

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

Cassiano Ricardo Dalbertoⁱ
Jader Fernandes Cirinoⁱⁱ
Jefferson Andronio Ramundo Stadutoⁱⁱⁱ

RESUMO: O presente trabalho investiga a relação entre as economias de aglomeração – subdivididas em economias de especialização/localização e urbanização/diversificação – e os salários industriais dos municípios do Estado de Minas Gerais nos anos de 2001 e 2011. A análise utilizou de regressão econométrica espacial e da análise exploratória de dados espaciais (AEDE) 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 com cidades onde a indústria é mais especializada.

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

ABSTRACT: The present work investigates the relationship between agglomeration economies – subdivided in specialization/localization and urbanization/diversification economies – and industrial wages in the municipalities of Minas Gerais in the years of 2001 and 2011. The analysis used spatial econometric regression and exploratory spatial data analysis (ESDA) in order to verify the importance of the geographical aspect and the regional patterns of distribution of the variables. Evidence was found for the presence of agglomeration economies, especially of specialization, so that higher wages tend to be associated with cities where industry is more specialized.

Keywords: Minas Gerais, agglomeration economies, industry, spatial econometrics, ESDA

Área Temática: 2 – Economia

ⁱ Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

ⁱⁱ Professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (UFV).

ⁱⁱⁱ Professor do curso de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE).

1 INTRODUÇÃO

O processo de urbanização brasileiro possui estreita relação com o processo de industrialização, uma vez que este encontra nas cidades o ambiente favorável para sua localização. A decisão locacional das indústrias é incentivada pelas externalidades positivas existentes nos centros urbanos, geradas pela concentração das atividades econômicas, como apontado por Marshall (1920), para quem não são apenas as economias internas às firmas que propiciam ganhos às mesmas, mas também as economias externas, ou seja, aquelas provenientes da concentração das atividades econômicas cujos benefícios ultrapassam os limites da empresa.

A fim de contextualização, é necessário assinalar a dinâmica urbana e industrial brasileira sob a ótica dos diferentes tamanhos dos centros urbanos. De acordo com Andrade e Serra (1998), entre 1950 e 1970 as cidades com mais de 500 mil habitantes foram as grandes alavancadoras do processo de expansão urbana no país, sendo que tais cidades chegaram a representar 44% da população urbana nacional em 1970, contra 35% em 1950. Segundo os autores, tal crescimento está relacionado à consolidação do parque industrial brasileiro, ligado sobretudo às indústrias de bens de capital e duráveis, que eram em grande medida dependentes dos fatores aglomerativos.

Posteriormente, entre os anos de 1970 e 1990, há um movimento da população urbana em direção às cidades médias, que passam a crescer mais rapidamente que os grandes centros metropolitanos, principalmente durante a década de 1980, como observou Maricato (2001). Uma parcela desse movimento pode ser explicada pelas deseconomias de aglomeração que passam a ocorrer nas metrópoles nesse período, levando muitas decisões de investimento a buscarem novos centros urbanos, onde as economias de aglomeração ainda se fazem presentes (DINIZ, 1993). Para Andrade e Serra (1998), tal movimento também possui um conjunto de causas adicionais: mudanças nos padrões locacionais das indústrias, periferação das metrópoles, políticas governamentais e expansão das fronteiras agrícolas e minerais, além de fatores endógenos destas cidades.

Já a partir da década de 1990, a indústria nacional verifica um importante crescimento, que se dá de maneira concomitante à dispersão das plantas industriais de novas firmas, assim como das que já estavam instaladas. Esse processo de realocação foi motivado, em grande medida, pelas deseconomias de aglomeração presentes nas grandes metrópoles, e também por outros fatores, como a busca das firmas por regiões com menor densidade sindical, mão de obra mais barata e incentivos fiscais (CARLEIAL, 1997). A despeito de tais movimentos, Galinari *et alii* (2007), ao analisar o cenário segundo a ótica dos salários industriais e sua relação com as economias de aglomeração, constataram que as mudanças ocorridas ao longo da década em questão não foram capazes sequer de mitigar a heterogeneidade salarial nas grandes e médias cidades.

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 tal posição, passando a representar 11,01% dos empregos da indústria nacional. Tal crescimento ganha ainda mais importância em face das perdas de participação dos demais estados líderes nesse

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

quesito: São Paulo, maior detentor da mão de obra industrial, viu sua participação reduzir-se de 34,74% em 2001 para 31,69% em 2011, enquanto que o Rio Grande do Sul, terceiro maior alocador nesse quesito, passou de 9,98% para 8% no mesmo período.

Neste cenário de dispersão industrial de âmbito nacional, concomitante ao ganho de participação de Minas Gerais, o presente trabalho busca avaliar em que medida as economias de aglomeração impactaram sobre os salários industriais nesse Estado no curso dos últimos dez anos. As economias de aglomeração têm recebido cada vez mais atenção das pesquisas em economia regional, que buscam compreender o fenômeno por duas vias: i) por meio dos incrementos à produtividade do trabalho e ii) através dos incrementos sobre os salários. Na literatura internacional, diversos trabalhos encontraram evidências de que as economias de aglomeração têm relação positiva tanto com a produtividade quanto com o salário (RAUCH, 1991; GLAESER *et alii*, 1992; HANSON, 1997; HENDERSON, 1999).

No caso brasileiro, a investigação utilizando a primeira via, isto é, a dos incrementos à produtividade, é dificultada devido à carência dessas informações desagregadas a nível municipal. Portanto, o caminho utilizado nessa investigação foi o de relacionar as economias de aglomeração com os salários industriais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO: ASPECTOS FUNDAMENTAIS

As economias de aglomeração podem ser compreendidas como um agrupamento geográfico das atividades econômicas, que são criadas e sustentadas por alguma lógica circular que propicia externalidades positivas às firmas. Tais economias podem ser verificadas em diferentes níveis regionais, e sua análise depende essencialmente do conceito de retornos crescentes. A economia se distribui de maneira irregular no espaço, o que se vislumbra nas grandes disparidades existentes entre regiões, fato que não é meramente um produto de diferenças inerentemente locais, e sim de um conjunto de processos cumulativos que inevitavelmente envolvem algum tipo de retorno crescente que permite reforçar a concentração geográfica. (FUJITA, KRUGMAN e VENABLES, 2002).

Marshall (1920) relaciona as fontes de ganhos externos – relacionados à concentração geográfica da indústria – 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.

Em termos locais, podem-se distinguir forças que atuam na concentração espacial das atividades econômicas e forças que agem no sentido de dispersá-las. Weber (1929) propôs uma classificação em dois grupos de fatores que influenciam na decisão de localização de uma indústria: i) fatores regionais e ii) fatores aglomerativos ou desaglomerativos. Os fatores regionais se referem aos custos de transporte e diferenças geográficas no custo do trabalho; os fatores aglomerativos dizem respeito às reduções de preço obtidas pelo uso mais econômico de maquinários ou pela indústria estar localizada onde ocorre um comércio auxiliar; e finalmente os fatores desaglomerativos são aqueles que afastam as empresas devido aos altos aluguéis.

É necessário frisar que as forças no sentido da concentração e da dispersão produtiva podem se revelar presentes de maneira simultânea nas regiões, e em cada local a dominância de uma força sobre a outra irá depender da magnitude de seus efeitos

sobre a decisão locacional dos agentes.

Diversos estudos buscam elucidar como as economias de aglomeração afetam os salários. De modo geral, salários mais elevados estão associados a maiores níveis de capital humano, que por sua vez são exigidos por atividades mais especializadas e mercados de trabalho mais densos. Por outro lado, maiores níveis educacionais também se relacionam positivamente com altos níveis de desenvolvimento econômico que, ao seu turno, estão associados a outros fatores que geralmente levam a salários mais elevados, como maiores níveis tecnológicos e de estoque de capital físico *per capita*².

Outro fator importante a ser considerado nessa relação é o diferencial de custo de vida e bem-estar entre grandes centros urbanos e cidades menores. É possível que as empresas precisem pagar salários maiores para compensar o trabalhador pelos custos elevados de se morar em um grande centro, como os aluguéis elevados e as necessidades de transporte, além de recompensá-lo pela redução da qualidade de vida decorrente, por exemplo, de maior poluição, violência e congestionamentos.

2.2 ECONOMIAS DE ESPECIALIZAÇÃO E DIVERSIFICAÇÃO

Glaeser *et alii* (1992) mencionam duas classes de economias de aglomeração: as economias de especialização/localização, conhecidas também como *Marshall-Arrow-Romer* (MAR); e as economias de urbanização/diversificação, ou de *Jacobs*. Ambas são economias externas à firma, mas, enquanto que as economias de especialização são aquelas relacionadas às economias internas advindas da aglomeração de uma mesma indústria – isto é, economias proporcionadas por aumentos na escala produtiva e pelas transferências de conhecimento (*spillovers* informacionais) dentro de uma indústria ou indústrias correlatas; as economias de urbanização se referem aos ganhos pela transferência de conhecimento entre diferentes indústrias, de modo que, nesse caso, não é a especialização, e sim a diversificação que contribui positivamente para a produtividade da economia local.

Segundo Jacobs (1969), quanto maior o número e a variedade de divisões do trabalho em uma economia, maior será a capacidade inerente dessa economia em adicionar ainda mais tipos de bens e serviços. Para a autora, o crescimento e desenvolvimento urbanos só podem ser sustentados ao longo do tempo por meio de um processo de constante adição de novos tipos de trabalho. Assim, cidades que, ao invés disso, permanecem apenas repetindo o mesmo tipo de trabalho, não se expandem muito, nem conseguem se desenvolver.

As economias de especialização/localização, por sua vez, remontam à obra de Marshall (1920), para quem as vantagens da proximidade beneficiariam as atividades especializadas, levando os conhecimentos a ficarem “soltos no ar” e, com isso, beneficiando o surgimento de atividades subsidiárias e reforçando a especialização. Esses *spillovers* informacionais geram externalidades positivas que estimulam a aglomeração das atividades econômicas. Segundo a visão de Marshall, é a captação dessas externalidades pelas empresas de uma mesma indústria que leva a um maior desenvolvimento da atividade industrial em uma cidade e a maiores ganhos de escala, com acréscimos na produtividade.

O debate entre qual tipo de economias de aglomeração, MAR ou de *Jacobs*, é responsável por maiores ganhos no contexto urbano-industrial, tanto para empresas quanto para trabalhadores, permanece inconclusivo, e abre espaço para pesquisas que abordem o tema. Trabalhos como os de Henderson (1999) para os EUA, Van der Panne

² Para uma discussão mais aprofundada, ver Rauch (1991) e Wheaton e Lewis (2002).

(2004) para a Holanda e Dekle (2002) para o Japão, encontraram a presença de economias de especialização. Por outro lado, os trabalhos de Glaeser *et alii* (1992) e Henderson, Kuncoro e Turner (1995), ambos analisando os EUA, encontraram evidências de externalidades positivas de urbanização.

No contexto brasileiro, Galinari *et alii* (2007) obtiveram resultados que demonstram a presença de economias de urbanização correlacionadas com altos salários, ao mesmo tempo em que afirmam que, apesar de não se verificarem economias de especialização, não é prudente afirmar que as mesmas não existem, dada a realidade idiossincrática das economias regionais brasileiras. Deste modo, os autores se limitam a atestar que tais evidências apenas apontam que, no Brasil, as condições que levam ao surgimento de economias de especialização ainda são fracas.

É importante salientar que os conceitos de economias de urbanização/diversificação e especialização/localização não são necessariamente mutuamente excludentes. Eles oferecem diferentes pontos de vista que buscam identificar qual característica é mais importante para a promoção de externalidades que conduzem ao crescimento e ao desenvolvimento econômicos.

2.3 AGLOMERAÇÃO E DISPERSÃO: TRAJETÓRIA BRASILEIRA E DE MINAS GERAIS

Até o final da década de 1960 a produção brasileira concentrou-se quase que exclusivamente nas regiões metropolitanas de São Paulo e Rio de Janeiro, com destaque maior para a primeira, caracterizando o Sudeste como o centro dinâmico nacional. A partir dos anos de 1970 a região metropolitana de São Paulo (RMSP) passa a apresentar deseconomias de aglomeração, ao mesmo tempo em que começam a surgir economias de aglomeração em outros centros urbanos. Entretanto, de acordo com Diniz (1993), esses novos centros tenderam a se concentrar em um polígono ao redor da cidade de São Paulo (delimitado por Belo Horizonte –Uberlândia - Londrina/Maringá - Porto Alegre – Florianópolis - São José dos Campos - Belo Horizonte), conferindo um caráter restrito à desaglomeração.

Negri (1996) salienta que, apesar do polígono apontado por Diniz (1993) ter sido o maior beneficiado pela desconcentração industrial entre 1970 e 1990, aumentando sua participação na indústria nacional de 33,1% para 49,2%, as demais regiões fora do polígono também cresceram relativamente no período, à exceção da Grande São Paulo e do Rio de Janeiro. A participação do Nordeste (exceto pela Bahia) manteve-se praticamente estável, ao passo que Espírito Santo, Bahia e os Estados do Norte e Centro-Oeste incrementaram sua participação de 3,6% da transformação nacional em 1970 para aproximadamente 10,2% em 1990.

Por sua vez, a indústria de Minas Gerais, enquanto que essencialmente concentrada em ramos tradicionais até a década de 1960, como o alimentar e o têxtil, 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 Industrial 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 que na segunda 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.

As cidades médias começaram a aparecer no cenário brasileiro pós-1970 como receptáculos favoráveis às decisões de novos investimentos, por possuírem qualidades atrativas às empresas, como infraestrutura geradora de economias externas, mercado consumidor denso e também capital humano relativamente desenvolvido, sem, entretanto, incorrer em deseconomias de aglomeração. Desta forma, as cidades médias passaram a apresentar maiores taxas de crescimento populacional em relação às metrópoles. Segundo Maricato (2001), enquanto as metrópoles cresceram a uma taxa média anual de 1,3% nos anos 1980 e 1990, as cidades médias apresentaram um crescimento médio anual de 4,8% para o mesmo período, ou seja, uma taxa 3,7 vezes superior àquela.

Na década de 1980, contudo, o movimento de desconcentração sofreu um arrefecimento, sobretudo devido às preocupações quase que exclusivas com a instabilidade monetária de então, o que conduziu, conforme Diniz e Crocco (1996), a um enfraquecimento do papel do Estado no investimento direto e na operação de políticas regionais. Castro (2001) assinala que, enquanto no mundo desenvolvido ocorria uma renovação nos métodos organizacionais, de gerenciamento e de produção, no Brasil, especialmente na segunda metade daquela década, as mudanças no lado real da economia cessaram. Ao mesmo tempo em que o país perdia *market share* nos mercados mundiais, as indústrias nacionais, de maneira geral, apenas conseguiam sobreviver, ficando à margem do processo de renovação que ocorria nas regiões industrializadas.

A partir de 1988, por meio da nova Constituição, consagram-se conquistas trabalhistas históricas e criam-se novos direitos relevantes no âmbito do mercado de trabalho. A partir desse período, sinaliza-se um retorno das forças de dispersão produtiva, que viriam de fato a se intensificar na década de 1990, principalmente, em razão da abertura comercial, desregulamentação da economia, privatizações e estabilidade monetária, os quais propiciaram a entrada de novos investimentos no país. De acordo com Sabóia (2001), as principais regiões beneficiadas nesse período foram o Sul e o Centro Oeste.

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 5.000 trabalhadores na indústria de transformação³, verificava-se, em 1990, a ocorrência de 20 aglomerações no Estado, quantidade que se expandiu para 36 em 2007.

Apesar do novo período de relativa expansão industrial, Galinari *et alii* (2007), ao investigarem sobre os efeitos das economias de aglomeração sobre os salários industriais, concluíram que entre 1991 e 2000 as mudanças políticas e econômicas ocorridas não foram capazes de reduzir a heterogeneidade da estrutura salarial dos mesopólos brasileiros⁴. Além disso, apesar da existência de economias de urbanização no Brasil, os fatores responsáveis pelo surgimento de economias de especialização ainda eram incipientes.

3 METODOLOGIA

3.1 RECORTE REGIONAL, BASE DE DADOS E VARIÁVEIS

O presente estudo abrange o Estado de Minas Gerais, em seus 853 municípios, nos períodos de 2001 e 2011. Desses, contudo, 95 não possuíam nenhum emprego na indústria em 2001, enquanto que em 2011 tal soma era de 115, reduzindo assim a amostra dos anos a 738 e 758 municípios, respectivamente.

A base de dados utilizada foi a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), que consiste num levantamento anual realizado pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), abrangendo todo o território nacional. Apesar da vantagem de possuir dados com grande nível de desagregação, a RAIS não é imune a críticas, o que torna necessário algumas considerações. Suzigan *et alii* (2000) resumem os problemas da RAIS em três pontos:

Em primeiro lugar está o fato da base de dados considerar apenas os empregos formais, o que exclui uma parcela considerável dos trabalhadores, problema que se torna maior em áreas menos desenvolvidas, onde a informalidade em geral é maior. Um segundo problema diz respeito à possibilidade de que firmas que operem com diversas plantas em diferentes regiões possam lançar os dados sobre seus trabalhadores em localidade diferente daquela onde eles efetivamente se encontrem. Finalmente, o terceiro problema se refere à questão da auto-classificação, pela empresa, do setor ao qual ela se enquadra, o que pode gerar distorções. Tal viés tende a ser menor em regiões onde ocorrem aglomerações industriais especializadas do que em regiões onde há pulverização das atividades, situação que não cria tão facilmente uma cultura setorial que favoreça o correto enquadramento.

A desagregação setorial foi realizada segundo a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) segundo a classificação 1.0, em virtude de ser a única classificação disponível na RAIS para ambos os períodos abordados. Foram escolhidas as seções C, D e F da CNAE, que representam, respectivamente, os setores de Indústrias Extrativas, Indústrias de Transformação e Construção, perfazendo um total de 28 subdivisões setoriais para a indústria.

³ Os autores utilizaram-se da base de dados da RAIS e, portanto, consideraram apenas o setor formal.

⁴ Os mesopólos considerados por Galinari *et alii* (2007) constituem-se nas microrregiões geográficas (MRGs) definidas na regionalização de Lemos *et alii* (2003).

As variáveis utilizadas basearam-se naquelas escolhidas por Galinari *et alii* (2007). Algumas delas foram adaptadas, em virtude das diferenças entre as bases de dados utilizadas⁵. Desta forma, foram aplicadas as variáveis conforme segue:

a) *Salário/hora médio industrial*: consiste na variável “remuneração média do trabalhador”, dividida pelo total de horas trabalhadas por mês.

b) *Grau de instrução*: essa variável representa a média dos anos de instrução, como uma medida do capital humano ocupado na indústria.

c) *Concentração industrial*: obtida por meio do cálculo da participação relativa do emprego industrial local sobre o nacional, expressando a ideia de densidade e escala da indústria dos mesopólos.

d) *Especialização produtiva local (HH)*: essa variável demonstra a variabilidade da especialização produtiva entre as cidades, e foi utilizada a fim de investigar se é a diversidade ou a especialização produtiva que influencia de maneira positiva os salários locais (GALINARI *et alii*, 2007). Esse índice é conhecido como *Hirschman-Herfindahl (HH)* ou *Elison-Glaeser* ajustado, de acordo com Henderson (1999), e é calculado da seguinte maneira:

$$HH_i = \sum_{j=1}^n [(E_{ij}/E_i) - (E_j/E_p)]^2 \quad (01)$$

Em que:

E_{ij} : Emprego na cidade i no setor j ;

E_i : Total do emprego industrial na cidade i ;

E_j : Emprego nacional no setor j ;

E_p : Total do emprego industrial no país

n : 1, 2, 3, ..., 28 são os setores industriais

Desta forma, quando a indústria de uma cidade i for perfeitamente desconcentrada (diversificada) o valor do índice será zero. O outro extremo, quando a cidade é totalmente concentrada (especializada), é representado pelo valor máximo do índice, ou seja, $HH = 2$.

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 tais informações não puderam ser incluídas devido à indisponibilidade de dados.

3.2 MÉTODOS DE ANÁLISE

Inicialmente foi utilizado um modelo econométrico para estimar equações de salários para os anos de 2001 e 2011. Através dessas estimações objetivou-se entender de que maneira as variáveis selecionadas estão relacionadas com os salários da indústria nos mesopólos brasileiros. O modelo utilizado foi o seguinte:

$$\log \text{Salário/Hora} = \beta_0 + \beta_1 \log \text{Grau de Instrução}_i + \beta_2 \log \text{Concentração Industrial}_i + \beta_3 \log \text{HH}_i + \varepsilon_i \quad (02)$$

⁵ Enquanto que o presente trabalho utiliza os dados da RAIS, o trabalho de Galinari *et alii* (2007) utiliza dados do Censo.

A estimação das variáveis logaritmizadas diminui a heterogeneidade dos dados e fornece os resultados dos parâmetros em termos de elasticidade. O modelo foi estimado utilizando-se o 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). Desta forma, os efeitos espaciais dizem respeito às comparações causadas pela autocorrelação espacial e pela estrutura espacial.

Conhecer a natureza da estrutura e das interações de um fenômeno no espaço é importante para se sugerir padrões e recorrências que possam auxiliar tanto na elaboração de ações públicas por meio de políticas regionalizadas, como na maximização alocativa dos recursos privados. Nesse sentido, a AEDE é uma ferramenta necessária, pois, segundo Perobelli *et alii* (2005), este método descreve a distribuição espacial do fenômeno, seus padrões de associação global e local (*clusters*).

Com a utilização da análise exploratória de dados espaciais, torna-se necessário testar a hipótese de que os dados espaciais são distribuídos aleatoriamente, isto é, que os valores de um atributo em uma região não dependem dos valores do mesmo nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2004).

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

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})^2} \quad (03)$$

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 dos mesmos, ou seja, regiões com valores altos da variável a ser abordada são rodeadas por regiões com valores altos; e regiões com valores baixos conseqüentemente 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 possibilitar o cálculo do coeficiente I de Moran, se faz necessário escolher uma matriz de pesos, que define o grau de proximidade entre as microrregiões. Tal matriz está associada à distância entre as regiões ou aos limites geográficos (fronteiras) existentes. Para o presente trabalho, adotou-se a estrutura de pesos espaciais binários na convenção de rainha, com vizinhos de primeira ordem (ALMEIDA, 2004).

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 tais 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:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i w_{ij} (y_i - \bar{y})^2 / n} = z_i \sum_j w_{ij} z_j \quad (04)$$

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 .

Segundo Almeida (2004, p.12), esse indicador “*provê uma indicação do grau de agrupamento dos valores similares em torno de uma observação, identificando clusters espaciais, estatisticamente significantes*”. Tais *clusters* são divididos em quatro tipos de associação espacial, sendo: 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 que 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 econométrico espacial, isto é, uma regressão econométrica 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 Almeida (2004): defasagens na variável dependente, defasagens nas variáveis independentes e/ou defasagem no termo de erro. Tais modelos podem ser descritos através de um modelo econométrico espacial geral:

$$\begin{aligned} y &= \rho_1 W y + \rho_2 W^2 y + \dots + \rho_r W^r y + WX\tau_1 + W^2 X\tau_2 + \dots + W^t X\tau_t + u \\ u &= \lambda_1 W u + \lambda_2 W^2 u + \dots + \lambda_g W^g u + \varepsilon \end{aligned} \quad (05)$$

Ou

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

onde Wy é um vetor N por 1 de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é o seu respectivo coeficiente auto-regressivo espacial, WX 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, Wu é um vetor de erros defasados espacialmente e λ é o parâmetro do erro auto-regressivo espacial. Na segunda, $W\varepsilon$ consiste num vetor de erros dado pela média dos choques estocásticos dos vizinhos e γ é 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.

Tais modelos, de maneira geral, não podem ser estimados por MQO, pois o mesmo produz estimativas viesadas. Assim, os modelos econométricos espaciais precisam ser estimados pelo método de Máxima Verossimilhança (MV), pelo método de Variáveis Instrumentais (VI) ou ainda pelo Método dos Momentos Generalizados (MMG).

Na prática, para saber qual modelo espacial é mais adequado ao objeto de análise, são necessários testes específicos que indicam qual o tipo predominante de autocorrelação espacial remanescente na regressão. Tais 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_ρ testa a hipótese nula de que os parâmetros ρ 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 estimações para os anos de 2001 e 2011. As regressões inicialmente apresentaram-se sujeitas ao problema da heterocedasticidade, de modo que procedeu-se com a estimação do modelo por Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) e a obtenção de erros-padrão robustos de White.

TABELA 1 – RESULTADOS DAS REGRESSÕES PARA 2001 E 2011

Variável dependente: log(salário)						
Variáveis	2001			2011		
	Coefficiente	D.P.*	Prob.	Coefficiente	D.P.*	Prob.
Constante	0.799178	0.149921	0.0000	0.317412	0.047791	0.0000
log(instrução)	0.877067	0.025815	0.0000	0.082205	0.006481	0.0000
log(concentração)	0.092772	0.008007	0.0000	0.239096	0.019976	0.0000
log(HH)	1.105547	0.135791	0.0000	2.059751	0.162920	0.0000
R ²	0,854286			0.572970		
R ² Ajustado	0,853704			0.571222		
Estatística F	1467,49			327.8352		
SIC	0,886670			0.711856		
n	758			737		

*Desvios-padrão robustos de White

Fonte: resultados da pesquisa.

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, um aumento de 1% nos anos de educação estava relacionado a salários 0,8% mais elevados, em média. Já em 2011, tal relação tornou-se menos intensa, de modo que um aumento de 1% nos anos de educação estava relacionado a salários em média 0,32% mais elevados. Esse resultado não guarda 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.

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 à 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, enquanto que 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 no tempo, 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 em tal 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 sócio-ambientais de se habitar nesses centros. Desta forma, tal diferencial de 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). Tal resultado apresenta conformidade com as teorias de especialização/localização, isto é, de externalidades de aglomeração do tipo MAR, ao mesmo tempo em que rejeita a ocorrência de externalidades de diversificação/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 – *I* DE MORAN UNIVARIADO PARA AS VARIÁVEIS EM 2001 E 2011

Variáveis	2001		2011	
	<i>I</i> de Moran	Pseudo p-valor*	<i>I</i> de Moran	Pseudo p-valor*
Salário	0,14303	0,001	0,14749	0,001
Instrução	0,17310	0,001	0,09719	0,001
Concentração	0,13475	0,001	0,13090	0,001
HH	0,02195	0,157	-0,01756	0,230

* Após 999 permutações

Fonte: resultados da pesquisa.

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 para tais variáveis, o mesmo valendo para valores baixos das mesmas. 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* estimados não apontem para uma correlação espacial forte, a simples presença da mesma evidência que o problema em questão possui relações de transbordamento espacial, o que implica num 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 da 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 nos anos de 2001 e 2011.

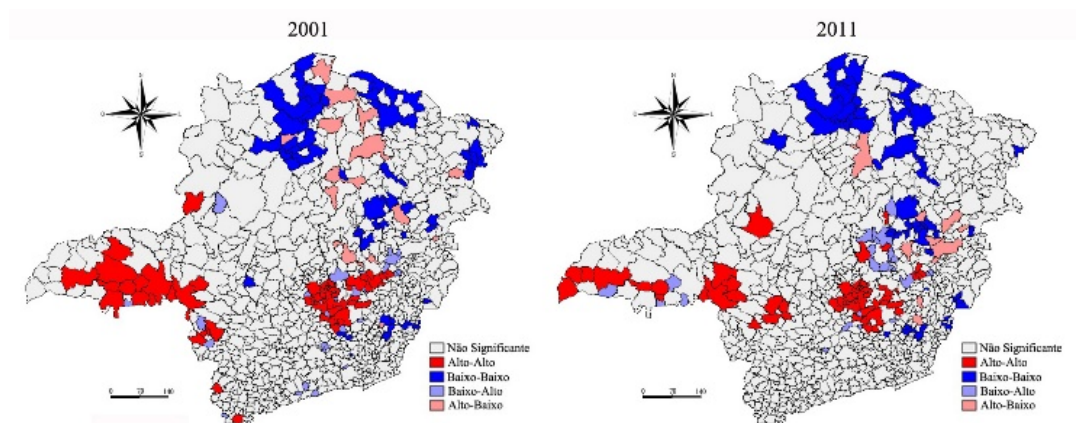


FIGURA 1 – PADRÕES DE ASSOCIAÇÃO LOCAL DOS SALÁRIOS INDUSTRIAIS EM 2001 E 2011

Fonte: resultados da pesquisa.

Através da Figura 1 é possível visualizar que, em ambos os anos, 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 à 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:

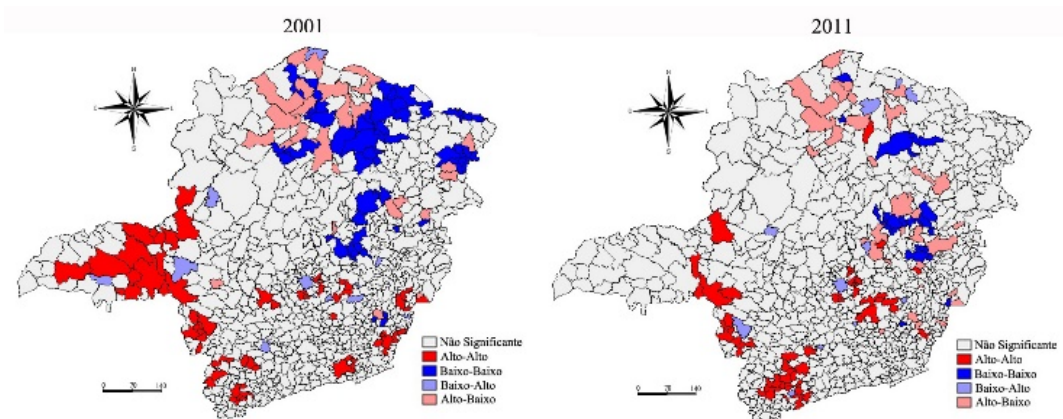


FIGURA 2 – PADRÕES DE ASSOCIAÇÃO LOCAL DO NÍVEL DE INSTRUÇÃO DO TRABALHADOR INDUSTRIAL EM 2001 E 2011

Fonte: resultados da pesquisa.

Para 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 *clusters* do Sul de Minas apresentaram pequeno aumento, enquanto que os da Zona da Mata minguaram, e os da Região Metropolitana permaneceram relativamente estáveis. Já os *clusters* do tipo Baixo-Baixo predominavam na região Norte e do 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:

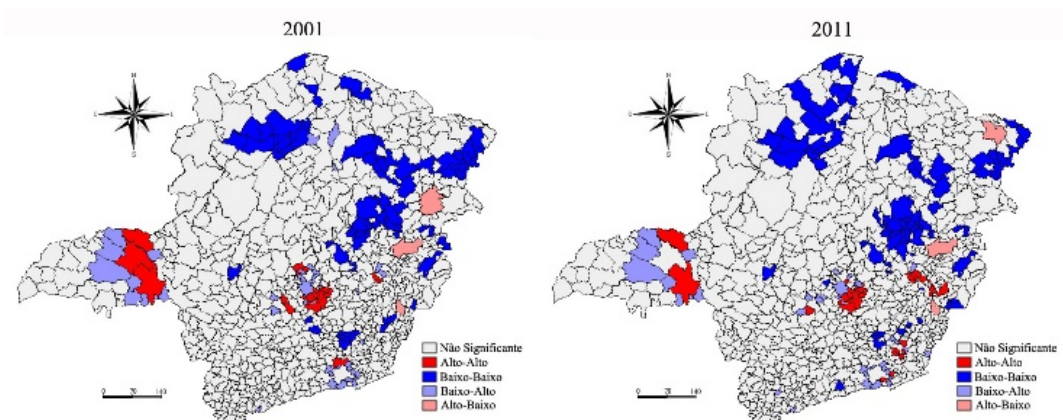


FIGURA 3 – PADRÕES DE ASSOCIAÇÃO LOCAL DA CONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL EM 2001 E 2011

Fonte: resultados da pesquisa.

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 distribuíam 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:

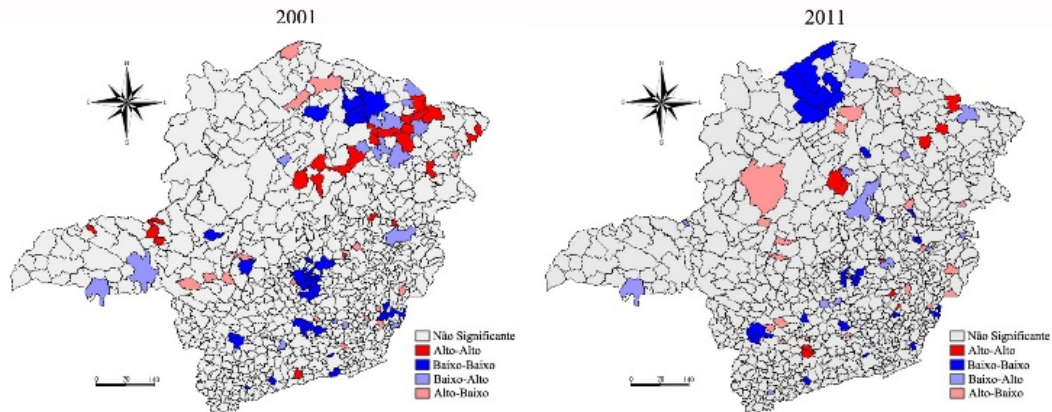


FIGURA 4 – PADRÕES DE ASSOCIAÇÃO LOCAL DA ESPECIALIZAÇÃO INDUSTRIAL EM 2001 E 2011

Fonte: resultados da pesquisa.

Na Figura 4, os *clusters* do tipo Alto-Alto revelam a ocorrência de regiões mais especializadas, enquanto que os *clusters* 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 que as regiões mais diversificadas se distribuíam sobretudo no Norte e na Região Metropolitana de Belo Horizonte. Em 2011 os *clusters* de especialização do Norte praticamente desapareceram, enquanto que o *cluster* de diversificação dessa mesma região sofreu um deslocamento para o oeste. Nesse período, alguns 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 tais 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 onde os salários e os níveis de instrução da indústria se tornaram relativamente menores. Tal movimento pode estar relacionado à alterações no perfil industrial de tal 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 retrocede relativamente em 36,1% sua participação no Estado de Minas Gerais, revelando uma considerável redução de seu dinamismo industrial.

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, a fim de obter os valores dos Multiplicadores de Lagrange (ML) que indicam qual tipo de dependência é dominante. Os testes de Multiplicador de Lagrange 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: resultados da pesquisa.

Os resultados apontam que no modelo para o ano 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 que o ML robusto para o *lag* apresentou a rejeição de tal hipótese ao nível de 1% de significância.

Por outro, para o ano 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 que 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 estimação dos modelos espaciais via Máxima Verossimilhança, de acordo com a estrutura de dependência verificada em cada ano. Para o ano de 2001, a estimação inicialmente apresentou-se sujeita ao problema da heterocedasticidade. Para corrigir tal situação, procedeu-se com a estimação utilizando os erros-padrão robustos de White. Já a estimação de 2011, que apresentou o mesmo problema, foi corrigida via estimação por Método dos Momentos Generalizado (GMM) 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

Variável dependente: log(salário)

Variáveis	2001			2011		
	Lag Espacial			Erro Espacial		
	Coefficiente	D.P.	Prob.	Coefficiente	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
<i>rho</i>	0,2965	0,1264	0,019	-	-	-
<i>lambda</i>	-	-	-	0,3882	0,0406	0,000
Pseudo R ²	0,2933			0,7165		
Correção para heterocedasticidade	White			Kelejian e Prucha		
n	853			853		

Fonte: resultados da pesquisa.

Os resultados as estimações dos modelos logarítmicos espaciais guardam algumas semelhanças com os modelos logarítmicos normais, mas, por outro lado, existem diferenças consideráveis. A mais notável dessas diferenças diz respeito ao sinal da variável *HH* no ano de 2001, que passou a ser negativo, com nível de significância de 5%. Tal 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*. Tal resultado pode ser deduzido intuitivamente pela visualização comparativa das Figuras 1 e 4 apresentadas anteriormente, onde é possível visualizar uma considerável semelhança na distribuição de municípios com alto nível de especialização e baixos salários no ano de 2001. No segundo período, contudo, o sinal do parâmetro inverteu-se, voltando a ficar em conformidade com as estimações 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. Enquanto que no modelo inicial o coeficiente da escolaridade reduziu-se de 2001 para 2010, na presente estimação espacial ocorreu o inverso, intensificando-se a relação entre salários e instrução do trabalhador. A concentração manteve parâmetros de valores semelhantes ao longo dos anos, de modo que um município cuja participação no emprego industrial mineiro seja 100% maior que outro, tinha, em média, salários 3% maiores em 2001 e 4,6% maiores em 2011, novamente indicando uma possível 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 estimação de 2001. A estimação do modelo de erro espacial, por sua vez, apresentou o parâmetro *lambda* também positivo e significativo a 1%, de onde se deduz a ocorrência de autocorrelação positiva para a estimação de 2011.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente 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/localização/MAR, de forma que, em média, as cidades cuja indústria é mais especializada possuem salários mais elevados. Por outro lado, as economias de diversificação/urbanização/Jacobs, só se fizeram presentes na estimação espacial para o ano de 2001. Contrastado com o resultado da estimação espacial para 2011, tal 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 estimações econométricas 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 de tais variáveis em um dado município é afetada pelo valor dessas mesmas variáveis em municípios vizinhos, causando efeitos de *feedback* e possibilitando intensificações locais 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. Tais 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.

ALMEIDA, E. S.; DIAS, S. O. M.; PACHECO, G. N. O.; PATROCINIO, A. P. B. Produtividade do café em Minas Gerais: uma análise espacial. In: XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2006, Fortaleza. **Anais do XLIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. Brasília: Sober, 2006.

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.
- CASTRO, A. B. A reestruturação industrial brasileira nos anos 90: uma interpretação. **Revista de Economia Política**. São Paulo, v. 21, n. 3, p. 3-25, 2001.
- 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, C. C.; CROCCO, M. A. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.6, n. 1, p. 77-104, jul. 1996.
- 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 06, 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.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. **Economia espacial**: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo. São Paulo: Futura, 2002.
- 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**, Rio de Janeiro: Instituto de Economia - UFRJ, v. 11, n. 3, p. 391-420, 2007.
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. Growth in cities. **The Journal of Political Economy**, v. 100, n. 06, p. 1126-1152, 1992.
- 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.
- JACOBS, J. **The economy of cities**. Nova York: Random House, 1969.

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.

MARICATO, E. **Brasil, cidades**: alternativas para a crise urbana. Petrópolis: Vozes, 2001

MARSHALL, A. **Principles of economics**: an introductory volume. 8^a ed. Londres: Macmillan and Co., 1920.

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.

NEGRI, B. **Concentração e desconcentração industrial em São Paulo (1880-1990)**. Campinas: Editora da Unicamp, 1996.

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

PEROBELLI, F.S.; ALMEIDA, E.S.; ALVIM, M.I.; FERREIRA, P. Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003. In: XLIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2005, Ribeirão Preto. **Anais do XLIII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. Brasília: SOBER, 2005.

RAUCH, J. E. Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities. **NBER Working Paper**, n. 3905, 1991.

SABÓIA, J. Descentralização industrial no Brasil na década de noventa: um processo dinâmico e diferenciado regionalmente. Belo Horizonte: **Nova Economia**, v. 11, n. 2, dez. p.85-122, 2001.

SUZIGAN, W.; FURTADO, J.; GARCIA, R.; SAMPAIO, S. E. K. Aglomerações Industriais no Estado de São Paulo. **Revista de Economia Aplicada**, São Paulo, v. 5, n.14, p. 695-717, 2001.

VAN DER PANNE, G. Agglomeration externalities: Marshall versus Jacobs. **Journal of Evolutionary Economics**, v. 14, n. 5, p. 593-604, 2004.

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

WHEATON, W.C.; LEWIS, M.J. Urban wages and labor market agglomeration. **Journal of Urban Economics**, v. 51, p. 542-562, 2002.