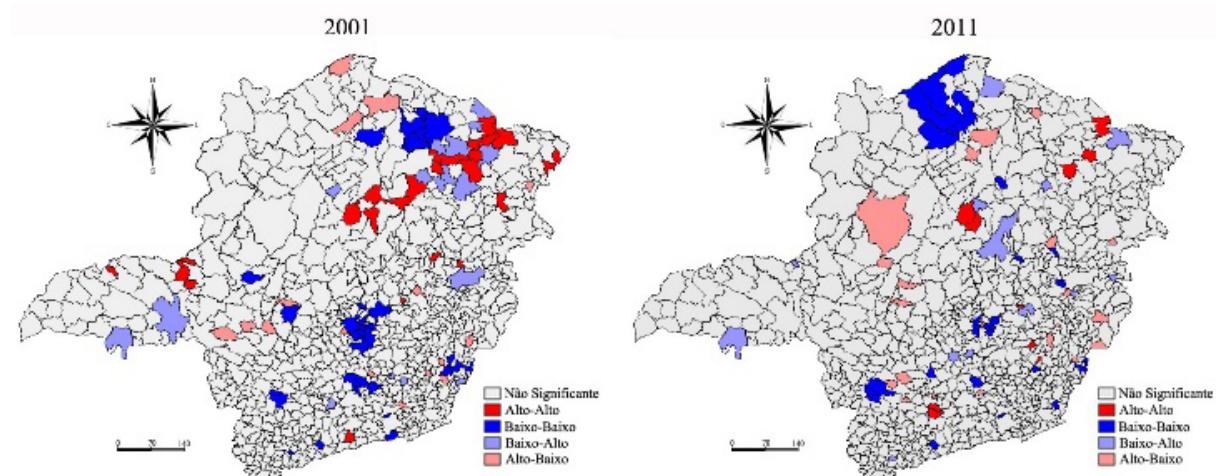


Figura 4 – Padrões de associação local da especialização industrial em 2001 e 2011

Fonte: Elaboração dos autores

4.3. Análise de regressão espacial

A fim de verificar qual a estrutura de dependência espacial presente nos modelos em questão, procedeu-se com a estimação do modelo logarítmico utilizando a matriz de pesos espaciais na convenção de rainha, com vizinhos de primeira ordem, com o objetivo de obter os valores dos Multiplicadores de Lagrange (ML) que indicam qual tipo de dependência é dominante. Os testes de ML distinguem dois tipos de dependência: *lag* espacial e erro espacial. Os resultados são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Diagnósticos de dependência espacial para 2001 e 2011

| Teste | 2001 | | 2011 | |
|---------------------------|--------|-------|--------|-------|
| | Valor | Prob | Valor | Prob |
| ML (<i>lag</i>) | 49,873 | 0,000 | 37,675 | 0,000 |
| ML robusto (<i>lag</i>) | 10,506 | 0,001 | 0,756 | 0,384 |
| ML (erro) | 39,399 | 0,000 | 72,516 | 0,000 |
| ML robusto (erro) | 0,0319 | 0,858 | 35,598 | 0,000 |

Fonte: Elaboração própria

Os resultados apontam que no modelo no período de 2001, a estrutura espacial

predominante era a de *lag* espacial, dado que o teste de ML robusto para o erro espacial não rejeitou a hipótese nula de ausência desse tipo de correlação, enquanto o ML robusto para o *lag* apresentou a rejeição dessa hipótese ao nível de 1% de significância.

Em contrapartida, no período de 2011 a estrutura verificada foi a de erro espacial, dado que o teste de ML robusto para o *lag* espacial não rejeitou a hipótese nula, enquanto o ML robusto para o erro espacial apresentou a rejeição de tal hipótese ao nível de 1% de significância, evidenciando que ocorre dependência desse tipo.

Dados os resultados dos testes de ML, procedeu-se com a estimativa dos modelos espaciais via Máxima Verossimilhança, de acordo com a estrutura de dependência verificada em cada ano. Em 2001, a estimativa inicialmente apresentou-se sujeita ao problema da heterocedasticidade. Para corrigir essa situação, procedeu-se com a estimativa utilizando os erros-padrão robustos de White. Já a estimativa de 2011, que apresentou o mesmo problema, foi corrigida via estimativa por Método dos Momentos Generalizado conforme a especificação proposta por Kelejian e Prucha (2010). Os resultados são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Resultados das regressões espaciais para 2001 e 2011

| Variáveis | Variável dependente: log(salário) | | | | | |
|-----------------------------------|-----------------------------------|--------|-------|---------------|-------------------|-------|
| | 2001 | | | 2011 | | |
| | Lag espacial | | | Erro espacial | | |
| Variáveis | Coeficiente | D.P. | Prob. | Coeficiente | D.P. | Prob. |
| Constante | -0,0097 | 0,0448 | 0,828 | 0,0745 | 0,0169 | 0,000 |
| log(instrução) | 0,3274 | 0,1008 | 0,001 | 0,8229 | 0,0354 | 0,000 |
| log(concentração) | 0,0306 | 0,0146 | 0,036 | 0,0463 | 0,0086 | 0,000 |
| log(HH) | -0,0586 | 0,0299 | 0,049 | 0,1728 | 0,0557 | 0,002 |
| rho | 0,2965 | 0,1264 | 0,019 | - | - | - |
| lambda | - | - | - | 0,3882 | 0,0406 | 0,000 |
| Pseudo R ² | | 0,2933 | | | 0,7165 | |
| Correção para heterocedasticidade | | White | | | Kelejian e Prucha | |
| n | | 853 | | | 853 | |

Fonte: Elaboração dos autores

Os resultados das estimativas dos modelos logarítmicos espaciais guardam algumas semelhanças com os modelos logarítmicos normais, mas, por outro lado, existem diferenças consideráveis. A mais notável delas diz respeito ao sinal da variável *HH* em 2001, que passou a ser negativo, com nível de significância de 5%. Esse resultado indica que, ao se levarem em consideração os efeitos de dependência espacial no modelo, em 2001 seria a diversificação, e não a especialização, que estaria relacionada com maiores salários, contrariando o argumento das externalidades tipo MAR e de acordo com a ocorrência de externalidades tipo Jacobs. Esse resultado pode

ser deduzido intuitivamente pela visualização comparativa das figuras 1 e 4 apresentadas anteriormente, nas quais é possível observar uma considerável semelhança na distribuição de municípios com alto nível de especialização e baixos salários em 2001. Contudo, no segundo período, o sinal do parâmetro inverteu-se, voltando a ficar em conformidade com as estimativas anteriores, e indicando que ocorreu uma mudança no tipo de externalidade responsável por maiores ganhos salariais em Minas Gerais.

As demais diferenças são menos notáveis, mas merecem consideração. Ao passo que no modelo inicial o coeficiente da escolaridade foi reduzido no

período analisado, nesta estimativa espacial ocorreu o inverso, intensificando-se a relação entre salários e instrução do trabalhador. A concentração apresentou um pequeno acréscimo no valor dos parâmetros entre 2001 e 2011, comportamento semelhante ao verificado no caso da regressão por MQO – ainda que em intensidade menor – reforçando a possível ocorrência de uma intensificação das economias de aglomeração ao longo do período em questão.

Por fim, merecem nota os parâmetros espaciais estimados. No caso do modelo de *lag* espacial, o parâmetro *rho* apresentou-se significativo ao nível de 2%. Seu sinal positivo indica a ocorrência de autocorrelação espacial positiva para a estimativa de 2001. A estimativa do modelo de erro espacial, por sua vez, apresentou o parâmetro *lambda* também positivo e significativo a 1%, no qual é deduzida a ocorrência de autocorrelação positiva para a estimativa de 2011.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou verificar de que maneira as economias de aglomeração afetam os salários da indústria de Minas Gerais, tanto para 2001 quanto para 2011. Em um aspecto geral, o que se verificou é que as economias de aglomeração se mostram presentes e relevantes, em especial as economias de especialização, de forma que, em média, as cidades cuja indústria é mais especializada possuem salários mais elevados. Por outro lado, as economias de urbanização só se fizeram presentes na estimativa espacial em 2001. Contrastado com o resultado da estimativa espacial para 2011, esse resultado pode indicar uma reversão das economias de

diversificação para economias de especialização ao longo da década.

Tanto a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) quanto as estimativas econometrísticas espaciais evidenciaram que o fenômeno em questão não ocorre de maneira independente no espaço, possuindo correlações e dependências de ordem geográfica, que devem ser levadas em consideração tanto pelos formuladores de políticas públicas quanto pelos agentes privados. Os salários industriais, o nível de concentração das atividades da indústria e o grau de instrução dos trabalhadores revelaram possuir dependências espaciais, de modo que a presença dessas variáveis em um dado município é afetada pelo valor dessas mesmas variáveis em municípios vizinhos, causando efeitos de feedback e possibilitando intensificações locacionais das atividades industriais, reforçando as economias de aglomeração.

Ainda, no que tange às estruturas de dependência espacial em nível local, verificou-se a ocorrência de clusters para a distribuição das variáveis em questão. Essas distribuições, além de reforçar a ideia da dependência espacial do fenômeno, apontam objetivamente quais regiões podem ser consideradas críticas nesse aspecto, o que fornece uma base para futuras análises locais mais detalhadas.

O conjunto dessas constatações possibilita, por fim, uma melhor compreensão do contexto industrial de Minas Gerais, além de fornecerem um embasamento mais claro na definição de políticas industriais e de desenvolvimento regional, de modo que estas sejam adequadas aos diferentes contextos territoriais, levando em consideração aspectos como a ocorrência de economias de aglomerações e suas relações de especialização e diversificação produtiva.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. *Curso de econometria espacial aplicada*. Piracicaba: ESALQ-USP, 2004.
- ANDRADE, T. A.; SERRA, R. V. *O recente desempenho das cidades médias no crescimento populacional urbano brasileiro*. Rio de Janeiro: IPEA, 1998. (Texto para Discussão 554)
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- CARLEIAL, L. M. F. Firmas, flexibilidades e direitos no Brasil: para onde vamos? *São Paulo em perspectiva*, São Paulo, v. 11, n. 1, p. 22-33, 1997.
- DALBERTO, C. R.; STADUTO, J. A. R. Uma análise das economias de aglomeração e seus efeitos sobre os salários industriais brasileiros. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 17, n. 3, p. 539-569, 2013.
- DEKLE, R. Concentration and regional growth: evidence from the prefectures. *The Review of Economics and Statistics*, v. 84, n. 2, p. 310-315, 2002.
- DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração nem contínua polarização. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 3, n. 1, p. 35-64, set. 1993.
- DINIZ, G. F. C.; SOUZA, O. T. Mudanças estruturais e aglomerações territoriais na indústria de Minas Gerais: uma abordagem preliminar do período pós-1970. *Economia & Tecnologia*, ano 6, v. 23, p. 77-88, 2010.
- FERNANDES, C. L. L. Economia e planejamento em Minas Gerais nos anos de 1960 e 1970. *Revista Gestão & Tecnologia*, v. 8, n. 1, p. 11-39, 2007.
- GALINARI, R. et al. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 11, n. 3, p. 391-420, 2007.
- GLAESER, E. L. et al. Growth in cities. *The Journal of Political Economy*, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, 1992.
- GLAESER, E. L.; GOTTLIEB, J. D. The wealth of the cities: agglomeration economies and spatial equilibrium in the United States. *NBER Working Paper*, n. 14806, 2009.
- HANSON, G. H. Increasing returns, trade and the regional structure of wages. *The Economic Journal*, v. 107, n. 440, p. 113-133, 1997.
- HENDERSON, J. V. Marshall's scale economies. *NBER Working Paper*, n. 7358, 1999.
- HENDERSON, J. V.; KUNCORO, A.; TURNER, M. Industrial development in cities. *The Journal of Political Economy*, v. 103, n. 5, p. 1067-1090, 1995.
- IMBS, J.; WACZIARG, R. Stages of diversification. *American Economic Review*, v. 93, n. 1, p. 63-86, 2003.
- JACOBS, J. *The economy of cities*. Nova York: Random House, 1969.
- KAULICH, F. Diversification vs. specialization as alternative strategies for economic development: can we settle a debate by looking at the empirical evidence? *Working Paper*, n. 3, 2012.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, n. 157, p. 53-67, 2010.
- MARSHALL, A. *Principles of economics: an introductory volume*. 8. ed. Londres: Macmillan, 1920.

REFERÊNCIAS

- MESQUITA, F. C.; FURTADO, A. T. O desempenho da indústria em Uberlândia entre 1996 e 2007: crescimento do setor de alimentos e bebidas e o retrocesso industrial. *Sociedade e Natureza*, v. 23, n. 3, p. 497-512, 2011.
- NOGUEIRA JÚNIOR, R. P. As desigualdades inter-regionais no estado, com enfoque no setor industrial. In: OLIVEIRA, F. A; SIQUEIRA, W. B. (Orgs.). *As muitas Minas: ensaios sobre a economia mineira*. Belo Horizonte: Conselho Regional de Economia, Minas Gerais, 2010. p. 137-157.
- PANNE, G. van der. Agglomeration externalities: Marshall versus Jacobs. *Journal of Evolutionary Economics*, v. 14, n. 5, p. 593-604, 2004.
- RAUCH, J. E. Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities. *NBER Working Paper*, n. 3905, 1991.
- SUZIGAN, W. et al. Aglomerações Industriais no Estado de São Paulo. *Revista de Economia Aplicada*, São Paulo, v. 5, n. 14, p. 695-717, 2001.
- WHEATON, W. C.; LEWIS, M. J. Urban wages and labor market agglomeration. *Journal of Urban Economics*, v. 51, p. 542-562, 2002.