

**UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

PATRÍCIA ARAÚJO AMARANTE

**ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO NAS ATIVIDADES ECONÔMICAS DOS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS NOS ANOS DE 2000 E 2009: EVIDÊNCIAS A PARTIR
DE EQUAÇÕES SALARIAIS**

**JOÃO PESSOA-PB
2011**

PATRÍCIA ARAÚJO AMARANTE

**ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO NAS ATIVIDADES ECONÔMICAS DOS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS NOS ANOS DE 2000 E 2009: EVIDÊNCIAS A PARTIR
DE EQUAÇÕES SALARIAIS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB), como parte integrante dos requisitos para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Magno Vamberto Batista da Silva

**JOÃO PESSOA-PB
2011**

A485e Amarante, Patrícia Araújo.

Economias de aglomeração nas atividades econômicas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009: evidências a partir de equações salariais / Patrícia Araújo Amarante.-- João Pessoa, 2011.

93f. : il.

Orientadores: Magno Vamberto Batista da Silva

Dissertação (Mestrado) – UFPB/CCSA

1. Economia. 2. Economia de aglomeração. 3. Equações salariais. 4. Economias de urbanização. 5.

UFPB/BC

CDU: 33(043)

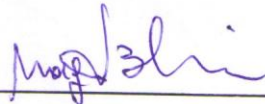
PATRICIA ARAÚJO AMARANTE

**ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO NAS ATIVIDADES ECONÔMICAS DOS
MUNICÍPIOS BRASILEIROS NOS ANOS DE 2000 E 2009: EVIDÊNCIAS A PARTIR
DE EQUAÇÕES SALARIAIS**


Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba- UFPB, como requisito para a conclusão do curso de Mestrado em Economia

Submetida à apreciação de banca examinadora, sendo aprovada em: 29/09/2011

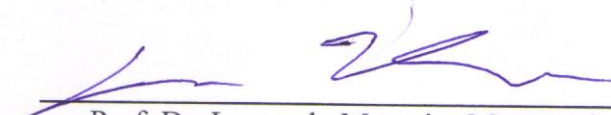
BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Magno Vamberto Batista da Silva
Departamento de Economia/PPGE – UFPB
Orientador



Prof. Dr. Hilton Martins de Brito Ramalho
Departamento de Economia/PPGE - UFPB
Examinador Interno



Prof. Dr. Leonardo Monteiro Monasterio
Pesquisador do IPEA
Examinador Externo

*Aos meus familiares e amigos pelo amor e por sempre me
acompanhar e apoiar em todas as etapas da minha vida.*

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço a Deus por sempre se fazer presente em minha casa, na minha família e na minha vida.

Aos meus pais, Gilvamberto e Damiana, irmãos e amigos por ser meu alicerce e o meu refúgio; pelo esforço, dedicação e compreensão, em todos os momentos desta e de outras caminhadas.

Ao meu orientador, professor Magno Vamberto, por acreditar na realização desse trabalho, participando desde o delineamento do tema a ser acordado até as suas versões finais, demonstrando entusiasmo e segurança em sua conclusão, dividindo comigo as expectativas e me conduzido a maiores reflexões, enriquecendo em grande medida o desenvolvimento dessa pesquisa.

A todos os professores do Departamento de Economia, pelos conhecimentos transmitidos dentro de suas áreas de estudo, por acreditarem na arte de ensinar e por exercerem com extrema competência os seus papéis como educadores, contribuindo diretamente para a formação acadêmica de todos os alunos.

Ao pesquisador Leonardo Monasterio e ao professor Hilton Martins pela disponibilidade de participar da avaliação deste trabalho.

Aos meus amigos e colegas de mestrado, em especial Karla, Marcella, Tatyanna e Shirley, pelos momentos de estudo compartilhados durante o curso, pelo apoio incondicional e pela amizade verdadeira cultivada a cada dia.

Às secretárias do Programa de Pós-Graduação em Economia Terezinha Polari, Risomar de Farias e Caroline Burity, pela atenção, dedicação e carinho despendidos ao longo do curso de mestrado.

A todos que de maneira direta e indireta contribuíram para elaboração desse trabalho.

RESUMO

O presente estudo tem a finalidade de obter evidências empíricas de economias de aglomeração nas atividades econômicas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009. Para tanto, emprega-se duas técnicas complementares aplicadas aos dados da RAIS. Na primeira, por meio da Análise Exploratória de Dados Espaciais, verifica-se a existência de algum tipo de associação espacial nas variáveis analisadas, tais como aglomerações espaciais ou regiões homogêneas (*clusters*) e observações atípicas (*outliers*). As evidências obtidas apontam para autocorrelação espacial de altos valores nos municípios das regiões Sul e Sudeste e de baixos valores no Norte e Nordeste. Na segunda parte, dedicada à estimação do modelo econométrico, são utilizadas equações salariais com formulação baseada em um modelo microeconômico desenvolvido por Fingleton (2003), sob os preceitos da *Urban Economics*, cuja principal hipótese aponta para uma relação positiva entre os diferenciais de salários e a produtividade do trabalho. Os resultados obtidos a partir da técnica de variáveis instrumentais via MQ2E e GMM, sugerem que as variações nas taxas salariais dos municípios brasileiro são significativamente e positivamente relacionadas com a concentração espacial da atividade econômica e com os transbordamentos dos níveis de eficiência entre áreas geograficamente próximas, corroborando as teorias de Jacobs acerca das economias de urbanização.

Palavras- chave: Economias de aglomeração. Equações salariais. Economias de urbanização.

ABSTRACT

The present study aims to obtain empirical evidence of agglomeration economies on economic activities of municipalities in the years 2000 and 2009. To do so, it is employing two complementary techniques applied to data from RAIS. At first, through the Exploratory Analysis of Spatial Data, it appears that there is some kind of spatial association in the tested variables such as spatial agglomerations or homogeneous regions (clusters) and atypical observations (outliers). Evidence obtained point to high values of autocorrelation in the municipalities of South and Southeast area and low values in the North and Northeast. In the second part, devoted to estimation of the econometric model are used to formulate wage equations based on a microeconomic model developed by Fingleton (2003), under the precepts of Urban Economics, where the main hypothesis points to a positive relationship between wage differentials and labor productivity. The results from the technique of instrumental variables via 2SLS and GMM, suggest that variations in wage rates of the Brazilian municipalities are significantly and positively related to the spatial concentration of economic activity and the spillover efficiency levels between areas that are geographically close, corroborating to Jacobs' theory about the economies of urbanization.

Keywords: Economies of agglomeration. Wage equations. Economies of urbanization.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Coeficiente I de Moran Global para a taxa salarial e a densidade do emprego das atividades econômicas agregadas dos municípios brasileiros nos anos 2000 e 2009.	45
Tabela 2 - Participação dos estados e das regiões no total de associações espaciais significantes encontradas para as atividades agregadas nos anos de 2000 e 2009 (em %).	52
Tabela 3 - Coeficiente <i>I</i> de Moran Global para a taxa salarial e a densidade do emprego na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos 2000 e 2009.....	54
Tabela 4 - Participação dos estados e das regiões no total de associações espaciais significantes encontradas para a indústria de transformação nos anos de 2000 e 2009 (em %).	61
Tabela 5 - Resultados das regressões por MQO e diagnóstico de autocorrelação espacial nos resíduos para as atividades econômicas agregadas nos anos 2000 e 2009.....	64
Tabela 6 - Resultados das Regressões por MQO2E e GMM para atividades agregadas nos anos 2000 e 2009.	66
Tabela 7 - Resultados das Regressões por MQO2E e GMM para as atividades agregadas nos anos de 2000 e 2009 com a inclusão de <i>dummies</i>	70
Tabela 8 - Resultados das regressões por MQO e diagnóstico de autocorrelação espacial nos resíduos para a indústria de transformação nos anos 2000 e 2009.....	71
Tabela 9 - Resultados das Regressões por MQO2E e GMM para a indústria de transformação nos anos 2000 e 2009.	73
Tabela 10 - Resultados das Regressões por MQO2E e GMM para a indústria de transformação nos anos de 2000 e 2009 com a inclusão de <i>dummies</i>	75
Tabela A1 - Lista de municípios agregados em 2000.....	86
Tabela A2 - Lista de municípios agregados em 2009.....	87
Tabela A3 - Atividades classificadas como de P&D e informática.....	88
Tabela B1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões das atividades econômicas agregadas em 2000.	89
Tabela B2 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões da indústria de transformação em 2000.	89
Tabela B3 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões das atividades econômicas agregadas em 2009.	89
Tabela B4 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões da indústria de transformação em 2009.	89
Tabela B5 - Correlação entre as variáveis utilizadas nas regressões das atividades econômicas agregadas em 2000.	90
Tabela B6 - Correlação entre as variáveis utilizadas nas regressões da indústria de transformação em 2000.	91

Tabela B7 - Correlação entre as variáveis utilizadas nas regressões das atividades econômicas agregadas em 2009.	92
Tabela B8 - Correlação entre as variáveis utilizadas nas regressões da indústria de transformação em 2009.	93

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Diagrama de dispersão de Moran para as atividades econômicas agregadas no ano 2000.	43
Figura 2- Diagrama de dispersão de Moran para as atividades econômicas agregadas no ano de 2009.	44
Figura 3- <i>LISA</i> para a taxa salarial nas atividades econômicas agregadas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.	46
Figura 4- <i>LISA</i> para a densidade do emprego nas atividades econômicas agregadas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.	49
Figura 5 - <i>LISA</i> para a densidade do emprego formal versus a taxa salarial nas atividades econômicas agregadas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.	50
Figura 6- Diagrama de dispersão de <i>Moran</i> para a indústria de transformação no ano 2000.	53
Figura 7- Diagrama de dispersão de Moran para a indústria de transformação no ano 2009.	54
Figura 8- <i>LISA</i> para a taxa salarial na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.	55
Figura 9- <i>LISA</i> para a densidade do emprego formal na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.	58
Figura 10- <i>LISA</i> para a densidade do emprego formal versus a taxa salarial na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos 2000 e 2009.	59

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	12
1.3 Objetivos.....	15
2 REVISÃO DA LITERATURA	17
2.1 As Economias de Aglomeração e Externalidades na Teoria Econômica.....	17
2.2 As Economias de Aglomeração e o Desenvolvimento Regional e Urbano: Evidências Empíricas	20
2.3 Mensuração das Economias de Aglomeração a partir dos Efeitos sobre a Taxa Salarial ..	26
3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	32
3.1 Base de Dados e Descrição das Variáveis	32
3.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais	35
3.3 Modelo Econométrico	38
4 RESULTADOS DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS.....	42
4.1 Identificação dos <i>clusters</i> e <i>outliers</i> espaciais para as atividades econômicas agregadas..	43
4.2 Identificação dos <i>clusters</i> e <i>outliers</i> espaciais na indústria de transformação	53
5 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS.....	63
5.1 Identificação das economias de aglomeração nas atividade econômicas agregadas.....	64
5.2 Identificação das economias de aglomeração na indústria de transformação	71
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	77
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	81
APÊNDICE	86
APÊNDICE A – LISTA DE MUNICÍPIOS AGREGADOS E ATIVIDADES UTILIZADAS NO CÁLCULO DO COEFICIENTE TÉCNICO.....	86
APÊNDICE B – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E CORRELAÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NAS REGRESSÕES	89

1 INTRODUÇÃO

Uma das questões amplamente discutida na teoria econômica diz respeito à concentração de pessoas e atividades econômicas em um determinado espaço geográfico, sobretudo nas cidades. No contexto internacional, por exemplo, observa-se que, na década de 1990, as três principais áreas metropolitanas do Japão concentravam 33% da população do país, 40% do Produto Interno Bruto (PIB) e 31% do emprego industrial. Na Coreia do Sul, a região de Seul detinha 45,3% da população e 46,2% do PIB. Na França, a região metropolitana de Paris reunia 18,9% da população e 30% do PIB do país (FUJITA; THISSE, 2002). Essa característica também é marcante no Brasil. Segundo estimativas na Organização das Nações Unidas (ONU), o País alcançou uma taxa de urbanização de 86,5% em 2010, a qual se espera atingir mais de 90% nas próximas duas décadas.

Como destacado por Fujita e Thisse (2002), a configuração espacial das atividades econômicas resulta do equilíbrio de um processo que envolve dois tipos de forças opostas: as forças centrípetas ou de aglomeração, as quais geram benefícios à localização de firmas e pessoas; e as forças centrífugas ou de dispersão, que impulsionam a desconcentração da atividade econômica, tais como poluição, trânsito, criminalidade, entre outros. Considerando-se as forças aglomerativas, a atratividade dos espaços urbanos está associada tanto às oportunidades oferecidas, tais como variedades de produtos, oferta de trabalho e serviços públicos, quanto à existência de economias de escala urbana ou economias de aglomeração provenientes de externalidades¹ positivas geradas pela concentração de empresas e pessoas em alguns lugares específicos, a despeito das ineficiências tipicamente associadas às grandes cidades.

A literatura sobre a concentração das atividades no espaço remonta desde o século XIX, a partir dos escritos de Marshall (1982), o qual identifica nas economias externas um dos fatores determinantes para as aglomerações de firmas e pessoas. Seguindo essa abordagem, especialmente a partir da década de 1990, os problemas de localização têm ganhado um espaço maior no debate econômico, com o surgimento de várias contribuições teóricas. Nos trabalhos de Krugman (1991a, 1991b), Venables (1996), Fujita, Krugman e Venables (2002), por exemplo, busca-se, através de modelos formais, cujos argumentos

¹ As economias de aglomeração consistem em ganhos de produtividade decorrentes da concentração de pessoas e atividades econômicas em determinados espaços geográficos. Uma vez que a fonte desses ganhos se situa no exterior das empresas, fala-se de economias externas ou externalidades. As externalidades são positivas quando os demais agentes, mesmo que involuntariamente, são beneficiados.

evidenciam a existência de retornos crescentes de escala, dos custos de transporte, das economias de aglomeração e dos custos de congestionamento, explicar a existência de aglomerações econômicas, iniciando-se um esforço no sentido de microfundamentar tais argumentos. Aliado a esses avanços teóricos, os estudos mais recentes tem se voltado à verificação empírica acerca da natureza, fontes e escopo das economias de aglomeração.

Conforme Rosenthal e Strange (2004), a maneira mais natural de se verificar empiricamente a existência de economias de aglomeração é através da estimação direta da função de produção das firmas, tais como nos trabalhos de Ciccone e Hall (1996) e Henderson (2003). Alternativamente, as economias de aglomeração vêm sendo investigadas por meio de estratégias indiretas, as quais buscam mensurar a sua influência sobre a produtividade através da análise dos fatores determinantes do crescimento do emprego urbano (GLAESER *et al.*, 1992; HENDERSON, KUNCORO e TURNER, 1995), do nascimento de novas firmas (CARLTON, 1983; ROSENTHAL; STRANGE, 2003), do estudo dos diferenciais de aluguéis (ROBACK, 1982; DEKLE ; EATON, 1999) e do estudo dos salários (GLAESER; MARÉ, 2001; WHEATON; LEWIS, 2002; FINGLETON, 2003; FINGLETON, 2006).

Com respeito à estratégia de investigação das economias de aglomeração por meio dos diferenciais de salários urbanos, considera-se uma das linhas de pesquisa mais recentes (GALINARI, 2006). Basicamente, esses estudos tentam explicar porque as áreas mais densas são suscetíveis a ter salários mais elevados e a ser mais produtivas do que áreas com menor concentração da atividade econômica. O pressuposto é que, em mercados competitivos, o trabalhador é pago pelo valor de seu produto marginal e que, mesmo em concorrência imperfeita, em locais mais produtivos, os salários serão mais elevados. Considerando-se que as externalidades positivas decorrentes da aglomeração das atividades econômicas elevam a produtividade do trabalho, supõe-se uma relação positiva entre esta e a taxa salarial. Sendo assim, como destacado por Galinari (2006, p.12), tendo em vista que as equações salariais captam os efeitos de atributos urbanos representativos das economias de aglomeração sobre os salários, as mesmas demonstram, indiretamente, os efeitos das economias de aglomeração sobre a própria produtividade.

No Brasil, os trabalhos acerca das economias de aglomeração encontram-se em fase inicial, especialmente no que diz respeito à sua estimação. No entanto, a literatura existente apresenta resultados convergentes e complementares, adotando-se hipóteses comuns como o efeito das externalidades positivas decorrentes da concentração das atividades econômicas, supostamente perceptível através de incrementos à produtividade do trabalho, além da

suposição de que as variações na produtividade do trabalho determinam os salários dos trabalhadores (GALINARI, 2006). Nesse contexto, destacam-se os estudos recentes de Chagas (2004), Oliveira (2004), Silveira Neto (2005), Domingues (2005), Galinari (2006), Galinari, Lemos e Amaral (2006), Galinari, Lemos e Amaral (2007), Badia e Figueiredo (2007), Monasterio, Damé e Salvo (2008), Catela e Gonçalves (2009) e Batista da Silva e Silveira Neto (2009).

O estudo das economias de aglomeração no Brasil é particularmente relevante, tendo em vista a constatação do elevado grau de concentração de pessoas e atividades econômicas em poucos espaços geográficos, fato que pode ser explicado pela presença de externalidades positivas. Isso sugere a tendência de um padrão de desenvolvimento econômico geograficamente diversificado ou especializado entre as diferentes regiões do País, o que também pode gerar desigualdades regionais.

Tendo isso em vista, o presente trabalho buscará evidências empíricas das economias de aglomeração nas atividades econômicas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009. Para tanto, serão utilizadas equações salariais, estimadas por meio de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e Método dos Momentos Generalizados (GMM), com formulação baseada em um modelo microeconômico desenvolvido por Fingleton (2003), sob os preceitos da *Urban Economics*, o qual corrobora as teorias de Jacobs (1969) acerca das economias de urbanização. Nesse caso, parte-se da hipótese de que o rendimento dos trabalhadores é influenciado não apenas pelos atributos e qualificações pessoais, mas também pelo espaço econômico no qual o mesmo está inserido, como os diferenciais de produtividade entre as regiões.

Em relação aos estudos que utilizam as equações salariais como forma de evidenciar a presença de economias de aglomeração, têm-se, atualmente, os trabalhos de Galinari, Lemos e Amaral (2006) e Galinari (2006) como principais referências. O estudo de Galinari, Lemos e Amaral (2006) encontra, para as médias e grandes cidades brasileiras no ano de 2000, uma forte segmentação dos rendimentos dos trabalhadores, além de evidências da presença de economias de escala urbanas que elevam a produtividade e os salários. Já em Galinari (2006), buscaram-se evidências dos efeitos das economias de aglomeração em atividades industriais localizadas nos municípios paulistas. Os resultados obtidos sugerem uma relação positiva entre a produtividade e a densidade industrial, no ano de 2000.

A metodologia adotada na presente pesquisa segue a mesma linha dos trabalhos de Galinari, Lemos e Amaral (2006) e Galinari (2006), no entanto, têm-se algumas contribuições

para a literatura empírica local. Em primeiro lugar, tem-se a atualização da base de dados, uma vez que em ambos os estudos adota-se como período de análise o ano de 2000. Para tanto, utiliza-se as informações acerca do setor formal da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), a qual disponibiliza os dados mais recentes para a obtenção de características do mercado de trabalho ao nível de agregação municipal. Outro aspecto que diferencia este trabalho em relação aos demais se refere a sua abrangência territorial mais ampla, uma vez que é considerado, como unidade de análise, todo o conjunto de municípios brasileiros. Sendo assim, a pesquisa englobará centros urbanos de escalas distintas e de todas as regiões do País. Além disso, tendo em vista a mensuração das economias de aglomeração via equações de salários, emprega-se dados sobre a área urbanizada para todos os municípios brasileiros, algo ainda não realizado em estudos anteriores. Sobre esse aspecto, ressalta-se que em Galinari, Lemos e Amaral (2006) adotam-se como variável de concentração das atividades econômicas a participação relativa do emprego local no nacional, servindo de *proxy* para a identificação das economias de aglomeração.

As demais contribuições da pesquisa advêm das próprias virtudes da metodologia a ser empregada, ou seja, a abordagem das equações salariais com formulação baseada no modelo microeconômico de Fingleton (2003), virtudes estas já destacadas anteriormente em Galinari, Lemos e Amaral (2006) e Galinari (2006). A primeira diz respeito à consideração explícita do fator de produção terra representado pelo dado referente à área urbanizada dos municípios, a partir do qual se obtém a variável de densidade do emprego industrial, ao contrário das variáveis de escala absoluta ou relativa, usualmente empregadas. Ademais, tem-se a consideração e mensuração dos *spillovers* ou transbordamentos dos níveis de eficiência produtiva entre municípios geograficamente próximos, os quais são considerados potenciais fontes da produtividade urbana.

1.3 Objetivos

Objetivo Geral

Buscar evidências empíricas de economias de aglomeração nas atividades econômicas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009 a partir das equações salariais.

Objetivos Específicos

- ✓ Identificar, através da Análise Exploratória de Dados Espaciais, aglomerações geográficas de valores significativamente similares (*clusters*), localidades atípicas (*outliers*) e padrões de heterogeneidade espacial, na taxa salarial, variável dependente do modelo econométrico e na densidade do emprego formal, a qual representa as economias de aglomeração;
- ✓ Estimar os efeitos da densidade do emprego, do nível de escolaridade dos trabalhadores, do conhecimento técnico aplicado à produção e dos *spillovers* ou transbordamentos espaciais sobre a taxa salarial dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009;
- ✓ Verificar empiricamente a existência de economias de urbanização, analisando-se a distribuição espacial dessas atividades.

Para tanto, a pesquisa encontra-se dividida em mais cinco capítulos além dessa introdução. O Capítulo 2 apresenta os argumentos e uma breve revisão da literatura empírica acerca das economias de aglomeração nas atividades econômicas, além do modelo teórico proposto por Fingleton (2003), o qual foi escolhido como base para a estimação econométrica a ser realizada nesta pesquisa. No Capítulo 3, descreve-se a base de dados e a metodologia empregada. No Capítulo 4, tem-se a apresentação dos resultados obtidos na Análise Exploratória de Dados Espaciais. No Capítulo 5, têm-se os resultados da estimação econométrica. O último capítulo destaca as principais conclusões extraídas deste estudo.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Esse capítulo visa apresentar uma breve revisão da literatura acerca das economias de aglomeração na teoria econômica. Para tanto, o mesmo encontra-se dividido em três seções. Na primeira, são destacados os trabalhos percussores no estudo dessa temática, assim como os conceitos mais importantes empregados. Na segunda seção têm-se as contribuições empíricas mais relevantes no âmbito nacional e internacional e, por fim, apresenta-se na terceira seção o modelo teórico proposto por Fingleton (2003).

2.1 As Economias de Aglomeração e Externalidades na Teoria Econômica

Na literatura sobre as economias de aglomeração, o trabalho de Marshall (1882) pode ser considerado como precursor. Em seus *Princípios de Economia*, o autor descreve as vantagens decorrentes da concentração de firmas e trabalhadores de uma mesma atividade econômica em certas localidades, algo comumente denominado de “indústria localizada”. Para Marshall (1882), são diversas as causas que influenciam a distribuição geográfica das indústrias, no entanto as principais são: 1) a formação de um constante agrupamento de trabalhadores especializados e a produção de novas ideias; 2) as condições físicas da região, tais como o tipo de clima e solo, a disponibilidade e facilidade de acesso aos insumos necessários à produção e aos mercados consumidores; e 3) a presença de transbordamentos ou *spillovers* de conhecimentos.

Conforme Marshall (1882), pelo fato de oferecer um mercado constante para a mão-de-obra especializada, uma indústria localizada obtém grandes vantagens. Os empregadores encontram facilidades na contratação de mão-de-obra qualificada quando necessitam, assim como os trabalhadores se dirigem naturalmente aos lugares em que há procura por operários dotados da sua especialização. Assim, com a formação de uma força de trabalho altamente qualificada dirimem-se os conflitos e facilita-se o *matching* entre trabalhadores e empregadores.

No que se refere às condições físicas da região, a possibilidade do provimento de insumos intermediários em maior variedade e menor custo, por exemplo, torna a indústria mais eficiente, reforçando a sua concentração em determinadas localidades. Como ressaltado em Galinari (2006), a indústria localizada tende a favorecer os encadeamentos fornecedores

usuários, uma vez que há possibilidade das firmas se especializarem em determinados segmentos do processo de produção, fornecendo matérias-primas, bens e serviços intermediários à atividade principal.

Já os transbordamentos de conhecimento, se referem à facilidade que a proximidade geográfica proporciona às trocas de informações técnicas e organizacionais entre trabalhadores que seguem a mesma profissão especializada, as quais são relevantes à melhoria de produtos e processos de uma indústria localizada.

Dessa forma, o autor sintetiza duas fontes para as economias decorrentes da concentração de um grande número de pequenas empresas, de uma mesma especialidade, numa mesma localidade: as economias de escala externas às firmas, mas internas à indústria, ou seja, que resultam do desenvolvimento da indústria geograficamente concentrada e são acessíveis a qualquer ramo de produção; e as economias de escala internas, as quais dependem do porte das firmas individuais, ou seja, dos recursos das empresas que a ela se dedicam individualmente, das suas organizações e eficiência de suas administrações.

A partir da análise Marshalliana, diversos argumentos teóricos foram ressaltados ao longo do tempo no sentido de entender e explicar a concentração geográfica da atividade econômica. Nesse contexto, Hoover (1936; 1948) propôs a classificação e identificação das economias de aglomeração em dois tipos: economias de aglomeração de localização e de urbanização. Associada às ideias de Marshall (1982), a primeira definição se refere às economias de escala externas às firmas, mas internas a um determinado setor de atividade, assim os ganhos de produtividade são específicos de uma indústria ou de um conjunto de firmas e são imputáveis à sua localização. A segunda diz respeito às economias externas às firmas, mais internas ao centro urbano.

Com respeito às economias de urbanização, os argumentos de Jacobs (1969) são apontados como referência. Em contraste com a teoria de Marshall (1982), que confere a especialização como fonte de externalidades, Jacobs (1969) sublinha a importância da diversidade das atividades econômicas desenvolvidas nas cidades como um determinante maior e mais relevante de externalidades. Para Jacobs (1969), a variedade de bens, serviços, tecnologias e conhecimentos próprios de um centro urbano diversificado estimulam a criatividade, a troca de informações e experiências, entendidas como *cross-fertilization of ideas*, impulsionando, assim a inovação e o crescimento.

Analisando o conceito de externalidades, uma classificação atribuída a Scitovsk (1954) corresponde à distinção entre externalidades tecnológicas e pecuniárias. As primeiras se referem aos efeitos das interações não-mercantis realizadas através de processos que afetam diretamente a utilidade de um indivíduo ou a função de produção de uma empresa. Já as segundas respondem pelos benefícios das interações econômicas decorrentes das trocas mediadas pelo mecanismo de preços, afetando, assim, firmas, trabalhadores e consumidores (FUJITA; THISSE, 2000).

Com respeito às externalidades tecnológicas ou *technological spillovers*, Batista da Silva e Silveira Neto (2005) evidenciam três linhas de argumentação: 1) as externalidades de localização, considerando-se o contexto estático, ou do tipo MAR (MARSHALL, 1982; ARROW, 1962; ROMER, 1986) na forma dinâmica; 2) a teoria de Jacobs (1969), a qual assinala, como condutoras do crescimento, a variedade e a diversidade de indústrias geograficamente próximas, evidenciando a ideia de fertilização cruzada; e 3) a abordagem de Porter² (1990) que, assim como as teorias de externalidades MAR, focaliza a transmissão de conhecimento dentro da indústria.

Sobre esse aspecto, Glaeser *et al.* (1992) destaca que a visão dinâmica da cidade tem ligação com os trabalhos recentes sobre o crescimento econômico, os quais consideram as externalidades, especialmente às tecnológicas, como o “motor do crescimento” (ROMER, 1986; LUCAS, 1988). Isso porque, considerando que a proximidade geográfica facilita a transmissão de ideias, tem-se a divulgação de conhecimentos como elemento importante para o desenvolvimento das cidades.

Uma parcela substancial desses argumentos teóricos tem sido recuperada recentemente pela Nova Geografia Econômica (NGE), cujos principais representantes são Krugman (1991a; 1991b), Venables (1996) e Fujita, Krugman e Venables (2002). Como destacado em Batista da Silva e Silveira Neto (2009), em contraposição à teoria tradicional, os modelos dessa vertente levam em consideração os retornos crescentes de escala, os custos de transporte e os custos de congestionamento como elementos determinantes da localização industrial.

Nesse contexto, baseados nos argumentos teóricos que buscam explicar a concentração espacial das atividades econômicas, têm surgindo várias contribuições empíricas

² Essa abordagem considera a competição local como estímulo à inovação, diferentemente das externalidades do tipo MAR em que o monopólio local é tido como indutor do crescimento por permitir ao inovador internalizar as externalidades.

sobre essa temática tanto nacionalmente quanto internacionalmente, as quais são apresentadas na seção seguinte.

2.2 As Economias de Aglomeração e o Desenvolvimento Regional e Urbano: Evidências Empíricas

O estudo sobre as economias de aglomeração tem apresentado um crescimento considerável nos últimos anos, tendo em vista a sua importância no desenvolvimento regional e urbano, assim como os progressos quanto à disponibilidade de dados e os avanços das técnicas econométricas disponíveis. Diante disso, esta seção destaca as evidências empíricas acerca das economias de aglomeração, discorrendo sobre os trabalhos recentes realizados a respeito dessa temática no âmbito internacional e nacional.

Nesse sentido, buscando evidências de economias de aglomeração a partir do crescimento do emprego urbano, o trabalho de Glaeser *et al.* (1992) testa os argumentos desenvolvidos pelas novas teorias do crescimento sobre a concentração das atividades econômicas, utilizando dados de indústrias americanas referentes aos anos de 1956 e 1987. As evidências apontam que a concorrência local e a diversidade urbana são favoráveis ao crescimento do emprego industrial. Deste modo, os *spillovers* de conhecimento parecem ocorrer com maior frequência entre indústrias diversas do que dentro das próprias indústrias, corroborando com os argumentos de Jacobs (1969).

Na mesma linha, Henderson, Kuncoro e Turner (1995) realizaram seu estudo utilizando os dados referentes a oito setores da indústria de transformação americana, localizadas em 224 áreas metropolitanas, entre os anos de 1970 e 1987, investigando as economias de aglomeração a partir do crescimento do emprego urbano. Os resultados evidenciam que as externalidades MAR afetam fortemente o crescimento do emprego nos setores da indústria tradicional enquanto os coeficientes representativos da diversidade não têm impacto consistente ou significativo, com exceção do setor de instrumentos, não corroborando, assim, a existência de externalidades do tipo Jacobs. Já para as indústrias novas e de alta tecnologia, os autores identificam tanto a presença de externalidades MAR quanto do tipo Jacobs (1969).

Por meio da estimação direta da função de produção, Ciccone e Hall (1996) buscaram explicar os efeitos dos retornos crescentes resultantes da densidade espacial das atividades

econômicas sobre os diferenciais de produtividade entre os Estados Norte-Americanos. Para tanto, estimaram dois modelos utilizando dados para o ano de 1988: um baseado nas externalidades geográficas locais e outro na diversidade local dos serviços intermediários. Os resultados do estudo apontam que a duplicação da densidade do emprego eleva a produtividade média do trabalho em 6%. Os autores identificam ainda que mais da metade das variações da produção por trabalhador entre os Estados pode ser explicada pela densidade das atividades econômicas.

Analisando as externalidades dinâmicas, Hanson (1998) verifica os efeitos da reforma comercial sobre o crescimento do emprego industrial no México, nos anos censitários de 1980, 1985 e 1988. Seus resultados apontam que os custos de transporte e as *backward* e *forward linkages* influenciam positivamente o emprego regional. Além disso, após a integração econômica, verifica-se que o crescimento do emprego é maior nas regiões próximas aos Estados Unidos, evidenciando a importância dos custos de transporte para explicação da concentração das atividades econômicas.

Dekle e Eaton (1999) empregam dados sobre salário e aluguéis das *prefectures* japonesas para estimar os efeitos das economias de aglomeração sobre a produtividade na indústria de transformação e no setor de serviços financeiros, no período de 1976 a 1988. Além disso, também examinam como esses efeitos se distribuem geograficamente, analisando a sua atenuação com a distância. Os autores concluem que a intensidade das economias de aglomeração em ambos os setores é significativa, mas o declínio da intensidade de seus efeitos com a distância ocorre no setor de serviços financeiros.

Glaeser e Maré (2001) adotam a metodologia das equações salariais para investigar empiricamente a relação entre a urbanização e os salários. Os seus resultados apontam evidências favoráveis à existência de um prêmio salarial urbano, apoiando as hipóteses sobre as economias de aglomeração. No entanto, este prêmio não seria decorrente da omissão de variáveis de habilidades correlacionadas com o *status* urbano dos trabalhadores.

Na mesma linha, Wheaton e Lewis (2002) utilizam equações salariais para investigar as economias de aglomeração. Os autores estimam seu modelo com dados do *United States Census 1990*, tendo como referência geográfica 220 *Metropolitan Statistical Areas* (MSAs) americanas. Basicamente, seus resultados mostram que trabalhadores com características semelhantes, residentes em cidades com maior participação no emprego nacional, ganham salários relativamente mais elevados devido à presença de economias de localização. Com

respeito às economias de urbanização, os autores encontram poucas evidências, ou seja, os retornos crescentes seriam apenas internos às firmas.

Utilizando dados em painel para o período de 1963-1992, o trabalho de Henderson (2003) analisa, especialmente, a extensão e a natureza das economias de escala externa, tendo por base a função de produção de firmas individuais em dois setores da economia americana: as indústrias de alta tecnologia e de maquinarias. Seus resultados sugerem que as externalidades de localização/MAR surgem a partir do número de plantas da própria indústria. Nas indústrias de alta tecnologia esse tipo de externalidade se mostra importante, enquanto nas indústrias de maquinaria não são significantes. Ademais, percebe-se que as externalidades estáticas afetam tanto as plantas de indústrias mais maduras e associadas quanto as plantas mais jovens e não-associadas. Já as externalidades dinâmicas são encontradas com mais frequência em indústrias de alta tecnologia de planta única. Constata-se, ainda, a ausência de economias de urbanização/Jacobs tanto nas indústrias de alta tecnologia quanto nas indústrias de maquinaria.

Rosenthal e Strange (2003) abordam a natureza geográfica e organizacional das economias de aglomerações nos Estados Unidos por meio da análise do “nascimento” de novas firmas e do nível de emprego por elas determinado. Os resultados encontrados evidenciam que a concorrência dentro de cada setor industrial considerado incentiva o surgimento de novas firmas, assim como a criação de novos empregos, a despeito da competição entre as indústrias que tem efeito negativo em todos os setores. Além disso, em consonância como os resultados de Glaeser *et al.* (1992), verificou-se uma relação positiva da diversidade das atividades econômicas com o surgimento de novas firmas e a criações de novas vagas de trabalho, corroborando a importância das economias de urbanização/Jacobs para o crescimento das cidades. No entanto, os efeitos das economias de localização se mostram mais significativos que os da urbanização, embora se observe a atenuação dessas economias com a distância.

Hanson (2005) verifica a correlação entre os salários e o potencial de mercado dos Estados americanos no período de 1970 a 1990, buscando identificar se as *linkages* de demanda contribuem para a aglomeração espacial das atividades econômicas. Seus resultados sugerem que essas *linkages* são fortes e crescentes ao longo do tempo entre as regiões, inferindo que as variações regionais dos salários são positivamente correlacionadas com o potencial de mercado.

O estudo de Fingleton (2006) tem como objetivo testar, a partir de equações salariais, o poder de explicação da Nova Geografia Econômica e da Teoria Urbana no que se refere à aglomeração das atividades econômicas em pequenas regiões na Grã-Bretanha. Enquanto a primeira vertente entende que as variações nos salários ocorrem devido ao mercado potencial, a segunda defende a ideia de que essas variações são decorrentes das externalidades pecuniárias, as quais derivam da presença de interações entre os setores, especialmente em áreas urbanas, corroborando o pressuposto de que os salários aumentam com a densidade da atividade econômica. Os seus resultados corroboram a teoria da Nova Geografia Econômica no que se refere à importância do mercado potencial para a explicação dos diferenciais de salários na Grã-Bretanha, entretanto, quando a eficiência do trabalho é incluída na análise, o modelo apresenta resultados mais robustos, sugerindo que os conhecimentos técnicos dos trabalhadores também são importantes para explicação das variações dos salários. Para o modelo da Teoria Urbana, o autor encontrou resultados significativos, especialmente com a introdução de variáveis representativas da eficiência do trabalho e do efeito *commuting*. Por fim, confrontando a Teoria Urbana com a NGE em um modelo híbrido, Fingleton (2006) identificou que a Teoria Urbana teria um maior poder explicativo para as variações de salários, sem concluir, contudo, quais resultados poderiam ser atribuídos a cada uma das teorias analisadas.

Geppert e Stephan (2008) analisam as disparidades econômicas entre as regiões da União Européia, examinando se existe um processo de convergência absoluta de renda, por um lado, e um aumento persistente da concentração espacial, por outro. As estimativas realizadas utilizando densidades Kernel, cadeia de Markov e regressões *cross-section*, fornecem evidências de que a convergência da renda *per capita* na União Européia tornou-se consideravelmente mais forte na década de 1990. Porém, a redução das disparidades de renda é um fenômeno que ocorre entre as nações, mas não entre as regiões, sugerindo que a integração européia e, possivelmente, a sua política regional, promove o *catching-up* dos países atrasados, mas, ao mesmo tempo, forças para a aglomeração das atividades econômicas tendem a aumentar as disparidades dentro dos estados membros da União Européia.

Glaeser e Resseger (2010) analisam a relação entre a produtividade por trabalhador e a densidade populacional nas áreas metropolitanas, o que é comumente interpretado como uma evidência para a existências de economias de aglomeração. Os resultados apontam que essa correlação seria particularmente mais forte em cidades cujos trabalhadores possuem maiores níveis de habilidade e praticamente inexistente nas regiões onde o nível de qualificação é

menor. No entanto, os autores encontram poucas indícios de uma relação positiva entre o conhecimento e as economias de aglomeração.

Na literatura nacional, destacam-se os estudos recentes de Chagas (2004), Oliveira (2004), Silveira Neto (2005), Domingues (2005), Galinari (2006), Galinari, Lemos e Amaral (2006), Galinari, Lemos e Amaral (2007), Badia e Figueiredo (2007), Monasterio, Damé e Salvo (2008), Catela e Gonçalves (2009) e Batista da Silva e Silveira Neto (2009).

Chagas (2004), por exemplo, propõe um modelo baseado nas teorias da NGE, no qual divide a economia com dois setores: um com retornos crescentes à escala e outro com retornos decrescentes. Os testes empíricos são realizados utilizando-se dados do Censo Demográfico para os municípios do Estado de São Paulo nos anos de 1980, 1991 e 2000. O autor identifica retornos crescentes à escala nos setores dinâmicos (indústria, construção civil, transportes e comunicações, serviços técnicos e auxiliares), deseconomias de escala nos setores mais tradicionais como a agropecuária, prestação de serviços e administração pública e retornos constantes à escala nas atividades do comércio.

Por seu turno, Oliveira (2004) realiza um estudo empírico sobre os determinantes do crescimento econômico e populacional das cidades nordestinas na década de noventa, cujos resultados evidenciam o papel do capital humano e da urbanização na promoção de externalidades positivas, destacando o papel da NGE e dos *Knowledge spillovers*. Além disso, os resultados obtidos sugerem uma relação contrária entre as externalidades negativas, tais como congestionamento e pobreza, e o crescimento econômico.

O trabalho de Silveira Neto (2005) fornece evidências empíricas acerca do nível e tendência da concentração e especialização geográfica da atividade industrial no Brasil, no período de 1950 a 2000, assim como analisa a capacidade explicativa dos argumentos teóricos para justificar tais níveis e tendências observados. Através da estimação de um modelo com dados em painel e efeito fixo, seus resultados apoiam os argumentos favoráveis à concentração da atividade econômica presentes nos modelos com retornos crescentes de escala e custos de transporte.

O estudo de Domingues (2005) tem por objetivo analisar os processos de concentração e desconcentração espacial das atividades industriais no Brasil e na Região Nordeste, em especial. Tendo em vista a identificação, classificação e caracterização dos centros e periferias industriais, o autor utiliza uma base de dados que combina características de 35.600 unidades produtivas com informações referentes à estrutura de 5.507 municípios brasileiros. Nesse

contexto, a partir da análise das aglomerações industriais identificada, verificou-se que a distribuição geográfica da atividade industrial no Brasil é fortemente concentrada, sendo restrita a algumas áreas metropolitanas, bem como a pólos industriais especializados de médio porte localizados, sobretudo, nas Regiões Sul e Sudeste.

Os estudos de Galinari (2006) e Galinari, Lemos e Amaral (2006) tratam da mensuração dos retornos crescentes urbanos a partir das equações salariais. Em Galinari (2006), buscam-se, a partir de dados do Censo Demográfico de 2000 e de uma adaptação do modelo de Fingleton (2003), evidências dos efeitos das economias de aglomeração em atividades industriais localizadas nos municípios paulistas. Os resultados obtidos sugerem uma relação positiva entre a produtividade e a densidade industrial, respaldando as hipóteses de Jacobs (1969), assim como revelam a atenuação progressiva dos transbordamentos dos níveis de eficiência com o distanciamento geográfico.

Já em Galinari, Lemos e Amaral (2006), o principal objetivo é buscar evidências das economias de aglomeração sobre as taxas salariais observadas no Brasil. A metodologia utilizada segue a mesma linha de Galinari (2006), ou seja, adotou-se como referência o modelo de Fingleton (2003) para a análise empírica das economias de aglomeração por meio das equações salariais em dois setores: indústria e serviços produtivos. No estudo, consideram-se apenas as cidades brasileiras com mais de 50 mil habitantes, segundo o Censo Demográfico de 2000 e adota-se como variável de concentração das atividades econômicas a participação relativa do emprego local no nacional. Os resultados mostram que, tanto na indústria quanto nos serviços produtivos, há evidências da presença de economias de escala urbana do tipo Jacobs que elevam tanto a produtividade do trabalho quanto os salários, sendo que os efeitos são mais acentuados nas atividades industriais.

Badia e Figueiredo (2007) buscam identificar em que medida a estrutura produtiva local em uma cidade potencializa as economias de escala externas, mensuradas por meio do crescimento do emprego, impulsionando o crescimento de suas atividades industriais. Tendo em vista esse objetivo, os autores utilizam a metodologia de dados em painel, aplicada ao período de 1985 a 2000, a fim de verificar o impacto das condições pretéritas do ambiente produtivo da cidade sobre o seu crescimento, assim como *timing* destes efeitos. Os seus resultados sugerem que tanto a diversidade industrial nas cidades quanto a escala passada das indústrias e o grau de concentração destas, impactam expressivamente o crescimento do emprego industrial nestas localidades.

Monasterio, Damé e Salvo (2008) estimam os efeitos das economias de aglomeração sobre os salários dos trabalhadores industriais no Rio Grande do Sul. Para tanto, a partir dos microdados do Censo de 2000, utilizaram a Análise Exploratória de Dados Espaciais para identificação de *clusters*, bem como regressões salariais associadas aos modelos da Nova Geografia Econômica. Os resultados encontrados, estatisticamente e economicamente significantes, indicam que os salários individuais dos trabalhadores industriais são mais elevados nas cidades mais urbanizadas, com maior população e mais próximas do centro econômico do Rio Grande do Sul.

O estudo de Catela e Gonçalves (2009) tem por objetivo analisar a relação entre as economias de aglomeração do tipo MAR e do tipo Jacobs (1969) e o desenvolvimento desigual verificado nos municípios brasileiros urbanos. A fim de atingir esse objetivo, os autores utilizam medida de especialização e diversificação, para os anos de 1997 e 2007. Testando-se, a partir de regressões de misturas finas, a relação entre os índices de especialização e diversificação industrial e medidas de desenvolvimento (produtividade do trabalho e PIB *per capita* das cidades), seus resultados mostram que a diversidade está relacionada fortemente como o tamanho da cidade.

Por sua vez, o trabalho de Batista da Silva e Silveira Neto (2009) tem por objetivo caracterizar e identificar os níveis e padrões da concentração da indústria de transformação no Brasil, entre os anos de 1994 e 2004. Além disso, os autores buscam identificar os determinantes econômicos do crescimento do emprego nos estados brasileiros no período em análise, os quais permitem captar as externalidades pecuniárias e os custos de transporte associados à NGE, bem como as externalidades dinâmicas associadas às teorias MAR. Seus resultados apontam que a desconcentração industrial é mais intensa no segmento intensivo em recursos naturais e menos expressiva no setor intensivo em capital. Ademais, as evidências corroboram o papel das conexões de mercado, dos custos de transporte e das externalidades dinâmicas sobre o crescimento do emprego, respaldando os argumentos da NGE, Jacobs (1969), Venables (1996) e Fingleton (2003).

2.3 Mensuração das Economias de Aglomeração a partir dos Efeitos sobre a Taxa Salarial

Nesta seção é discutido o modelo teórico proposto por Fingleton (2003), o qual foi escolhido como base para a estimação econométrica realizada nesta pesquisa, tendo em vista o seu rigor teórico, bem como a sua possível aplicação ao caso brasileiro. Nesse sentido,

tendo por base as teorias da *Urban Economics*, semelhantes à hipótese de Jacobs (1969), Fingleton (2003) testa, a partir de um modelo microeconômico, a tendência de pessoas e empresas de se aglomerar em determinado espaço geográfico, assim como as consequências desse processo para a produtividade e os salários. O objetivo do autor é evidenciar a presença de economias de escala resultantes das externalidades pecuniárias em áreas de elevada densidade econômica. A hipótese é que as áreas mais densas são suscetíveis a ser mais produtivas e a ter salários mais elevados em comparação com áreas de menor concentração da atividade econômica.

Na concepção do seu modelo, Fingleton (2003) parte da hipótese utilizada na *Urban Economic* dividindo a economia em dois setores: um produtor de bens e serviços finais e outro fornecedor de insumos que o abastece. No primeiro setor, os produtos são comercializados competitivamente nos mercados mundiais e não existem economias de escala interna. Já no segundo setor, a produção é localizada, especializada, imóvel e caracterizada pela estrutura de mercado de concorrência imperfeita. Uma vez que o setor de bens intermediário é considerado imperfeitamente competitivo, tem-se um aumento das economias de escala interna às firmas, que se traduzem em ganhos de produtividade, na forma de externalidades, para o setor de bens e serviços finais. Ademais, as economias de escala interna são positivamente correlacionadas com a densidade das atividades econômicas.

Tendo em vista a obtenção da equação salarial, Fingleton (2003) assume uma sub-função de produção *CES* (*Constant Elasticity of Substitution*) no segmento de insumos intermediários e uma função de produção Cobb-Douglas para o setor de bens e serviços finais, em uma área cujos insumos são: o nível de eficiência do trabalho empregado no setor de bens e serviços finais (M), o nível de produção no segmento de insumos intermediários (I) e a terra (L). Assim, a função de produção no setor de bens e serviços finais (Q) é representada por:

$$Q = (M^\beta I^{1-\beta})^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

Uma vez que o modelo está baseado em densidades, tem-se que $L = 1$. Logo, a partir da Equação (1), obtém-se:

$$Q = (M^\beta I^{1-\beta})^\alpha \quad (2)$$

Supondo que, no equilíbrio, cada firma do setor de insumos intermediários possui um produto igual a $i(t)$, constante e independente do trabalho efetivo total (N), e que existem $x(N)$ firmas, de modo que a partir da função de produção *CES* obtém-se a seguinte simplificação:

$$I = x^\mu i(t) \quad (3)$$

em que μ é uma medida de retornos de escala internos à firma produtora de insumos intermediários em equilíbrio. Substituindo em (2), tem-se:

$$Q = (M^\beta (x^\mu i(t))^{1-\beta})^\alpha \quad (4)$$

e, portanto:

$$Q = M^{\beta\alpha} x^{\alpha(\mu-\mu\beta)} i(t)^{\alpha(1-\beta)} \quad (5)$$

O número de firmas do setor de bens intermediários x é considerado igual ao número de trabalhadores efetivamente empregados neste setor dividido pelo número de trabalhadores efetivos por firma, de tal modo que:

$$x = \frac{(1-\beta)N}{ai(t)+s} \quad (6)$$

em que $(1-\beta)$ é a participação dos trabalhadores do setor de bens intermediários no mercado de trabalho a é o requerimento marginal de trabalho e s a exigência fixa de trabalho. Portanto, existem retornos crescentes para as firmas deste setor. Então, substituindo (6) em (5) obtém-se a seguinte expressão:

$$Q = N^{\alpha(\beta+\mu-\mu\beta)} \beta^{\alpha\beta} (ai(t)+s)^{\alpha\mu(\beta-1)} i(t)^{\alpha(1-\beta)} (1-\beta)^{-\alpha\mu(\beta-1)} \quad (7)$$

que, por simplificação, obtém-se:

$$Q = \phi N^{\alpha(1+(1-\beta)(\mu-1))} = \phi N^\gamma \quad (8)$$

em que ϕ é uma função de outras constantes e γ é a elasticidade da produção em relação a N quando:

$$\gamma = \alpha[1 + (1 - \beta)(\mu - 1)] \quad (9)$$

Segundo Fingleton (2003), no modelo, os retornos crescentes ($\gamma > 0$) são resultado da elevação da variedade de bens intermediários resultante do aumento da densidade das atividades econômicas, sujeitos a retornos decrescentes devido aos efeitos de congestionamentos ($\alpha < 1$), bem como dependem da relevância dos insumos para a produção final ($\beta < 1$) e da presença de economias de escala internas às firmas no setor produtor de insumos intermediários ($\mu > 1$). Já a determinação dos salários é considerada como sendo a alocação de equilíbrio das unidades de eficiência do trabalho para produção final e da terra. Tendo em vista que a produção depende das unidades de eficiência do trabalho (N) e do número de unidades de terra (L), tem-se que:

$$Q = [f(N)]^\alpha L^{1-\alpha} \quad (10)$$

Diferenciando a Equação (10) com respeito ao fator terra, tem-se que:

$$dQ/dL = f(N)^\alpha L^{1-\alpha} (1 - \alpha)/L = (1 - \alpha)Q/L \quad (11)$$

$$r = (1 - \alpha)Q/L \quad (12)$$

$$rL/Q = 1 - \alpha \quad (13)$$

Assim, tem-se o produto marginal da terra, em que r é a renda da terra. Pela Equação (13), a parcela do produto final a ser paga ao fator de produção terra ($1 - \alpha$) é igual à renda da terra r , vezes o número de unidades de terra, dividido pelo produto final Q . Uma vez que existem apenas dois fatores de produção, terra e trabalho, a parcela do produto que remunera as unidades de eficiência do trabalho de ambos os tipos (N) é α . Tal como acontece com o fator terra, α é igual à taxa de salário por unidade de eficiência de trabalho vezes o total de unidades de eficiência de trabalho, dividido pelo produto final Q , da seguinte forma:

$$wN/Q = \alpha \quad (14)$$

Logaritmizando a Equação (14) e rearranjando os termos, tem-se:

$$\ln(w) = \ln(Q) + \ln(\alpha) - \ln(N) \quad (15)$$

Substituindo a Equação (8) em (15) e considerando as unidades de eficiência do trabalho $N = EA$, em que E é o emprego total por unidade de área e A o nível de eficiência por área, obtém-se:

$$\ln(w) = \ln(\phi) + \gamma \ln(AE) + \ln(\alpha) - \ln(AE) \quad (16)$$

segue-se que:

$$\ln(w) = k_1 + (\gamma - 1) \ln(E) + (\gamma - 1) \ln(A) \quad (17)$$

em que k_1 é uma constante.

Dada a dificuldade de mensuração de A , a partir desse ponto, Fingleton (2003) apresenta algumas hipóteses acerca dos seus determinantes. Inicialmente o autor supõe que o fator determinante da variação do nível de eficiência entre as áreas é atribuível as diferenças na capacidade dos trabalhadores em fazer uso da tecnologia disponível. Logo, tem-se como uma primeira aproximação que a tecnologia é homogênea entre as diferentes áreas, mas existem diferenças em termos de capacidade de fazer uso produtivo dessa tecnologia, ou seja, a variação do nível de eficiência pode ser atribuída à habilidade dos trabalhadores. Na Equação (18), a seguir, o logaritmo natural do nível de eficiência de uma determinada área é uma função linear do nível de escolaridade dos seus moradores, medido como a percentagem dos alunos com maior nível de habilidades acadêmicas (H). Um segundo indicador de eficiência utilizado pelo autor é denominado de conhecimento técnico (CT), medido como a concentração relativa de trabalhadores empregados nos setores de informática, pesquisa e desenvolvimento. Supondo, ainda, a mobilidade dos trabalhadores, de modo que a eficiência do trabalho em uma determinada área é função do nível de eficiência em outras áreas, ou seja, admitindo-se a existência de *spillovers* dos níveis de eficiência entre as regiões $W \ln(A)$, tem-se a seguinte especificação para ao nível de eficiência por área $\ln(A)$:

$$\ln(A) = b_0 + b_1 H + b_2 T + \rho W \ln(A) + \xi \quad (18)$$

$$\xi = N(0, \sigma^2)$$

em que a expressão $W \ln(A)$ representa o produto de $\ln(A)$ por uma matriz de pesos espaciais W , que determina as relações de vizinhança entre as áreas e ξ é um termo de erro aleatório.

Uma vez que $W \ln(A)$ é desconhecido, o autor determina este termo em função das variáveis conhecidas. Para tanto, rearranjando a Equação (17) e multiplicando ambos os lados por W , tem-se que:

$$W \ln(A) = W \frac{-k_1}{\gamma-1} + \frac{1}{\gamma-1} W \ln(w) - W \ln(E) \quad (19)$$

Por fim, substituindo as Equações (18) e (19) em (17), e adicionando-se o termo de erro ω para captar os erros de medição na variável salário, tem-se:

$$\ln(w) = k_1 + (\gamma - 1) \ln(E) + (\gamma - 1) \left[b_0 + b_1 H + b_2 T + \rho \left(W \frac{-k_1}{\gamma-1} + \frac{1}{\gamma-1} W \ln(w) - W \ln(E) \right) + \xi \right] + \omega \quad (20)$$

a qual pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\ln(w) = k_2 + \rho W \ln(w) - \rho W k_1 + (\gamma - 1) [\ln(E) + \rho W \ln(E)] + a_1 H + a_2 T + v \quad (21)$$

$$v \sim N(0, \tau^2)$$

em que k_2 é uma constante e $W k_1$ é uma variável que depende dos valores desconhecidos de ϕ e α , embora o autor saliente que esta possa ser ignorada sem qualquer efeito.

Uma vez apresentado o modelo proposto por Fingleton (2003), na próxima seção referente aos procedimentos metodológicos a serem utilizados na elaboração da pesquisa, destaca o recorte regional e temporal, a base de dados, a construção das variáveis do modelo empírico, assim como a técnica econométrica a ser empregada na estimação do modelo.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Nesse capítulo são apresentados os procedimentos metodológicos praticados na elaboração da presente pesquisa, tendo em vista verificar as evidências acerca das economias de aglomeração nos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009. Nesse sentido, a análise compreende um estudo de caráter bibliográfico e descritivo, cujo intuito é contribuir para o debate acerca da identificação das economias de aglomeração no Brasil. O método de investigação consiste na verificação empírica da presença de economias de aglomeração baseado em equações salariais espaciais.

A análise foi dividida em duas etapas complementares. A primeira parte compreende a Análise Exploratória de Dados Espaciais, empreendida para a taxa salarial, variável dependente do modelo econométrico, e a densidade do emprego, variável representativa das economias de aglomeração. Nesse caso, buscou-se verificar a existência de algum tipo de associação espacial nas variáveis em questão, tais como aglomerações espaciais ou regiões homogêneas (*clusters* espaciais) e observações atípicas (*outliers* espaciais). A segunda parte foi dedicada à estimação do modelo econométrico.

Em linhas gerais, o capítulo está dividido em três seções. A primeira discorre acerca da base de dados utilizada. A segunda aborda as questões relacionadas à Análise Exploratória de Dados Espaciais. Por último, demonstra-se o modelo econométrico, bem como a estratégia empírica adotada.

3.1 Base de Dados e Descrição das Variáveis

Adotando-se como referência o modelo desenvolvido por Fingleton (2003), a análise abrange o conjunto das atividades econômicas desenvolvidas nos municípios brasileiro nos anos de 2000 e 2009, os seja, a Indústria de transformação e de Extração mineral, Serviços industriais de utilidade pública, Construção civil, Comércio, Serviços, Administração pública e Agropecuária, segundo a classificação do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além disso, para cada ano, é realizado um recorte na base de dados, considerando-se apenas a indústria de transformação, como o intuito de verificar se as economias de

aglomeração são mais intensas quando são empregadas na análise as atividades econômicas de forma agregada ou quando se avalia apenas as atividades tipicamente industriais.

Como no período em análise verificou-se a criação de novos municípios, foi necessário realizar a agregação destes aos seus municípios de origem, tendo como base o conceito de Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs), desenvolvido por Reis *et al.* (2007). Assim, após esse procedimento, a base de dados final totalizou 5.479 municípios. As listas com os municípios agregados em 2000 e 2009 encontram-se nas Tabelas A1 e A2, no Apêndice A deste trabalho.

Tendo em vista a obtenção de características do mercado de trabalho ao nível de agregação municipal, tais como estoque de emprego, remuneração média, nível educacional e conhecimento técnico, foram utilizados dados secundários extraídos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), disponibilizada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE).

Quanto aos dados referentes à área urbana municipal, necessários para o cálculo da variável densidade do emprego, foram utilizados os resultados de medições e estimativas de áreas urbanas no Brasil, publicados pela Embrapa Monitoramento por Satélite do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). A metodologia utilizada pela Embrapa para estimação da área urbanizada consistiu de um levantamento de dados censitários da população urbana no Brasil, imagens de satélite, procedimentos estatísticos e de geoprocessamento. Ademais, para a estimação do modelo de Fingleton (2003) descrito na seção anterior se fez necessário a construção de algumas variáveis, tais como:

- ✓ **Taxa salarial ($\ln(w)$):** variável dependente do modelo econométrico, calculada como o logaritmo da remuneração média³ dos trabalhadores ocupados nas atividades econômicas desenvolvidas a nível municipal, a qual foi obtida pela razão entre o rendimento do trabalhador em dezembro e o total de horas mensais trabalhadas.

- ✓ **Densidade do emprego ($\ln(E)$):** variável utilizada para captar o efeito das economias de aglomeração sobre a taxa salarial, calculada como o logaritmo da razão entre o total de trabalhadores ocupados no conjunto das atividades econômicas de cada município e sua respectiva área urbana (em Km²);

³ Para o ano 2000, a remuneração média dos trabalhadores foi deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), base 2009, disponibilizado pelo IBGE;

- ✓ **Escolaridade (H):** variável de controle, representativa do grau de habilidades médias dos trabalhadores, obtida a partir de uma média ponderada na qual se considerou o peso de cada grau de escolaridade onde se distribuem os trabalhadores e o número médio de anos de estudo correspondente a cada uma das faixas de escolaridade disponíveis na RAIS. Assim, atribuiu-se os seguintes valores para o número médio de anos de estudo em cada faixa de escolaridade: 0, para analfabetos; 2,5, para o 5º ano incompleto do Ensino Fundamental; 5, para o 5º ano completo do Ensino Fundamental; 7,5, do 6º ao 9º ano incompleto do Ensino Fundamental; 9, para o Ensino Fundamental completo; 10,5, para o Ensino Médio incompleto; 12, para o Ensino Médio completo; 14, para o Ensino Superior incompleto; 16, para o Ensino Superior completo; 18, para o Mestrado completo e 22, para o Doutorado completo.

- ✓ **Conhecimento Técnico (CT):** variável de controle, cuja função é parametrizar o potencial local de inovação. Conforme Fingleton (2003), essa variável pode ser calculada por meio do Coeficiente Locacional (CL), o qual expressa a especialização dos trabalhadores locais em atividades de P&D e informática. Esse coeficiente é definido como a participação do emprego local no nacional, da seguinte forma:

$$CL = \frac{E_{ij}/E_j}{E_{iT}/E_T} \quad (22)$$

em que E_{ij} é o emprego na atividade i da região j , E_{iT} é o emprego total desta mesma atividade, E_j corresponde ao emprego total da região j e E_T é o emprego total. A atividade i corresponde à soma dos ocupados nos setores econômicos classificados como de P&D e informática descritos na Divisão 72 (Atividades de Informática e Serviços Relacionados) e na Divisão 73 (Pesquisa e Desenvolvimento) da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 95), as quais são listadas na Tabela A3, no Apêndice A.

Cabe ressaltar que as atividades classificadas como de P&D e informática na presente pesquisa apresentam grande similaridade com as utilizadas no estudo de Fingleton (2003), o qual adotou a *Standard Industrial Classification* (SIC) da seguinte forma: para as atividades de informática utilizou-se o setor SIC 72, *Computer and Related Activities*, que agrega as atividades de Consultoria de *hardware*, Consultoria de *software* e fornecimento, Processamento de dados, Atividades de base de dados, Manutenção e reparação de máquinas de escritórios etc., e Outras atividades relacionadas com computadores. Para as atividades de P&D utilizou-se o setor SIC 73,

Research and Development, que agrega as atividades de Pesquisa em ciências naturais e engenharia e Pesquisa em ciências sociais e humanas.

- ✓ **Defasagem espacial da taxa salarial ($Wln(w)$):** Essa variável tem a função de mensurar a relação entre a taxa salarial de cada município com aquela apresentada em sua vizinhança, ou seja, o transbordamento dos níveis de eficiência entre as regiões. Para o cálculo dessa variável foram utilizadas duas matrizes de pesos ⁴ espaciais distintas, construídas a partir do *software* OpenGeoda: a) uma matriz padronizada de contiguidade espacial de primeira ordem do tipo Queen, a qual inclui todos os pontos comuns na sua definição, ou seja, para definir os vizinhos, são levados em conta as fronteiras e os vértices; e b) uma baseada no critério de distância, a de k-vizinhos mais próximos, com k=10. Nesse caso, os municípios considerados na análise são vizinhos uns dos outros e o relacionamento entre os pares é medido pelas distâncias euclidianas entre seus centróides.

Conforme Anselin (1992), a matriz de pesos espaciais é um dos principais elementos que distinguem a análise de dados espaciais da econometria tradicional, determinando quais observações são vizinhas entre si. Formalmente, é expressa como W , com elementos w_{ij} , em que o índice ij corresponde a cada par de observações, e cuja diagonal principal é zero. Os elementos não nulos da matriz de pesos espaciais refletem o potencial de interação espacial entre duas observações, enquanto os elementos iguais a zero indicam ausência de correlação espacial, ou seja, as observações não são vizinhas entre si.

3.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Conforme Anselin (1998), a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é um conjunto de técnicas que tem por objetivo descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar localizações atípicas ou *outliers* espaciais, detectar padrões de associação espacial, ou seja, *clusters* ou *hot spots*, e sugerir regimes ou outras formas de heterogeneidade espacial. Nesse caso, um conceito central à análise se refere à noção de autocorrelação espacial ou associação espacial, a qual permite identificar a estrutura de correspondência espacial que melhor descreve o padrão de distribuição dos dados, evidenciando como os valores estão

⁴ Em geral não existem regras definidas para a escolha das matrizes de pesos espaciais a serem empregadas de forma mais adequada. Tendo isso em vista, comumente utiliza-se distintos tipos de matrizes que podem fornecer um subsídio maior a robustez dos resultados.

correlacionados no espaço. Nesse aspecto, como documentado em Le Galo e Ertur (2000), a AEDE fornece medidas globais e locais de autocorrelação espacial, as quais podem ser identificadas através de testes formais de associação espacial como as estatísticas I de *Moran* global e o *Local Indicator of Spatial Association Indicador (LISA)*.

Quanto à detecção da autocorrelação global, foi utilizado o I de *Moran* global, um dos testes formais mais empregados na literatura empírica. Especificamente, a estatística I de *Moran* identifica a estrutura de correlação espacial que melhor descreve os dados, fornecendo, para tanto, um único valor como medida de associação espacial utilizado para caracterizar toda a região de estudo. Formalmente, o I de *Moran* global é expresso da seguinte forma:

$$I_t = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_{i,t} - \bar{y}_t)(y_{j,t} - \bar{y}_t)}{\sum_{i=1}^n (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2} \quad (23)$$

em que n é o número de regiões, w_{ij} são os elementos da matriz de pesos espaciais W , $y_{i,t}$ é a observação na região i no período t e \bar{y}_t é a média das observações entre as regiões no período t . De acordo com Anselin (1995), a matriz W conterá as informações referentes à dependência espacial entre as n regiões i . Os elementos w_{ii} na diagonal principal são iguais a zero, enquanto os elementos w_{ij} indicam a associação espacial entre as regiões i e j .

Anselin (1995) demonstra que, uma vez calculada, a estatística I de *Moran* global deve ser comparada ao seu valor esperado $E(I) = -w_i / (n - 1)$, em que w_i é o somatório dos elementos da linha, ou seja, $\sum_j w_{ij}$. Considerando uma matriz de pesos espaciais normalizada, esta soma será equivalente a um. Valores calculados maiores em relação ao valor esperado e estatisticamente significantes evidenciam a autocorrelação espacial positiva, enquanto valores menores corroboram a presença de autocorrelação espacial negativa. A hipótese nula testada é a aleatoriedade dos dados, ou seja, a ausência de dependência espacial da variável em estudo, enquanto a hipótese alternativa corrobora a presença de dependência espacial.

Na análise da autocorrelação espacial local, foi utilizado o indicador local de autocorrelação espacial *LISA*, definido por Anselin (1995) como qualquer estatística que satisfaça dois critérios: 1) o *LISA* para cada observação fornecerá uma indicação de *clusters* ou agrupamentos espaciais significativos, de valores semelhantes, em torno daquela observação, bem como uma identificação de instabilidades locais, ou seja, *outliers* significativos; e 2) a soma do *LISA* para todas as observações será proporcional ao indicador

global de associação espacial. A medida *LISA* para cada região *i* e período *t* pode ser expressa da seguinte forma:

$$I_{i,t} = \frac{(y_{i,t} - \bar{y}_t) \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_{j,t} - \bar{y}_t)}{m_0}, \text{ em que } m_0 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2}{n} \quad (24)$$

em que um valor positivo de $I_{i,t}$ indica o agrupamento de valores similares (alto ou baixo), enquanto um valor negativo indica um agrupamento de valores desiguais.

Uma vez que existe uma ligação entre o indicador de associação espacial local e o *I* de *Moran* global, a identificação de focos de não-estacionariedade espacial, ou seja, a presença de valores discrepantes (*outliers*) ou regimes espaciais (*clusters*) será semelhante ao uso do Diagrama de Dispersão de Moran. Esse diagrama, cuja versão cartográfica é conhecida como *Moran Map*, representa graficamente a regressão do valor original da variável em análise sobre o seu valor espacialmente defasado, cujo coeficiente de inclinação é o *I* de *Moran* global, sendo dividido em quatro quadrantes representantes dos diferentes tipos de associação espacial: os *clusters High-High* (HH), região que apresenta alto valor da variável em estudo, circundada por uma vizinhança em que o valor médio da mesma variável também é alto, e *Low-Low* (LL), região de baixo valor na qual a média dos seus vizinhos também é baixa; e os *outliers Low-High* (LH), região com baixo valor, circunvizinha de uma vizinhança cujo valor médio é alto, e *high-low* (HL), região com alto valor na qual a média das regiões contíguas é baixa.

A visualização gráfica dos *clusters* e *outliers* espaciais significativos, a qual permite a identificação dos tipos de associação supracitados, foi realizada por meio dos mapas *Moran Significance*, os quais associam as informações do Diagrama de Dispersão de Moran, por tipo de autocorrelação espacial existente, com os indicadores locais de associação espacial significativos a 10% ou menos. Como nem todos os municípios brasileiros possuíam pessoas ocupadas em atividades formais no período em estudo, o espaço de análise se apresentou descontínuo. Tais observações isoladas poderiam resultar em indicadores locais de associação espacial incorretos, sendo necessário a utilização de uma matriz de pesos espaciais baseada no critério de distância, a de k-vizinhos mais próximos, com k=10. Ademais, ressalta-se que os testes formais de associação espacial *I* de *Moran* global e o *LISA* foram realizados por meio de *software OpenGeoda*.

3.3 Modelo Econométrico

Conforme Anselin (1999), a econometria espacial é um ramo que lida com o tratamento da interação espacial (autocorrelação espacial) e com sua estrutura (heterogeneidade espacial) em modelos de regressão *cross-section* e dados em painel. A autocorrelação espacial, ou coincidência de similaridade locacional e de valor pode ser expressa formalmente da seguinte maneira:

$$cov[y_i, y_j] = E[y_i, y_j] - E[y_i].E[y_j] \neq 0, \text{ para } i \neq j \quad (26)$$

em que i e j referem-se às localizações e $y_{i(j)}$ é o valor da variável estocástica de interesse no local $i(j)$.

De acordo com Anselin (1999), no modelo de regressão linear padrão, a dependência espacial pode ser incorporada de duas maneiras: como um regressor adicional na forma de uma variável dependente defasada espacialmente (Wy), ou na estrutura do termo de erro ($E[\varepsilon_i \varepsilon_j] \neq 0$). A primeira forma de especificação, comumente denominada de modelo de *lag* espacial, é apropriada quando o intuito é avaliar a existência e a intensidade das interações espaciais. Por outro lado, quando a dependência espacial se manifesta no termo de perturbação da regressão estimada, tem-se o *spatial error models* (SEM), o qual assume a seguinte forma: $y = X\beta + u$, cujos resíduos da equação observada possuem a estrutura auto-regressiva $\varepsilon = \gamma Wu + u$, em que γ é um parâmetro espacial de média móvel.

O modelo de Fingleton (2003) descrito na seção 2.3 tem como resultado a especificação apresentada na Equação (21), ou seja, uma equação salarial com a presença de uma variável endógena defasada espacialmente $\rho W \ln(w)$, caracterizando-se, assim, um modelo de *lag* espacial. Este modelo é expresso formalmente da seguinte forma:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (27)$$

em que y é a variável dependente, ρ o coeficiente auto-regressivo, W a matriz de pesos espaciais, X a matriz de dados, β a matriz de parâmetros estimados e ε o termo de erro estocástico.

Como destacado em Anselin (1999), nesse tipo de especificação a variável defasada espacialmente, Wy , é correlacionada com o termo de erro, devendo ser tratada como uma variável endógena e o método de estimação empregado necessita levar em consideração essa

característica. Sendo assim, tendo em vista que a presença da variável defasada espacialmente viola a hipótese do método de estimação dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), de que as variáveis explicativas não são correlacionadas com o termo de erro, devido ao viés de simultaneidade, a utilização desse método poderá gerar resultados tendenciosos e inconsistentes.

No entanto, como destacado por Carvalho e Albuquerque (2010), os modelos mencionados acima tratam apenas de situações em que não há variáveis endógenas no lado direito da equação. Nesse caso, como destacado por Anselin (1992), a estimativa de um modelo com uma variável dependente defasada espacialmente também pode ser realizada por meio do método de variáveis instrumentais (VI).

Sendo assim, em consonância com os trabalhos de Fingleton (2003) e Galinari (2006), foi empregado na presente pesquisa o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) com a utilização de variáveis instrumentais, no qual a obtenção dos coeficientes é explicado por Wooldridge (2002) em dois passos: 1) obtenção dos valores ajustados das variáveis explicativas endógenas através da regressão de cada uma destas sobre todas as variáveis exógenas do modelo, incluindo seus instrumentos; e 2) estimação do modelo original através de MQO, substituindo-se os regressores endógenos pelos seus valores ajustados. Além do MQO2E, o modelo também foi estimado pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM), o qual é comumente utilizado na correção da endogeneidade, além de pertencer a uma classe de estimador que incorpora os principais métodos de estimação generalizados dos parâmetros de modelos lineares e não-lineares, superando problemas de autocorrelação, heterocedasticidade e multicolinearidade.

No entanto, como destacado por Johnston (1974), há três dificuldades relacionadas ao uso de variáveis instrumentais. A primeira se refere a natureza arbitrária das variáveis escolhidas como instrumentos, bem como a possibilidade de variações muito grandes nas estimativas resultantes. A segunda diz respeito à dificuldade de controlar a hipótese de que cada variável instrumental seja independente do termo de erro. Em terceiro, a obtenção de variâncias maiores que as obtidas via MQO.

Além disso, como matematizado por Greene (2003), quanto mais fraca a correlação entre a variável instrumental escolhida e a variável explicativa a ela associada, maior será a matriz de variâncias-covariâncias do estimador de variáveis instrumentais, o que pode resultar em parâmetros com baixa significância estatística. Porém, a literatura internacional aponta

que os melhores instrumentos são aqueles que apresentam alta correlação com as variáveis explicativas a eles relacionadas.

As variáveis instrumentais utilizadas nas estimações foram obtidas segundo a metodologia adotada por Fingleton (2003), o qual identificou duas variáveis endógenas: a defasagem espacial $W \ln(w)$, comumente empregada no caso de modelos econométricos espaciais, e a densidade do emprego $\ln(E)$, uma vez que, se por um lado a concentração das atividades econômica, mensurada sob a forma de densidade do emprego, tem efeitos positivos sobre a taxa salarial, por outro a taxa salarial também tem impacto sobre a concentração. Além disso, considera-se como endógena a variável escolaridade, (H), tendo em vista que altas taxas salariais podem ser explicadas pelo nível educacional dos trabalhadores, da mesma forma que a educação pode ser determinada pelo nível salarial.

No que se refere à construção dos instrumentos, para o caso da densidade do emprego foi utilizado o método de Durbin (1954), descrito em Johnston (1974) e Kennedy (1998), por meio do qual tem-se a criação de um novo estimador que corresponde ao *ranking* em ordem crescente (1, 2, 3,..., n) dos valores da variável a ser instrumentalizada, tendo em vista as n observações. No entanto, como essa abordagem elimina uma das propriedades para a consistência do estimador de variáveis instrumentais, $Plim((1/n)Z'Z)$, o autor sugere que os valores do *ranking* sejam divididos pela última posição ($1/n, 2/n, 3/n, \dots, 1$), para que essa condição seja satisfeita. Como instrumento para a variável escolaridade foram utilizados os seus valores defasados temporalmente, os quais correspondem aos anos médios de estudo dos trabalhadores ocupados em 1999 e 1998, para o estudo das economias de aglomeração no ano 2000; e 2008 e 2007, para o ano 2009.

Já a defasagem espacial foi instrumentalizada pela *lag* espacial da variável tida como exógena no modelo econométrico, WCT , a semelhança de Fingleton (2003), o qual também considerou a educação como exógena. De fato, como ressaltam Kelejian e Robson (1992), citados por Anselin (1992), as variáveis exógenas espacialmente defasadas por matrizes de contiguidade de primeira ordem ou ordens mais altas são instrumentos apropriados. No entanto, esta série pode ser truncada e apenas as defasagem espaciais de primeira ordem devem ser incluídas nas estimações. Na presente pesquisa, as variáveis instrumentais e explicativas utilizadas nas estimações foram defasadas espacialmente por duas matrizes de pesos espaciais distintas: a matriz de contiguidade de primeira ordem do tipo *Queen* e a matriz de distância k-vizinhos mais próximos, com $k=10$.

Para verificar a validade das variáveis instrumentais utilizadas nas regressões, utilizou-se o teste robusto à heterocedasticidade de Wooldridge⁵ (1995), para o modelo de MQ2E, e o de Hansen (1982), para o GMM. A hipótese nula dos teste é que os instrumentos são válidos, ou seja, rejeita-se a preposição de que pelo menos um dos instrumentos empregados se correlaciona com o termo de erro.

⁵ Quando os desvios-padrões das estimações realizadas por meio do MQ2E não são robustos à heterocedasticidade, a estatística de teste de Wooldridge (1995) é idêntica a do teste de Sargan (1958).

4 RESULTADOS DA ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

Neste capítulo, são analisados os resultados das estatísticas espaciais *I* de Moran Global e do Indicador Local de Autocorrelação Espacial (*LISA*) para as variáveis mais relevantes do modelo econométrico, a taxa salarial e a densidade do emprego, considerando-se as atividades econômicas dos municípios brasileiros de forma agregada (Indústria de transformação e de Extração mineral, Serviços industriais de utilidade pública, Construção civil, Comércio, Serviços, Administração pública e Agropecuária) e apenas a indústria de transformação, nos anos 2000 e 2009. Desta forma, testa-se a aleatoriedade ou não da distribuição dos dados no espaço, com a finalidade de identificar aglomerações geográficas de valores significativamente similares (*clusters*), localidades atípicas (*outliers*), e a observação dos padrões de heterogeneidade espacial, ilustrando, cartograficamente, onde as relações médias a serem estimadas no modelo econométrico são mais intensas. O motivo para a escolha desses dois anos é verificar a dinâmica espacial da taxa salarial e da densidade do emprego formal, assim como comparar os resultados de 2009 com os obtidos anteriormente para o ano 2000.

Como ressaltado em Galinari (2006), particularmente no estudo das economias de aglomeração, a análise espacial é importante por permitir a identificação de aglomerações econômicas que transcendem os limites geográficos, sugerindo o transbordamento espacial de características econômica locais, tais como os níveis de produtividade. Além disso, o modelo econômico de Fingleton (2003), utilizado na estimação das equações salariais, tem como hipótese o transbordamento dos níveis de eficiências entre regiões geograficamente próximas, sugerindo a potencialização das externalidades advindas da concentração das atividades econômicas por meio do efeito transbordamento ou contágio.

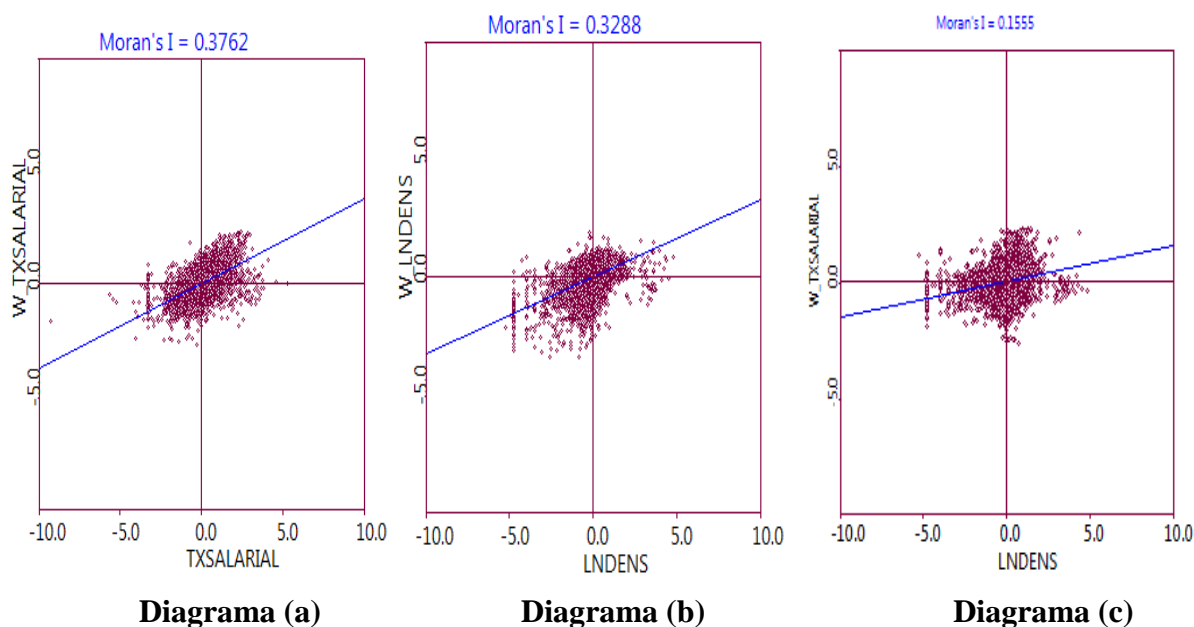
Para tanto, foram realizados testes univariados e bivariados, com a utilização da matriz de pesos espaciais baseada no critério de distância, a de k-vizinhos mais próximos, com $k=10$. Os primeiros identificam a correlação de uma determinada variável com a média dessa mesma variável nas localidades vizinhas, enquanto os segundos demonstram a correlação espacial entre uma variável em cada região e a média de outra variável em seus vizinhos.

O capítulo está dividido em duas seções. Na primeira, tem-se a identificação dos *clusters* e *outliers* espaciais para as atividades econômicas agregadas nos anos 2000 e 2009. Na segunda, têm-se os resultados da AEDE para a indústria de transformação.

4.1 Identificação dos *clusters* e *outliers* espaciais para as atividades econômicas agregadas

O passo inicial realizado nessa seção foi o teste de aleatoriedade da distribuição espacial dos dados, ou seja, a ausência de dependência espacial nas variáveis em estudo, através da estatística de autocorrelação global I de *Moran*, considerando-se, inicialmente, as atividades econômicas agregadas. Assim, as Figura 1 e 2, a seguir, demonstram os diagramas de dispersão de *Moran* univariados e bivariados para os anos 2000 e 2009, respectivamente, os quais são divididos em quatro quadrantes representantes dos diferentes tipos de associação espacial: *high-high* (superior direito) e *low-low* (inferior esquerdo), para a autocorrelação espacial positiva; e *high-low* (inferior direito) e *low-high* (superior esquerdo), para associação espacial negativa. Para ambas as figuras mencionadas anteriormente, os diagramas (a) e (b) destacam, respectivamente, o I de *Moran* univariado para a taxa salarial⁶ e a densidade do emprego formal, enquanto o diagrama (c) enfatiza o teste bivariado. Os valores obtidos para essa estatística encontram-se descritos na parte superior de cada um dos diagramas.

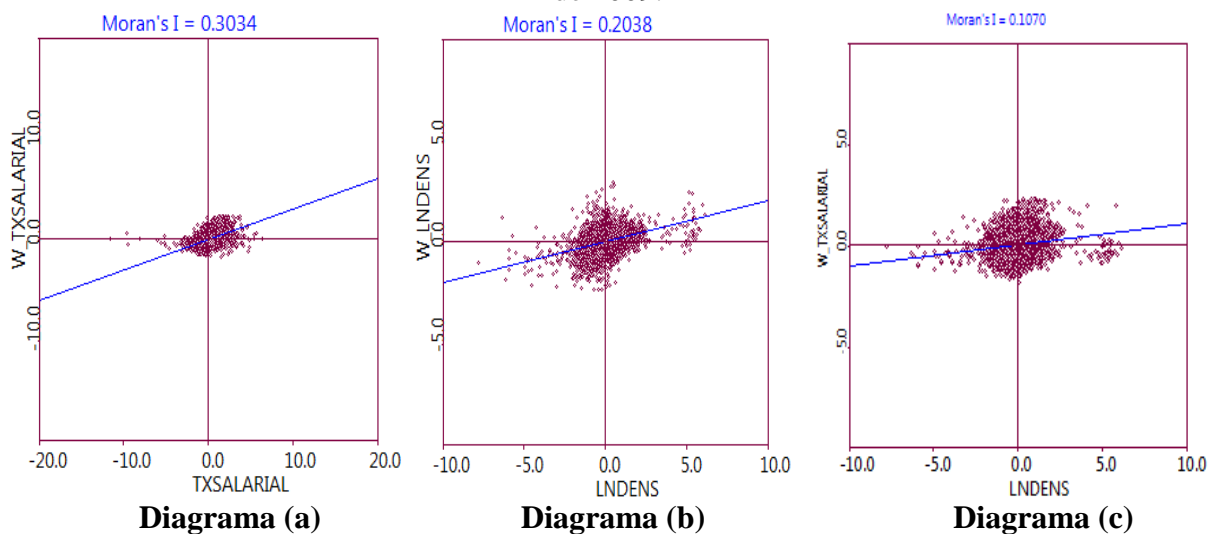
Figura 1- Diagrama de dispersão de Moran para as atividades econômicas agregadas no ano 2000.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

⁶ Ressalta-se que na AEDE para o ano 2000, a remuneração média dos trabalhadores também foi deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), base 2009, disponibilizado pelo IBGE

Figura 2- Diagrama de dispersão de Moran para as atividades econômicas agregadas no ano de 2009.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

Como o I de Moran Global, demonstrado na Equação 23, é composto pela média do produto dos desvios das regiões i e j em relação à média global e o seu denominador é uma medida de variabilidade dos desvios, o seu valor normalmente varia entre -1 e 1. Dados com baixa associação espacial resultam em valores próximos a zero. Valores positivos (0 a +1) e negativos (-1 a 0) indicam autocorrelação espacial positiva e negativa, respectivamente, oferecendo uma indicação formal do grau de associação linear entre o vetor de valores observados em um determinado período de tempo t e o vetor das médias ponderadas dos valores da vizinhança (PEROBELLI e HADDAD, 2003).

Sendo assim, considerando os municípios brasileiros nos anos 2000 e 2009, os valores obtidos para a estatística I de Moran sugerem a existência de dependência espacial tanto para a taxa salarial e a densidade do emprego formal, quanto para o teste bivariado, por meio do qual é avaliada a autocorrelação espacial entre o entre a densidade do emprego formal e a média da taxa salarial nas atividades econômicas dos vizinhos de cada município, indicando, assim, a presença de municípios com altos ou baixos valores das variáveis em estudo com vizinhos na mesma condição. Todos os valores registrados são estatisticamente significantes ao nível de 5%, com 999 permutações aleatórias, variando entre 0,1555 e 0,3762, para o ano 2000, e de 0,1070 a 0,3034, para o ano de 2009. Nesse caso, tem-se autocorrelação espacial positiva para as variáveis em análise em ambos os períodos, conforme os valores sintetizados na Tabela 1, a seguir.

Tabela 1 - Coeficiente I de Moran Global para a taxa salarial e a densidade do emprego das atividades econômicas agregadas dos municípios brasileiros nos anos 2000 e 2009.

Variáveis	Valor do Índice		P-valor	
	2000	2009	2000	2009
Taxa Salarial	0,3762	0,3034	0,001	0,001
Densidade do emprego	0,3288	0,2038	0,001	0,001
Densidade do Emprego <i>versus</i> Taxa Salarial	0,1555	0,1070	0,001	0,001

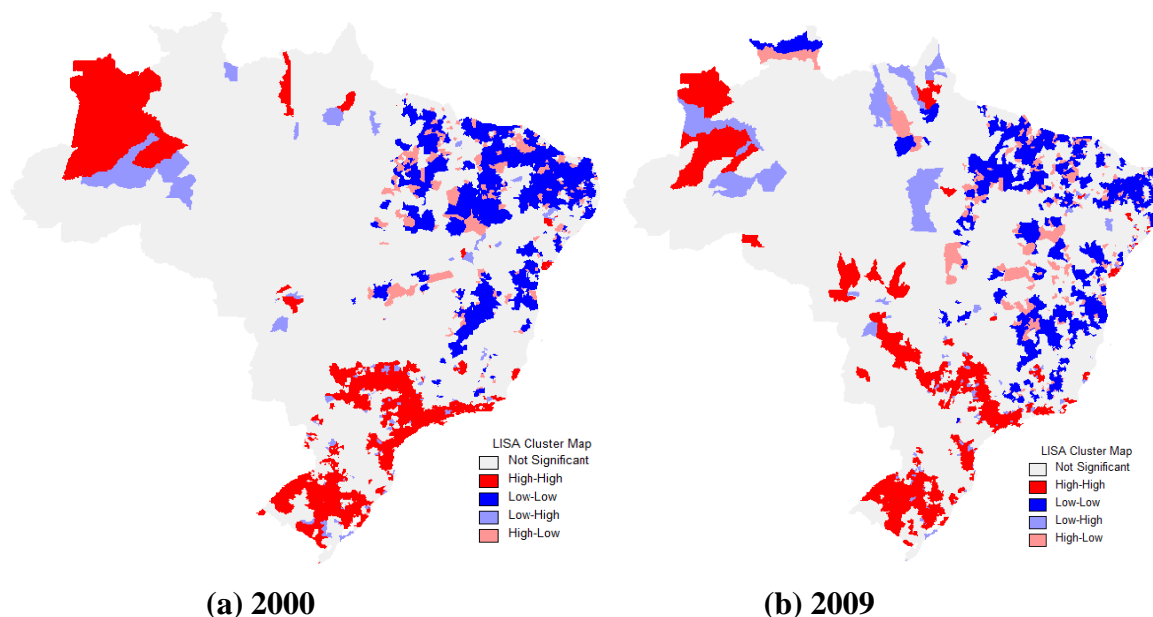
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

Comparativamente, os valores do *I* de Moran global para as atividades econômicas agregadas em 2009, considerando-se os teste univariados e bivariados, são mais baixos em relação aos verificados para ano 2000. Constata-se também que, para os dois anos, a estatística é maior para a taxa salarial. Porém, apesar dos diagramas de dispersão de Moran indicarem uma tendência à associação espacial positiva, observa-se a existência de pontos nos quadrantes inferiores dos gráficos com direção oposta, ou seja, com associação espacial negativa, os quais sugerem municípios com baixos valores das variáveis em análise contíguos com municípios com altos valores.

Assim, como ressaltam Batista da Silva e Silveira Neto (2009) *apud* Anselin (1995), o indicador de associação espacial global pode ocultar ou não ser satisfatório na identificação de padrões locais espaciais, como os *clusters* e *outliers*. Isso porque, pode haver a necessidade de se examinar padrões espaciais numa escala de desagregação maior, o que, provavelmente, acarretará o surgimento de diferentes regimes de associação espacial, assim como localidades em que a dependência espacial é mais evidente.

Neste caso, se faz necessária a utilização de indicadores locais de dependência espacial que possam ser associados a diferentes localizações de uma variável distribuída espacialmente. Sendo assim, a próxima estatística utilizada, o *LISA*, será útil na análise da significância local dos processos espaciais, tanto no que se refere à identificação de *clusters* espaciais significantes, bem como no diagnóstico de instabilidades locais. Nesse sentido, a Figura 3, a seguir, demonstra os mapas com os resultados do *LISA* univariado para a taxa salarial das atividades econômicas agregadas nos anos 2000 (à esquerda) e 2009 (à direita).

Figura 3- *LISA* para a taxa salarial nas atividades econômicas agregadas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

No primeiro mapa, referente ao ano 2000, é possível observar concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de altos valores da variável em análise nas regiões Sul e Sudeste do País e de baixos valores no Nordeste, indicando uma forte segmentação do território nacional, a semelhança dos resultados encontrados no estudo de Galinari, Lemos e Amaral (2006) para as taxas salariais observadas nas atividades industriais e de serviços nas cidades brasileiras com mais de 50 mil habitantes. Estes autores destacam ainda uma distorção específica na construção dos mapas de *clusters LISA* quando se considera a área territorial dos municípios, o que aparentemente superestima a importância das associações espaciais em áreas do território com municípios de maiores dimensões como, por exemplo, as associações espaciais de alto valores das taxas salariais nas regiões Centro-Oeste e Norte, as quais refletem áreas mais desenvolvidas da fronteira agropecuária e mineral, respectivamente.

Observam-se os quatro tipos de autocorrelação espacial local para o atributo em questão: *high-high*, *low-low*, *low-high* e *high-low*, registradas para 2.379 municípios estatisticamente significantes ao nível 5%. As áreas na cor branca representam os 3.200 municípios com *LISA* não significantes. Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificadas 1.066 observações significantes, das quais 95,97% estão localizadas nas regiões Sul e Sudeste, sobretudo, nos estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Rio Grande

do Sul e Santa Catarina. Destaca-se, ainda, para o padrão *high-high*, o expressivo *cluster* de altas taxas salariais identificado no estado do Amazonas, região Norte do País, o qual é formado por 16 municípios das microrregiões do Alto Solimões, Coari, Japurá, Jaruá, Rio Negro e Tefé.

Os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 1.023 municípios, sendo a maior parte, 87%, pertencentes à região Nordeste. O terceiro tipo de associação espacial, *low-high*, ou seja, *outliers* formados por municípios com baixas taxas salariais, contíguos daqueles com altos valores para essa mesma variável, foi encontrado para 113 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 177 municípios das regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste.

O segundo mapa da Figura 3 demonstra o mapa com os resultados do *LISA* para a taxa salarial em 2009. De maneira análoga aos resultados encontrados para o ano 2000, é possível observar a predominância de concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de altos valores da variável em análise nas regiões Sul e Sudeste e de baixos valores no Nordeste. Observam-se os quatro tipos de autocorrelação espacial local para o atributo em questão, registrados para 2.263 municípios estatisticamente significantes ao nível 5%. As áreas na cor branca representam os 3.316 municípios com *LISA* não significantes.

Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificadas 865 observações significantes, das quais 47,40% estão localizadas nos estados da região Sudeste, sobretudo em São Paulo, o qual detém 37,92% das observações com o padrão *high-high* encontradas para o ano de 2009. A região Sul também se destaca com 44,16% das associações espaciais significantes do tipo *high-high*, as quais podem ser verificadas com maior frequência nos municípios do Rio Grande do Sul. Na região Norte, *clusters* do tipo *high-high* são novamente encontrados em municípios do estado do Amazonas, porém em menor quantidade em relação aos verificados em 2000.

Os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 1.029 municípios, sendo a maior parte, 67,74%, pertencentes à região Nordeste, predominantemente aos estados da Bahia, Maranhão, Paraíba e Rio Grande do Norte. O terceiro tipo de associação espacial, *low-high*, ou seja, *outliers* formados por municípios com baixas taxas salariais, contíguos daqueles com altos valores para essa mesma variável, foi encontrado para 139 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low*, ou seja, *outliers* formados por municípios com altas taxas salariais, cujos vizinhos possuem baixos valores para essa mesma

variável, foi verificado em 230 municípios das regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste.

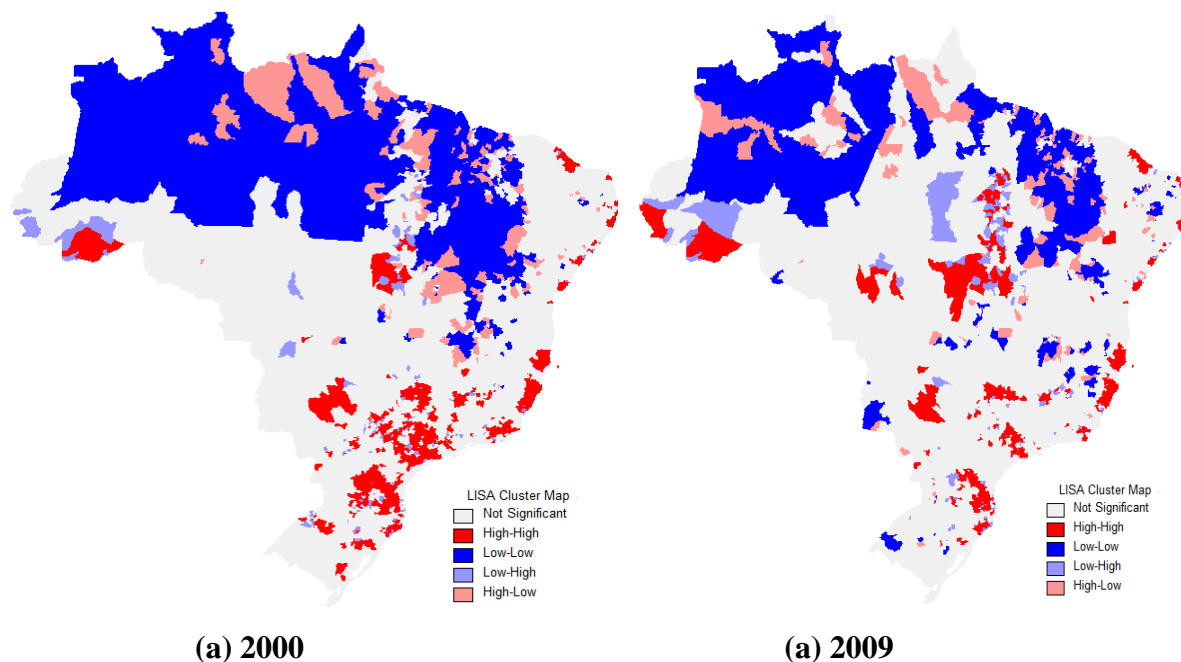
Em comparação com a análise *LISA* para a taxa salarial no ano 2000, observa-se uma redução nas áreas significantes em 2009. De fato, para a associação espacial do tipo *high-high*, por exemplo, registram-se agora 865 municípios estatisticamente significantes, novamente localizados, sobretudo, nas regiões Sudeste e Sul, enquanto no ano 2000 verificou-se 1.066. Entretanto, o número de associações espaciais positivas do tipo *low-low* visualizado em 2009 é um pouco maior em relação ao encontrado no ano 2000, totalizando 1.029 municípios com esse último padrão, localizados, predominantemente, na região Nordeste. Quanto aos *outliers*, percebe-se um padrão que se repete nos dois anos analisados. Os *outliers* do tipo *low-high*, formados por municípios com baixas taxas salariais, contíguos daqueles com altos valores para essa mesma variável, podem ser visualizados com maior frequência nos municípios das regiões Sul e Sudeste, enquanto o padrão *high-low*, ou seja, *outliers* formados por municípios com altas taxas salariais, cujos vizinhos possuem baixos valores para essa mesma variável, é predominante encontrado na região Nordeste.

Como destacado em Lemos *et al.* (2005), na Análise Exploratória de Dados Espaciais a identificação dos *clusters* do tipo *high-high* é bastante relevante, uma vez que expressa a correlação espacial de dois ou mais municípios com elevados valores para uma determinada variável em estudo, sugerindo a existência de transbordamentos e encadeamentos produtivos espaciais, através de complementaridades e integração regional. Já os *clusters* do tipo *low-low* são significantes na identificação de regiões que não possuem atividade econômica relevante ou são excluídas da atividade industrial. Por outro lado, os *outliers* do tipo *high-low* e *low-high* revelam a existência de aglomeração industrial localizada em apenas um município ou uma “ilha” industrial com um entorno de subsistência, como um enclave urbano-industrial.

A Figura 4, a seguir, demonstra os mapas com os resultados do *LISA* univariado para a densidade do emprego formal nos anos 2000 (à esquerda) e 2009 (à direita). Para o ano 2000, assim como para a taxa salarial, foram observados os quatro tipos de autocorrelação espacial local para o atributo em questão, agora verificadas para 1.679 municípios com *LISA* estatisticamente significantes. Os municípios com *LISA* não significativos somam 3.900. Predominam as concentrações geográficas com associação espacial positiva de altos valores, *high-high*, encontradas para 742 municípios, dos quais 83,29% pertencem às regiões Sul e Sudeste e 15,63% ao Norte e Nordeste. Já os *clusters low-low*, também são bastante expressivos, podendo ser visualizados em 637 municípios, localizados, predominantemente,

nas regiões Norte e Nordeste, as quais somam, respectivamente, 28,26% e 64,68% das observações significantes para esse padrão espacial. A associação espacial *low-high* foi encontrada para 179 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 121 municípios.

Figura 4- *LISA* para a densidade do emprego nas atividades econômicas agregadas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.



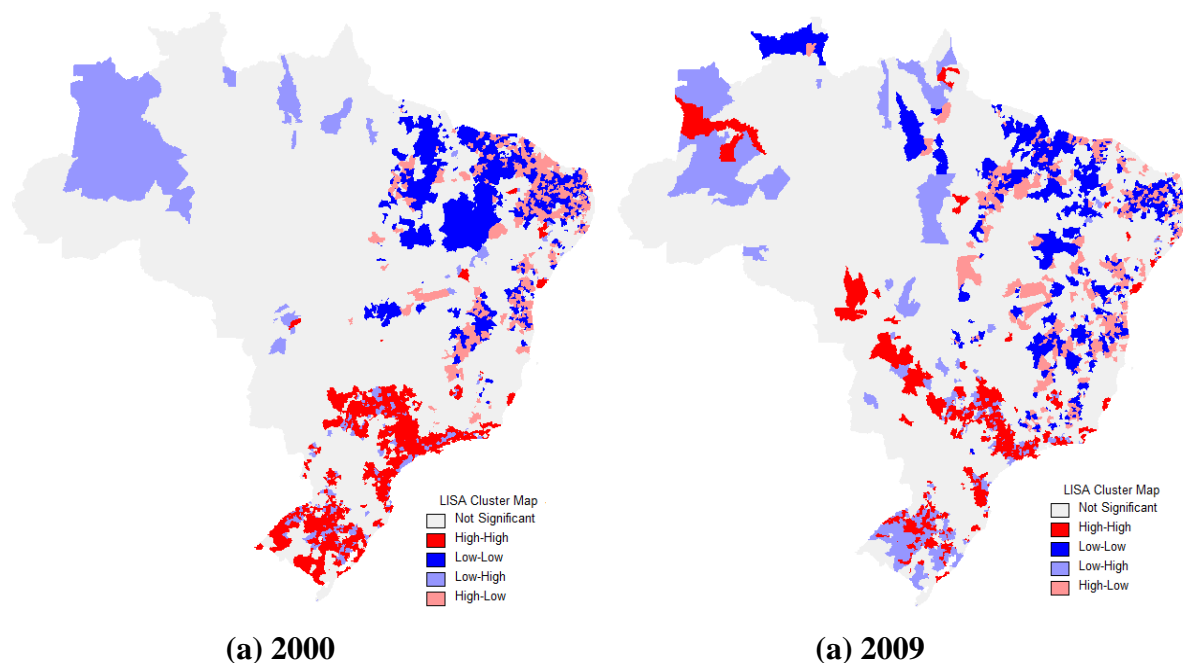
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

O segundo mapa da Figura 4 demonstra os resultados do *LISA* para densidade do emprego formal em 2009. Novamente, foram observados os quatro tipos de autocorrelação espacial local para o atributo em questão, verificados para 1.394 municípios com *LISA* estatisticamente significantes. Os municípios com *LISA* não significativos somam 4.185. As concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de baixos valores foram encontradas para 605 municípios, dos quais 68,26% pertencem à região Nordeste e 15,70% à região Norte. Já os *clusters high-high*, podem ser visualizados agora em 474 municípios, localizados predominantemente nas regiões Sudeste, com 37,55% das observações significantes, e no Sul, o qual soma 29,96% observações significantes para esse padrão. A associação espacial *low-high* foi encontrada para 173 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 142 municípios.

Portanto, assim como o resultado observado para a taxa salarial em 2009, para a densidade do emprego formal observa-se uma redução no número de associações espaciais significantes em comparação com os resultados obtidos para essa análise no ano 2000, considerando-se todos os padrões de associação espacial encontrados, a exceção dos *outliers* do tipo *high-low*. Para as regiões Sul e Sudeste, por exemplo, verifica-se uma redução no número de associações espaciais significantes de altos valores da densidade do emprego formal cujos vizinhos se encontram na mesma condição, ou seja, dos *clusters high-high*, passando de 235 e 383 observações significantes no ano 2000 para 142 e 178 em 2009, respectivamente.

Os dois últimos mapas, destacados na Figura 5 abaixo, apresentam os resultados para a análise *LISA* bivariada nos anos 2000 (à esquerda) e 2009 (à direita), por meio da qual se avalia a autocorrelação entre a densidade do emprego formal e a média da taxa salarial nos municípios vizinhos. Nesse caso, verifica-se a existência de comunalidades, em que um das variáveis explicativas para o nível de eficiência produtiva local, a densidade do emprego formal, se correlaciona positivamente com a produtividade de seus vizinhos.

Figura 5 - *LISA* para a densidade do emprego formal versus a taxa salarial nas atividades econômicas agregadas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

Para essa análise, foram encontrados 2.397 municípios com *LISA* estatisticamente significativa no ano 2000, ao nível de 5%. As áreas na cor branca representam os 3.182

municípios com *LISA* não significantes. Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificadas 882 observações significantes, das quais 39,23% estão localizadas na região Sul e 57,71% no Sudeste, sobretudo, no estado de São Paulo, onde são verificados 47,05% dos municípios com esse padrão. Os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 718 municípios, sendo a maior parte deles, 86,21%, pertencente à região Nordeste, sobretudo aos estados do Rio Grande do Norte, Bahia, Paraíba, Maranhão, Ceará e Piauí. O terceiro tipo de associação espacial, *low-high*, foi encontrado para 305 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 492 municípios das regiões Norte, Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste.

O segundo mapa, destacado na Figura 5, apresenta os resultados da análise *LISA* bivariada para o ano de 2009. Para essa análise, foram encontrados 2.255 municípios com *LISA* estatisticamente significativa em 2009, ao nível de 5%. As áreas na cor branca representam os 3.324 municípios com *LISA* não significantes. Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificadas 608 observações significantes, das quais 53,62% estão localizadas na região Sudeste e 35,86% na região Sul, sobretudo, no estado de São Paulo, onde são verificados 42,11% dos municípios com esse padrão. Os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 799 municípios, sendo a maior parte, 69,21%, pertencentes à região Nordeste. O terceiro tipo de associação espacial, *low-high*, foi encontrado para 397 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 451 municípios.

Assim, também na análise *LISA* bivariada, há uma redução no número de associações espaciais significantes em 2009, em comparação com os resultados obtidos para o ano 2000. Esse número passa de 2.397 municípios em 2000 para 2.255 em 2009. Considerando-se os padrões de associação espacial encontrados, a redução nas áreas significantes ocorre, especificamente, nos *clusters* do tipo *high-high*, bem como nos *outliers* do tipo *high-low*. Para os demais padrões de associação espacial, *low-low* e *low-high*, há um aumento no número de observações significantes em 2009.

Sintetizando a análise *LISA* empreendida para as atividades econômicas agregadas nos anos 2000 e 2009, a Tabela 2, a seguir, relaciona a participação dos estados e das regiões no total de associações espaciais significantes encontradas, identificadas a partir das variáveis taxa salarial, densidade do emprego formal e para a análise *LISA* bivariada para essas duas variáveis.

Tabela 2 - Participação dos estados e das regiões no total de associações espaciais significantes encontradas para as atividades agregadas nos anos de 2000 e 2009 (em %).

Regiões	2000												2009											
	Taxa Salarial				Densidade do Emprego				Teste Bivariado				Taxa Salarial				Densidade do Emprego				Teste Bivariado			
	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL
Norte	1.78	3.52	7.96	8.47	2.70	28.26	17.88	28.93	-	5.29	9.51	2.44	1.62	7.00	7.19	10.43	11.60	15.70	65.00	20.42	1.15	6.76	4.79	9.31
AC	-	-	-	-	1.21	-	4.47	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3.59	-	3.00	-	-	-	-	-
AM	1.50	-	3.54	-	-	8.01	0.56	2.48	-	-	6.56	-	1.04	-	2.88	-	-	5.95	5.00	5.63	0.49	-	2.52	-
AP	-	-	-	-	-	1.57	-	1.65	-	-	-	-	0.35	0.10	2.16	-	-	-	-	0.70	0.33	0.13	1.01	-
PA	0.28	1.27	3.54	0.56	-	13.97	-	14.05	-	1.67	2.62	0.20	0.12	2.04	2.16	3.91	0.63	7.60	6.00	11.27	0.33	2.88	0.50	1.77
RO	-	-	-	-	-	-	-	0.83	-	-	-	-	0.12	-	-	-	-	0.17	-	0.70	-	-	0.50	-
RR	-	-	0.88	-	-	2.04	-	1.65	-	-	0.33	-	-	0.29	-	1.30	-	1.65	-	1.41	-	0.63	0.25	0.22
TO	-	2.25	-	7.91	1.48	2.67	12.85	8.26	-	3.62	-	2.24	-	4.57	-	5.22	7.38	0.33	51.00	0.70	-	3.13	-	7.32
Nordeste	1.41	87.00	15.93	77.40	12.94	64.68	10.06	54.55	2.15	86.21	5.25	84.96	3.70	67.74	17.27	68.70	18.78	68.26	17.00	51.41	5.10	69.21	5.54	65.85
AL	0.09	1.86	1.77	1.13	0.27	-	2.79	-	0.11	1.25	0.66	2.64	0.81	1.36	2.16	0.87	1.05	0.33	1.00	2.11	0.99	0.75	1.26	2.22
BA	1.31	13.20	7.96	9.60	3.10	10.99	2.23	19.01	1.70	10.03	2.95	17.48	1.39	11.76	5.76	19.57	5.70	4.30	4.00	8.45	2.47	8.76	0.76	21.06
CE	-	10.26	0.88	10.17	3.10	0.16	1.12	-	0.11	7.38	0.33	14.63	-	6.12	0.72	9.13	5.27	0.17	1.00	-	0.16	4.38	-	10.86
MA	-	7.62	1.77	16.95	-	27.32	-	19.01	-	13.23	0.66	2.24	-	12.15	-	12.61	0.42	23.47	-	21.83	-	15.27	-	6.65
PB	-	16.32	-	9.60	0.67	1.73	0.56	2.48	-	14.48	-	16.46	-	14.67	-	7.39	-	4.79	1.00	4.23	-	15.52	-	9.76
PE	-	8.11	1.77	6.21	2.96	0.31	1.12	0.83	0.11	4.87	0.33	11.59	0.12	4.96	-	3.04	2.32	0.99	2.00	2.11	-	3.88	-	5.99
PI	-	14.17	-	14.12	-	24.18	-	10.74	-	21.73	-	3.25	0.46	6.12	5.76	12.17	-	30.41	-	9.15	-	10.39	3.02	1.33
RN	-	13.49	-	5.65	0.40	-	1.12	0.83	-	12.12	-	12.80	-	9.91	-	3.04	1.27	3.80	5.00	3.52	-	9.76	-	6.65
SE	-	1.96	1.77	3.95	2.43	-	1.12	1.65	0.11	1.11	0.33	3.86	0.92	0.68	2.88	0.87	2.74	-	3.00	-	1.48	0.50	0.50	1.33
Sul	41.56	-	35.40	-	31.67	-	29.61	-	39.23	-	47.21	-	44.16	0.29	26.62	-	29.96	1.32	39.00	4.23	35.86	0.13	50.13	0.22
PR	5.16	-	10.62	-	8.89	-	5.03	-	5.78	-	5.25	-	3.47	0.29	4.32	-	5.91	-	7.00	0.70	3.95	0.13	3.02	0.22
RS	28.89	-	16.81	-	9.30	-	10.61	-	26.64	-	30.82	-	33.87	-	16.55	-	4.22	0.83	10.00	1.41	24.34	-	42.57	-
SC	7.50	-	7.96	-	13.48	-	13.97	-	6.80	-	11.15	-	6.82	-	5.76	-	19.83	0.50	22.00	2.11	7.57	-	4.53	-
Sudeste	54.41	7.82	36.28	10.17	51.62	5.81	39.66	11.57	57.71	6.13	36.07	11.38	47.40	22.84	41.73	19.13	37.55	10.08	44.00	16.20	53.62	21.40	35.77	23.50
ES	0.66	0.10	0.88	0.56	4.45	-	2.79	-	0.91	-	-	0.20	0.58	-	2.16	-	6.12	-	5.00	-	0.99	-	0.25	-
MG	3.85	7.72	14.16	9.04	11.59	5.81	11.73	11.57	4.99	6.13	4.92	10.98	4.97	22.74	10.07	18.70	7.38	10.08	15.00	15.49	7.07	21.15	3.78	23.50
RJ	4.60	-	1.77	0.56	3.77	-	3.35	-	4.76	-	2.95	0.20	3.93	0.10	3.60	-	2.11	-	6.00	0.70	3.45	0.13	4.28	-
SP	45.31	-	19.47	-	31.81	-	21.79	-	47.05	-	28.20	-	37.92	-	25.90	0.43	21.94	-	18.00	-	42.11	0.13	27.46	-
Centro-Oeste	0.84	1.66	4.42	3.95	1.08	1.26	2.79	4.96	0.91	2.37	1.97	1.22	3.12	2.14	7.19	1.74	2.11	4.63	8.00	7.75	4.28	2.50	3.78	1.11
DF	-	-	-	-	-	-	-	0.83	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.70	-	-	-	-
GO	0.09	1.66	0.88	3.95	-	1.26	1.12	3.31	0.23	2.37	-	1.22	0.69	2.14	4.32	1.74	-	3.80	1.00	4.23	1.15	2.50	1.76	1.11
MS	0.38	-	0.88	-	0.94	-	0.56	-	0.57	-	-	-	1.16	-	-	-	1.05	0.66	2.00	1.41	0.99	-	1.26	-
MT	0.38	-	2.65	-	0.13	-	1.12	0.83	0.11	-	1.97	-	1.27	-	2.88	-	1.05	0.17	5.00	1.41	2.14	-	0.76	-

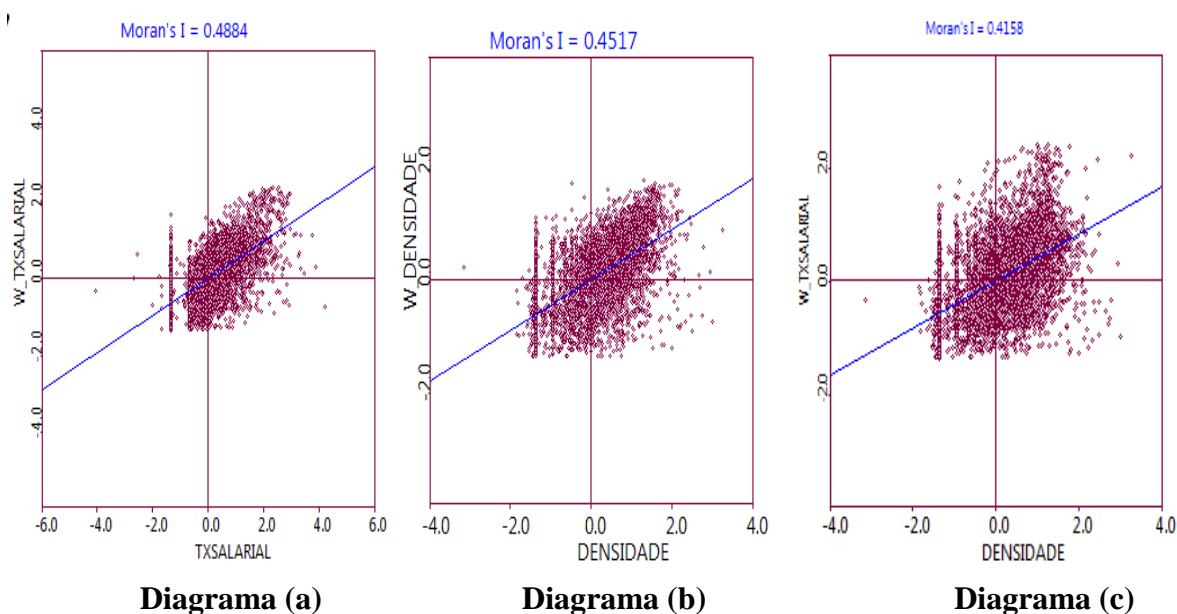
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

4.2 Identificação dos *clusters* e *outliers* espaciais na Indústria de Transformação

A partir dessa seção, apresentam-se os resultados da AEDE para a indústria de transformação nos anos 2000 e 2009. O objetivo desse recorte na base de dados é verificar se as economias de aglomeração são mais intensas quando são empregadas na análise as atividades econômicas de forma agregada ou quando se avalia apenas as atividades tipicamente industriais.

Assim, as Figura 6 e 7, a seguir, demonstram os diagramas de dispersão de *Moran* univariados e bivariados para os anos 2000 e 2009, respectivamente, os quais, conforme afirmado anteriormente, são divididos em quatro quadrantes representantes dos diferentes tipos de associação espacial: *high-high* (superior direito) e *low-low* (inferior esquerdo), para a autocorrelação espacial positiva; e *high-low* (inferior direito) e *low-high* (superior esquerdo), para associação espacial negativa. Para ambas as figuras, os diagramas (a) e (b) destacam, respectivamente, o *I* de *Moran* univariado para a taxa salarial⁷ e a densidade do emprego formal, enquanto o diagrama (c) enfatiza o teste bivariado. Os valores obtidos para essa estatística encontram-se descritos na parte superior de cada um dos diagramas.

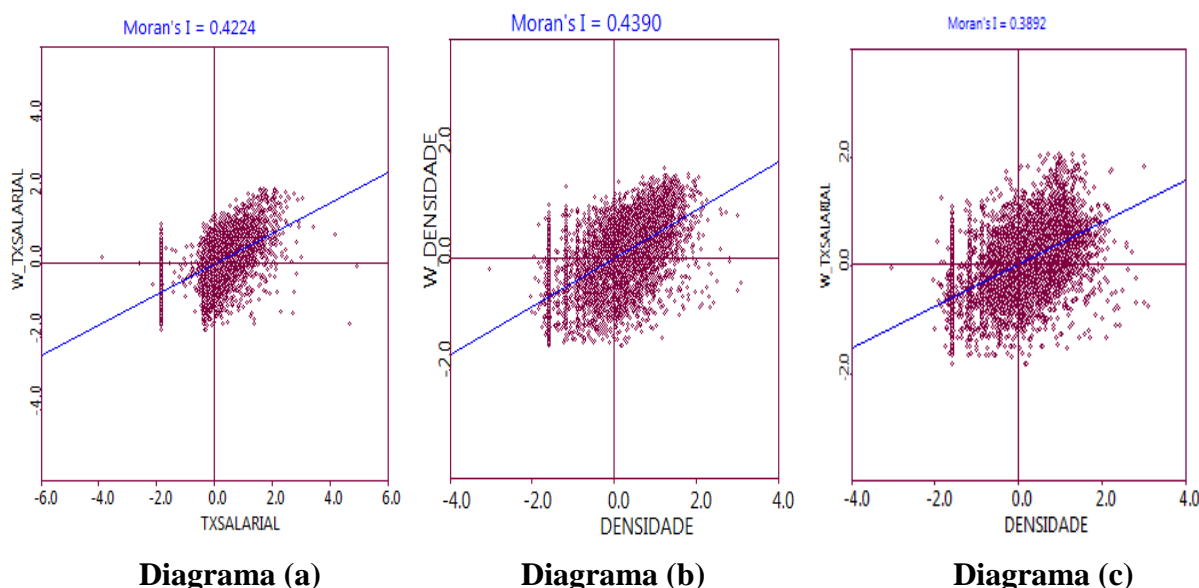
Figura 6- Diagrama de dispersão de *Moran* para a indústria de transformação no ano 2000.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

⁷ Ressalta-se que, da mesma forma que na AEDE para as atividades agregadas no ano 2000, a remuneração média dos trabalhadores também foi deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), base 2009, disponibilizado pelo IBGE.

Figura 7- Diagrama de dispersão de Moran para a indústria de transformação no ano 2009.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

Da mesma forma que na análise realizada anteriormente para as atividades econômicas agregadas, os valores obtidos para a estatística I de *Moran* sugerem a existência de dependência espacial tanto para a taxa salarial e a densidade do emprego formal, quanto para o teste bivariado, em ambos os anos, indicando, assim, a presença de municípios com altos ou baixos valores das variáveis em estudo com vizinhos na mesma condição. Para a indústria de transformação no ano 2000, todos os valores registrados são estatisticamente significantes ao nível de 5%, com 999 permutações aleatórias, sendo 0,4884 para a taxa salarial, 0,4517 para a densidade do emprego formal e 0,4158 para a densidade do emprego formal *versus* a taxa salarial. Para 2009, têm-se os seguintes valores para o I de *Moran* Global: 0,4224 para a taxa salarial, 0,4390 para a densidade do emprego formal e 0,3892 para a densidade do emprego formal *versus* a taxa salarial. Nesse caso, tem-se autocorrelação espacial positiva para as variáveis em análise em ambos os anos, a qual é mais forte para a taxa salarial em 2000, e para a densidade do emprego em 2009, conforme os valores sintetizados na Tabela 3 a seguir.

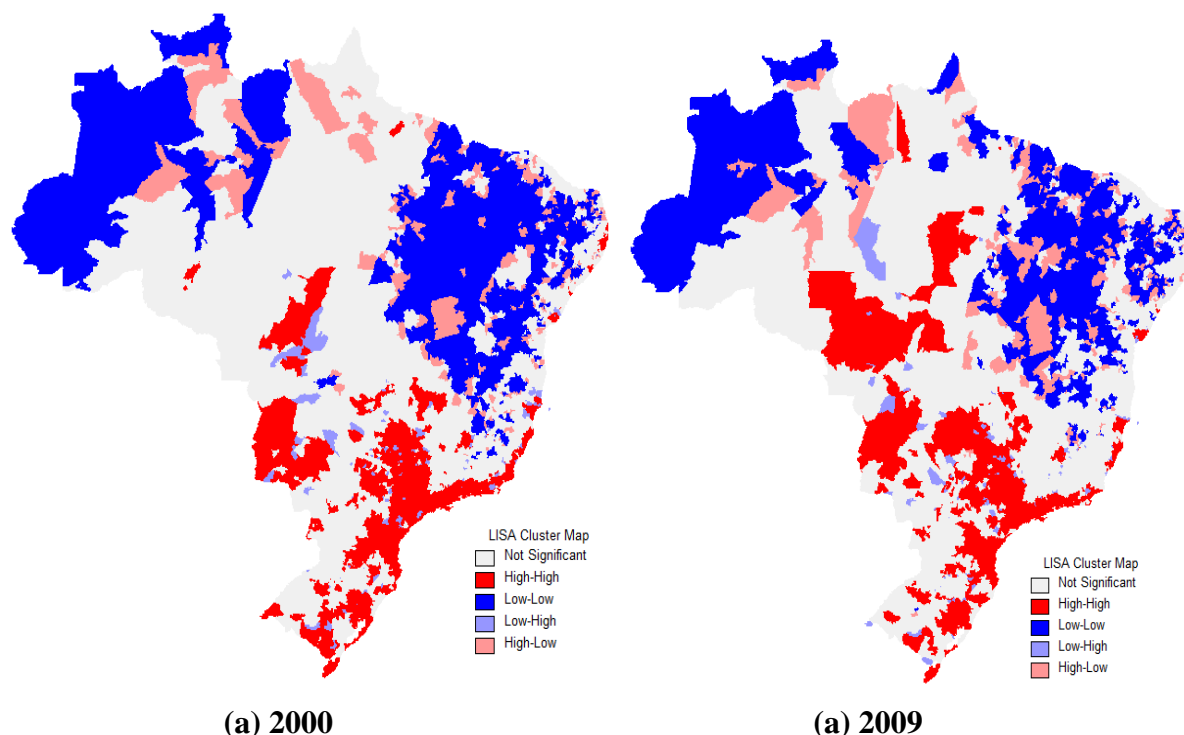
Tabela 3- Coeficiente I de *Moran* Global para a taxa salarial e a densidade do emprego na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos 2000 e 2009.

Variáveis	Valor do Índice		P-valor	
	2000	2009	2000	2009
Taxa Salarial	0,4884	0,4224	0,001	0,001
Densidade do emprego	0,4517	0,4390	0,001	0,001
Densidade do Emprego <i>versus</i> Taxa Salarial	0,4158	0,3892	0,001	0,001

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

Comparativamente, os valores do I de Moran global para a indústria de transformação em 2009, tendo em vista os testes univariado e bivariado, são menores em relação aos verificados para o ano 2000. Constata-se também que, para o ano de 2009, a estatística é maior para a variável densidade do emprego industrial formal enquanto no ano 2000 o valor do I de Moran foi mais elevado para a taxa salarial industrial. No entanto, como ressaltado nas análises anteriores, apesar dos diagramas de dispersão de Moran indicarem uma tendência à associação espacial positiva, observa-se a existência de pontos nos quadrantes inferiores dos gráficos, ou seja, com associação espacial negativa, os quais sugerem municípios com baixos valores das variáveis em análise contíguos com municípios com altos valores. Nesse caso, a medida de autocorrelação espacial global pode não ser capaz de identificar padrões de associação espacial, tais como *clusters* e *outliers*, sendo necessário o uso da estatística local de associação espacial, o LISA. Assim, a Figura 8, a seguir, demonstra os mapas com os resultados do LISA univariado para a taxa salarial na indústria de transformação nos anos 2000 (à esquerda) e 2009 (à direita).

Figura 8- LISA para a taxa salarial na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

No primeiro mapa, referente ao ano 2000, é possível observar a predominância de concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de altos valores

para a taxa salarial na região Sudeste do País e de baixos valores nas regiões Norte e Nordeste. Observam-se os quatro tipos de autocorrelação espacial local para o atributo em questão: *high-high*, *low-low*, *low-high* e *high-low*, registradas para 2.805 municípios estatisticamente significantes ao nível 5%. As áreas na cor branca representam os 2.674 municípios com *LISA* não significantes.

Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificadas 1.142 observações significantes, das quais 55,95% estão localizadas na região Sudeste, sobretudo, no estado de São Paulo, no qual são observados 40,19% dos municípios estatisticamente significantes para o padrão *high-high*. Porém, apesar da grande maioria dos *clusters* do tipo *high-high* se localizar no Sul e Sudeste, observam-se também municípios de outras regiões com esse padrão, tais como os *clusters* verificados nos estados de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Já os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 1.317 municípios, sendo a maior parte deles, 75,25%, pertencente à região Nordeste, principalmente aos estados da Piauí, Bahia, Maranhão e Paraíba. O terceiro tipo de associação espacial, *low-high*, ou seja, *outliers* formados por municípios com baixas taxas salariais, contíguos daqueles com altos valores para essa mesma variável, foi encontrado para 118 municípios, distribuídos nas regiões Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 228 municípios.

O segundo mapa da Figura 8, demonstra os resultados do *LISA* para a taxa salarial na indústria de transformação em 2009. Observam-se os quatro tipos de autocorrelação espacial local para o atributo em questão: *high-high*, *low-low*, *low-high* e *high-low* registrados para 2.594 municípios estatisticamente significantes ao nível 5%. As áreas na cor branca representam os 2.985 municípios com *LISA* não significantes.

Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificadas 1.146 observações significantes, das quais 53,58% estão localizadas na região Sudeste e 33,68% no Sul do País. No entanto, para a região Sul, os *clusters* de altos valores para a taxa salarial apresentam-se distribuídos de maneira uniforme entre os seus três estados, enquanto no Sudeste o estado de São Paulo concentra 39,97% dos municípios com o padrão de associação espacial *high-high* verificados na região. Assim como para o ano 2000, há evidências da formação de *clusters* do tipo *high-high* em municípios fora das regiões Sul e Sudeste, os quais se localizam especialmente nos estados de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 1.078 municípios, sendo a maior parte, 77,18%, pertencentes à região Nordeste, especialmente no Piauí, Maranhão, Bahia e Paraíba. O terceiro tipo de

associação espacial, *low-high*, foi encontrado para 115 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o *high-low* padrão foi verificado em 255 municípios.

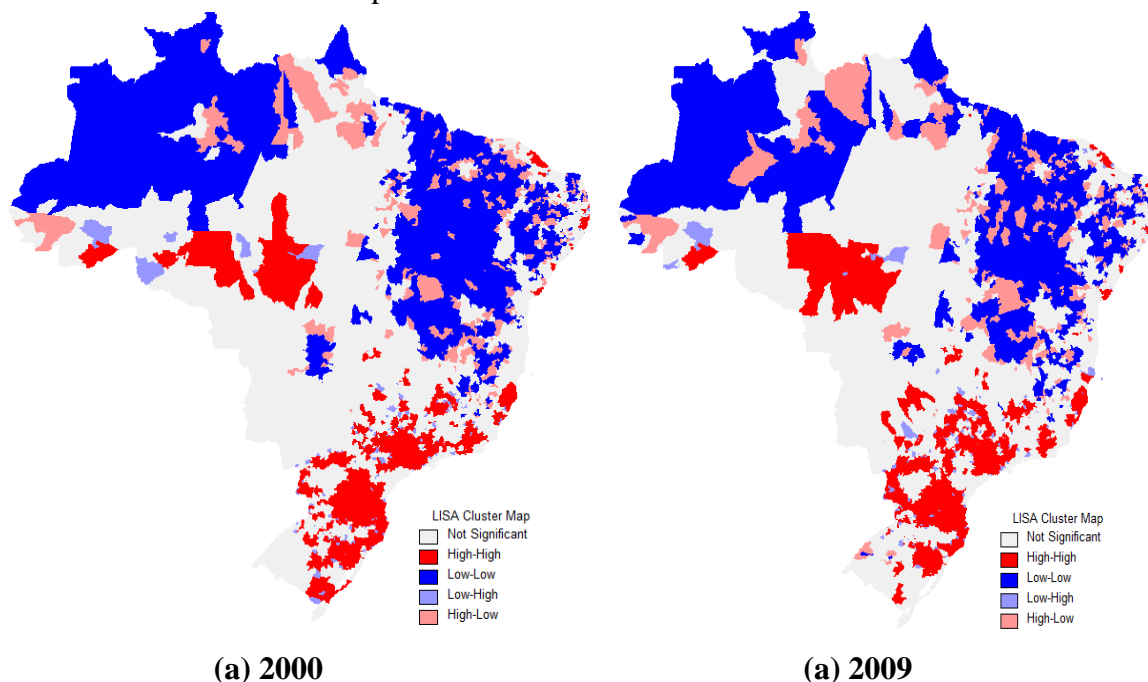
Em comparação com a análise *LISA* para a taxa salarial na indústria de transformação no ano 2000, observa-se uma redução no número de observações significantes em 2009. Essa diminuição ocorre nos padrões de associação espacial *low-low* e *low-high*, enquanto para os *clusters high-high* e os *outliers* do tipo *high-low* verifica-se um ligeiro aumento na quantidade de municípios com esses padrões.

Esse resultado sugere um “efeito transbordamento” ou externalidades, ou seja, a taxa salarial na indústria de transformação de alguns municípios estaria sendo influenciada pela taxa salarial dos municípios circunvizinhos. Também é possível observar que, a semelhança dos resultados encontrados para o ano de 2000, os *clusters* são mais intensos quando se considera na análise apenas a indústria de transformação.

Como relata Lemos *et al.* (2005), especialmente para os *clusters* do tipo *high-high*, esses efeitos transbordamentos podem ser decorrentes da redução de custos no fornecimento de insumos, da formação de um mercado regional especializado, assim como da facilidade de acesso à informações e novas tecnologias. Assim, uma vez que os mesmos expressam a correlação espacial entre dois ou mais municípios com elevado valor de uma determinada variável em análise, sugerem a existência de transbordamentos e encadeamentos produtivos espaciais, por meio de complementariedades e integração industrial regional.

A Figura 9, a seguir, demonstra os mapas com os resultados do *LISA* univariado para a densidade do emprego formal na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos 2000 (à esquerda) e 2009 (à direita). Para o ano 2000, assim como para a taxa salarial, foram observados os quatro tipos de autocorrelação espacial local para o atributo em questão, verificadas para 2.949 municípios com *LISA* estatisticamente significantes. Os municípios com *LISA* não significantes somam 2.630. Novamente, predominam as concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de baixos valores, *low-low*, encontradas para 1.248 municípios, dos quais 73,88% pertencem à região Nordeste; e os *clusters high-high*, os quais podem ser visualizados em 1.258 municípios, localizados predominantemente no Sul e Sudeste, regiões que somam 89,75% das observações significantes para este último padrão de associação espacial. Já a associação espacial *low-high* foi encontrada para 173 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 270 municípios.

Figura 9- LISA para a densidade do emprego formal na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

O segundo mapa da Figura 9 demonstra o mapa com os resultados do *LISA* para densidade do emprego formal em 2009. Assim como para a taxa salarial, foram observados os quatro tipos de autocorrelação espacial local para o atributo em questão, verificados para 2.944 municípios com *LISA* estatisticamente significantes. Os municípios com *LISA* não significativos somam 2.635. Como nas análises realizadas anteriormente, predominam as concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de baixos valores, encontradas para 1.147 municípios, dos quais 72,89% pertencem à região Nordeste; e os *clusters* do tipo *high-high*, os quais podem ser visualizados em 1.357 municípios, localizados predominantemente nas regiões Sul e Sudeste, as quais detêm 88,80% das observações significantes para esse padrão de associação espacial. Os *outliers* do tipo *low-high* foram encontrados para 164 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 276 municípios.

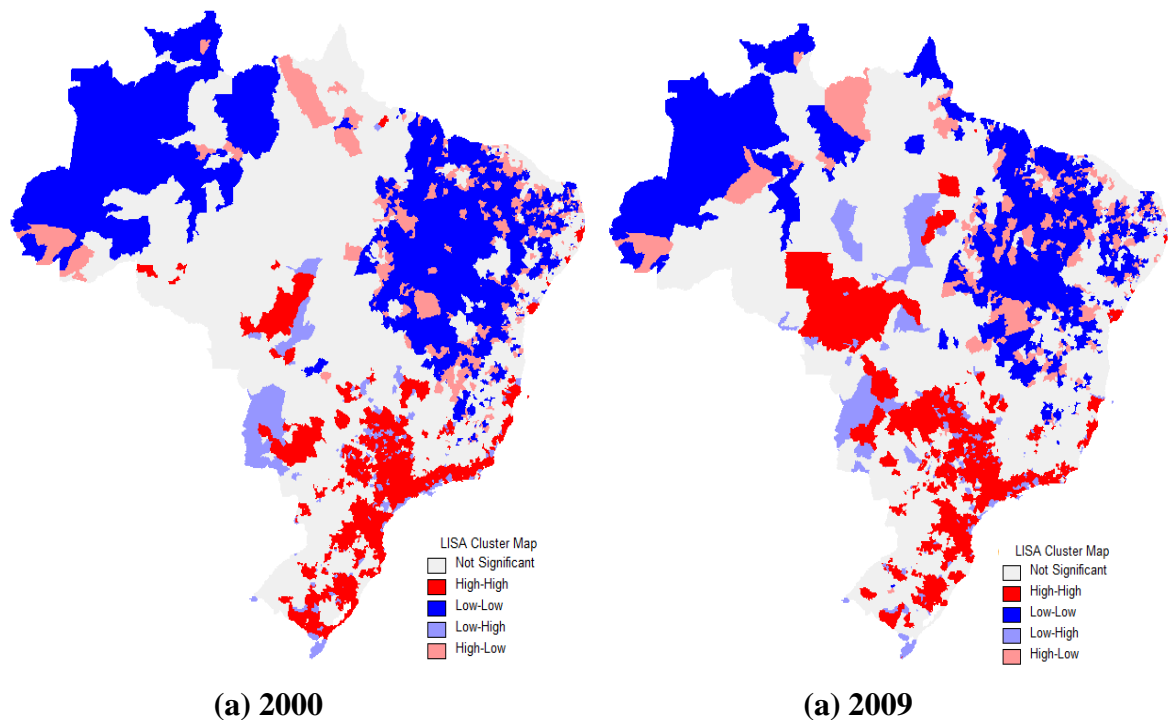
Em comparação com a análise *LISA* para a densidade do emprego formal na indústria de transformação no ano 2000, observa-se uma pequena redução no número de observações significantes em 2009. Essa diminuição ocorre nos *clusters* do tipo *Low-Low* e nos *outliers* *Low-High*, enquanto para os *clusters* do tipo *high-high*, bem como para os *outliers* do tipo *High-Low*, verifica-se uma elevação na quantidade de municípios com esses padrões de

associação espacial. Também é possível observar que, assim como para a taxa salarial, os *clusters* encontrados para a densidade do emprego formal são mais intensos quando se considera na análise apenas a indústria de transformação.

Por último, os resultados da análise *LISA* bivariada para a indústria de transformação nos anos 2000 e 2009 são destacados na Figura 10, abaixo. Para o primeiro mapa, referente ao ano 2000, foram encontrados 2.812 municípios com *LISA* estatisticamente significativa ao nível de 5%. As áreas na cor branca representam os 2.667 municípios com *LISA* não significantes.

Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificadas 1.056 observações significantes, das quais 54,92% estão localizadas na região Sudeste, predominantemente no estado de São Paulo. Os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 1.248 municípios, sendo a maior parte deles, 75,56%, pertencente à região Nordeste. Já o terceiro tipo de associação espacial, *low-high*, foi encontrado para 206 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 302 municípios.

Figura 10- *LISA* para a densidade do emprego formal versus a taxa salarial na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos 2000 e 2009.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

O segundo mapa, destacado na Figura 10, apresenta os resultados da análise *LISA* bivariada para a indústria de transformação em 2009. Para essa análise, foram encontrados 2.600 municípios com *LISA* estatisticamente significativa ao nível de 5%. As áreas na cor branca representam os 2.979 municípios com *LISA* não significantes. Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificadas 1.058 observações significantes, das quais 52,46% estão localizadas na região Sudeste, sobretudo, no estado de São Paulo. Os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 1.061 municípios, sendo a maior parte deles, 76,25%, pertencentes à região Nordeste, especialmente aos estados do Piauí, Maranhão, Bahia e Paraíba. O terceiro tipo de associação espacial, *low-high*, foi encontrado para 209 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 272 municípios.

Dessa forma, também na análise *LISA* bivariada para a indústria de transformação, há uma redução no número de associações espaciais significantes em 2009 em comparação com os resultados obtidos para o ano 2000. Essa redução ocorre principalmente nos *clusters* do tipo *low-low*. Todavia, da mesma forma que os resultados encontrados anteriormente, os *clusters* verificados na análise *LISA* bivariada na indústria de transformação também são mais intensos que os encontrados para essa mesma análise realizada para as atividades econômicas agregadas em 2009.

Assim, a semelhança dos resultados encontrados para as atividades econômicas agregadas, na indústria de transformação o tipo de autocorrelação espacial de altos valores das variáveis em análise, *high-high*, é registrado, predominantemente, nos municípios localizados nos estados das regiões Sul e Sudeste, enquanto os *clusters* do tipo *low-low* são mais evidentes nas regiões Norte e Nordeste. No entanto, os *clusters* são mais intensos quando se considera na análise apenas a indústria de transformação.

Considerando-se uma perspectiva temporal, observa-se uma redução nas áreas significantes no ano de 2009 em comparação com os resultados verificados no ano 2000, tanto na análise setorial, realizada no primeiro momento para as atividades econômicas agregadas, quanto para a indústria de transformação.

Sintetizando a análise *LISA* empreendida para a indústria de transformação nos anos 2000 e 2009, a Tabela 4, a seguir, relaciona a participação dos estados e das regiões no total de associações espaciais significantes encontradas, identificados a partir das variáveis taxa salarial, densidade do emprego formal e para a análise *LISA* bivariada para essas duas variáveis.

Tabela 4- Participação dos estados e das regiões no total de associações espaciais significantes encontradas para a indústria de transformação nos anos de 2000 e 2009 (em %).

Regiões	2000												2009											
	Taxa Salarial				Densidade do Emprego				Teste Bivariado				Taxa Salarial				Densidade do Emprego				Teste Bivariado			
	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL	HH	LL	LH	HL
Norte	0.88	12.38	-	17.54	1.51	12.34	2.31	15.93	0.95	12.98	0.49	13.91	0.79	13.45	1.74	17.25	0.74	11.86	3.05	14.86	0.76	13.95	2.39	16.54
AC	-	0.91	-	-	0.64	-	0.58	1.11	-	0.56	-	1.66	-	0.83	-	-	0.59	0.17	1.22	1.09	-	0.57	-	1.10
AM	-	3.19	-	3.07	-	3.77	0.58	1.85	-	3.69	-	0.99	-	3.34	-	2.75	-	4.18	0.61	2.17	-	3.68	-	1.10
AP	-	-	-	0.44	-	0.40	-	1.11	-	-	-	0.33	-	0.19	-	1.18	-	0.78	-	1.09	-	0.38	-	0.74
PA	0.53	0.53	-	5.70	0.24	3.13	-	4.81	0.47	1.20	0.49	2.32	0.79	1.95	1.74	4.71	0.15	3.84	-	4.35	0.76	2.73	1.91	1.84
RO	0.35	-	-	-	0.64	-	1.16	-	0.47	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.48	-
RR	-	0.46	-	1.75	-	1.12	-	0.37	-	0.72	-	0.33	-	0.46	-	0.78	-	0.52	-	0.72	-	0.57	-	0.37
TO	-	7.29	-	6.58	-	3.93	-	6.67	-	6.81	-	8.28	-	6.68	-	7.84	-	2.35	1.22	5.43	-	6.03	-	11.40
Nordeste	3.68	75.25	9.32	65.35	5.09	73.88	7.51	62.96	3.79	75.56	6.31	68.21	2.53	77.18	9.57	70.20	4.94	72.89	9.15	65.58	2.84	76.25	5.26	73.16
AL	0.44	2.20	0.85	5.26	0.16	2.96	1.73	3.33	0.38	2.64	0.97	2.65	-	3.06	0.87	4.71	-	3.31	1.22	3.99	-	3.20	0.48	4.04
BA	1.14	14.27	7.63	14.47	0.56	14.42	0.58	10.74	1.52	14.74	3.88	13.25	1.57	11.78	5.22	13.33	1.11	12.55	2.44	13.41	1.89	11.59	1.91	12.13
CE	-	6.99	-	8.33	1.75	5.13	-	8.89	-	6.33	-	10.60	-	7.24	-	4.31	1.47	5.49	2.44	5.80	-	6.50	-	8.82
MA	-	13.52	-	8.33	-	14.58	-	8.15	-	14.10	-	7.28	-	14.38	-	11.76	-	15.00	-	8.70	-	15.36	-	7.72
PB	0.44	10.63	-	8.33	0.32	9.54	0.58	7.41	0.28	10.26	0.49	10.26	0.09	11.32	0.87	8.24	0.37	10.29	0.61	8.70	0.09	10.84	0.48	9.93
PE	1.58	3.49	0.85	4.82	1.91	3.21	4.05	6.67	1.52	2.96	0.97	6.62	0.70	3.34	1.74	5.10	1.40	2.88	2.44	6.16	0.66	2.64	1.44	6.99
PI	-	16.17	-	3.07	-	15.95	-	7.41	-	16.03	-	6.62	-	17.81	-	9.80	-	16.65	-	9.78	-	17.91	-	9.93
RN	-	6.76	-	8.77	0.16	6.41	0.58	7.41	-	6.97	-	8.94	-	7.14	-	9.02	0.37	5.58	-	8.33	-	6.79	-	10.66
SE	0.09	1.21	-	3.95	0.24	1.68	-	2.96	0.09	1.52	-	1.99	0.17	1.11	0.87	3.92	0.22	1.13	-	0.72	0.19	1.41	0.96	2.94
Sul	34.15	-	22.88	0.44	45.63	0.08	35.26	-	35.80	-	19.90	-	33.68	0.09	20.00	0.78	45.76	0.17	32.32	2.17	35.82	0.09	14.83	0.74
PR	9.37	-	2.54	-	14.39	-	9.25	-	9.75	-	3.40	-	8.99	-	3.48	-	18.05	-	12.20	-	9.92	-	2.87	-
RS	13.75	-	13.56	0.44	14.71	0.08	15.03	-	14.11	-	13.11	-	13.18	0.09	10.43	0.78	11.94	0.17	7.32	2.17	13.42	0.09	8.61	0.74
SC	11.03	-	6.78	-	16.53	-	10.98	-	11.93	-	3.40	-	11.52	-	6.09	-	15.77	-	12.80	-	12.48	-	3.35	-
Sudeste	55.95	11.01	50.85	14.47	44.12	10.74	51.45	18.52	54.92	9.86	59.22	17.22	53.58	7.61	50.43	9.41	43.04	11.86	51.22	13.77	52.46	7.92	56.94	8.46
ES	1.84	-	3.39	-	2.62	-	1.73	-	1.89	-	1.94	-	1.75	-	2.61	-	2.28	-	3.05	-	1.89	-	1.91	-
MG	8.41	11.01	16.95	14.47	13.75	10.74	21.97	18.15	8.81	9.86	10.19	17.22	7.24	7.61	20.00	8.24	13.71	11.86	17.68	12.68	7.94	7.92	11.48	7.35
RJ	5.52	-	2.54	-	3.66	-	1.16	-	5.40	-	4.85	-	4.62	-	0.87	-	2.36	-	0.61	-	4.16	-	5.74	-
SP	40.19	-	27.97	-	24.09	-	26.59	0.37	38.83	-	42.23	-	39.97	-	26.96	1.18	24.69	-	29.88	1.09	38.47	-	37.80	1.10
Centro-Oeste	5.34	1.37	16.95	2.19	3.66	2.96	3.47	2.59	4.55	1.60	14.08	0.66	9.42	1.67	18.26	2.35	5.53	3.23	4.27	3.62	8.13	1.79	20.57	1.10
DF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
GO	1.58	1.14	5.93	1.75	1.43	2.08	1.16	1.48	-	1.36	4.85	0.66	3.58	1.67	6.96	2.35	2.58	2.79	0.61	2.54	3.02	1.79	7.66	1.10
MS	2.10	-	4.24	-	-	-	0.58	0.37	1.52	-	5.34	-	2.01	-	5.22	-	0.66	-	1.83	-	1.51	-	5.74	-
MT	1.66	0.23	6.78	0.44	2.23	0.88	1.73	0.74	1.70	0.24	3.88	-	3.84	-	6.09	-	2.28	0.44	1.83	1.09	3.59	-	7.18	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e das estimações realizadas no *software* OpenGeoda.

O estudo das economias de aglomeração é concluído através da estimação do modelo de Fingleton (2003) realizada na próxima seção, por meio do qual é possível entender as magnitudes dos efeitos da concentração espacial da atividade econômica, mensurada por meio da densidade do emprego, da escolaridade média dos trabalhadores, do coeficiente técnico e dos *spillovers* espaciais sobre a taxa salarial dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009, para a totalidade das atividades econômicas e para a indústria de transformação.

5 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

A segunda etapa do presente estudo envolveu a estimação do modelo econométrico, com base na especificação para a equação de salários dada pela Equação (21). Essa equação visa expressar os efeitos da densidade do emprego, $\ln(E)$, do nível de escolaridade dos trabalhadores, (H) , do conhecimento técnico aplicado à produção (CT) e dos *spillovers* ou transbordamentos espaciais $W\ln(w)$ sobre a taxa salarial de unidades espaciais $\ln(w)$, os quais são considerados potenciais fontes da produtividade urbana.

Basicamente, os estudos que utilizam a estratégia de investigação das economias de aglomeração por meio dos diferenciais de salários urbanos tentam explicar porque as áreas mais densas são suscetíveis a ter salários mais elevados e a ser mais produtivas do que áreas com menor concentração da atividade econômica. O pressuposto é que, em mercados competitivos, o trabalhador é pago pelo valor de seu produto marginal e que, mesmo em concorrência imperfeita, em locais mais produtivos, os salários serão mais elevados. Considerando-se que as externalidades positivas decorrentes da aglomeração das atividades econômicas elevam a produtividade do trabalho, supõe-se uma relação positiva entre esta e a taxa salarial. Sendo assim, como destacado por Galinari (2006, p.12), considerando que as equações salariais captam os efeitos de atributos urbanos representativos das economias de aglomeração sobre os salários, elas demonstram, indiretamente, os efeitos das economias de aglomeração sobre a própria produtividade.

Tendo em vista que um dos parâmetros da equação a ser estimada (ρ) entra como argumento no cálculo da variável de densidade do emprego $\ln(E) + \rho W \ln(E)$, o método de estimação envolveu uma rotina iterativa. De acordo com Fingleton (2003), como ρ é um parâmetro desconhecido, assume-se um valor arbitrário, por exemplo, $\rho = 0$, para o cálculo da densidade do emprego em uma primeira regressão. Uma vez obtido o parâmetro estimado ρ_1 , o mesmo é empregado para recalcular a variável $\ln(E) + \rho_1 W \ln(E)$. O estimador ρ_2 obtido na segunda interação é novamente utilizado no cálculo da variável de densidade $\ln(E) + \rho_2 W \ln(E)$, a qual é empregada em uma terceira estimação. A rotina iterativa prossegue até que se obtenha a convergência entre o valor estimado utilizado na última interação e o apresentado pelo modelo econométrico.

Para a implementação dessa rotina, utilizou-se um banco de dados em que todas as variáveis explicativas e instrumentos defasados espacialmente ($W\ln(w)$, $W \ln(E)$ e WCT) foram previamente calculados por meio do *software* espacial *OpenGeoda*, viabilizando,

assim, a estimação dos parâmetros do modelo por meio de *software* econométrico. Além disso, para cada modelo estimado, foram utilizadas duas matrizes de pesos espaciais distintas: uma matriz padronizada de contiguidade espacial de primeira ordem do tipo *Queen* e uma baseada no critério de distância, a de k-vizinhos mais próximos, com k=10, a qual também foi empregada na Análise Exploratória de Dados Espaciais.

Inicialmente, para cada ano em análise, o modelo foi estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), reportado apenas como base de comparação, assim como para a realização dos testes de autocorrelação espacial nos resíduos, com as matrizes de pesos espaciais de contiguidade e de k-vizinhos mais próximos. Posteriormente, tendo em vista a presença de variáveis endógenas na equação de salários, o modelo foi estimado via MQO2E e GMM.

5.1 Identificação das economias de aglomeração nas atividades econômicas agregadas

A Tabela 5, a seguir, apresenta os coeficientes estimados por MQO, separados por matriz de peso espacial utilizada, considerando-se as atividades econômicas de forma agregada nos anos 2000 e 2009, totalizando quatro regressões.

Tabela 5- Resultados das regressões por MQO e diagnóstico de autocorrelação espacial nos resíduos para as atividades econômicas agregadas nos anos 2000 e 2009.

Coeficientes	2000		2009	
	Matriz de Pesos		Matriz de Pesos	
	Contiguidade	k-vizinhos (k=10)	Contiguidade	k-vizinhos (k=10)
Constante	-0,3285*** (0,029)	-0,3906*** (0,029)	0,0974* (0,053)	-0,0902** (0,045)
W_taxa salarial	0,6936*** (0,019)	0,7691*** (0,018)	0,6615*** (0,030)	0,8208*** (0,019)
Densidade	0,0392*** (0,005)	0,0392*** (0,005)	0,0474*** (0,006)	0,0366*** (0,005)
Educação	0,0833*** (0,003)	0,0826*** (0,003)	0,0349*** (0,003)	0,0338*** (0,003)
Conhecimento Técnico	0,0021 (0,002)	0,0030 (0,002)	0,0225*** (0,004)	0,0199*** (0,004)
R ²	0,4224	0,4429	0,2502	0,2904
Teste F	F(4, 5474)=804.43 Prob>F = 0,000	F(4, 5474)=1020.99 Prob>F = 0,000	F(4,5474)=273.90 Prob>F = 0,000	F(4, 5474)=540.57 Prob>F = 0,000
I de Moran	z-value = -13.659 Prob (0,000)	z-value = -9.754 Prob (0,000)	z-value = -15.570 Prob (0,000)	z-value = -13.766 Prob (0,000)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

*Valores significativos a 10%; **Valores significativos a 5%; ***Valores significativos a 1%.

Nota 1: os erros-padrão consistentes com heteroscedasticidade são destacados entre parênteses.

Para o ano 2000, percebe-se que, a exceção da variável utilizada como controle para o potencial local de inovação dos trabalhadores (CT), os coeficientes das variáveis explicativas do modelo por MQO apresentam-se significativos e com sinais esperados. Já para o ano de 2009, todas as variáveis explicativas do modelo por MQO apresentam-se significativas e com sinais esperados.

No entanto, para os dois anos, os resultados para o teste de dependência espacial I de Moran são altamente significativos para as distintas matrizes de pesos espaciais utilizadas, indicando um problema de dependência espacial nos dados. Nesse caso, as estimativas obtidas por meio de MQO se tornam inconsistentes e viesadas, sugerindo a necessidade de especificações alternativas para os modelos a serem estimados. Mesmo que o teste de dependência espacial não fosse significativo, o modelo não poderia ser estimado por MQO, tendo em vista a presença de variáveis endógenas, fato que geraria estimativas inconsistentes devido ao viés de simultaneidade.

Como exposto na Seção 2.3 do Capítulo 2, o modelo proposto por Fingleton (2003), tem como resultado a especificação apresentada na Equação (21), ou seja, uma equação salarial com a presença de uma variável endógena defasada espacialmente, $\rho W \ln(w)$, caracterizando-se, assim, um modelo de *lag* espacial. Além disso, conforme mencionado anteriormente, o modelo apresenta variáveis endógenas no lado direito da equação, o que sugere a necessidade de um método de estimação que leve em consideração essas características. Sendo assim, inicialmente foi utilizado o método de MQO2E para o modelo de defasagem espacial. Além da estimação por MQO2E, o modelo também foi estimado por GMM, já que esse método também considera a presença de variáveis endógenas, além de ser um estimador eficiente na presença de autocorrelação, heterocedasticidade e multicolinearidade.

Foram estimadas duas versões de equações salariais baseadas no modelo de Fingleton (2003). A primeira apresenta grande semelhança com o modelo original, considerando-se, adicionalmente, a endogeneidade da educação. Já na segunda versão são empregadas *dummies* regionais para os municípios das regiões Sul e Sudeste (SSE), Norte e Nordeste (NNE) e Centro-Oeste (CO), a fim de mitigar possíveis problemas de heterogeneidade espacial nos modelos econométricos. Nesse sentido, a Tabela 6, abaixo, reporta os resultados das estimações para os modelos MQO2E e GMM, sem a introdução das *dummies* regionais, considerando-se, inicialmente, o conjunto das atividades econômicas nos anos 2000 e 2009.

Tabela 6- Resultados das Regressões por MQO2E e GMM para atividades agregadas nos anos 2000 e 2009.

Coeficientes	2000				2009			
	MQO2E		GMM		MQO2E		GMM	
	Matriz de Pesos		Matriz de Pesos		Matriz de Pesos		Matriz de Pesos	
	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)
Constante	-0,6029*** (0,184)	-0,5064*** (0,112)	-0,6077*** (0,184)	-0,5134*** (0,108)	-0,2364*** (0,090)	-0,2954*** (0,081)	-0,2332*** (0,090)	-0,2915*** (0,081)
W_taxa salarial	1,0034*** (0,161)	0,8913*** (0,103)	1,0095*** (0,160)	0,9007*** (0,099)	0,8445*** (0,054)	0,9013*** (0,047)	0,8458*** (0,054)	0,9014*** (0,047)
Densidade	0,0358** (0,017)	0,0412*** (0,011)	0,0354** (0,017)	0,0405*** (0,011)	0,0525*** (0,006)	0,0491*** (0,005)	0,0519*** (0,006)	0,0485*** (0,005)
Educação	0,0729*** (0,007)	0,0784*** (0,005)	0,0726*** (0,007)	0,0780*** (0,005)	0,0427*** (0,003)	0,0418*** (0,003)	0,0423*** (0,003)	0,0415*** (0,003)
Conhecimento Técnico	0,0004 (0,003)	0,0023 (0,112)	0,0004 (0,003)	0,0023 (0,002)	0,0178*** (0,004)	0,0172*** (0,081)	0,0178*** (0,004)	0,0172*** (0,004)
R²	0,3800	0,4362	0,3783	0,4354	0,2346	0,2851	0,2346	0,2853
Teste de Wald	Chi2 (4)=1114.36 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (4)=1377.11 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (4)=1109.29 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (4)=1376.86 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (4)=729.25 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (4)=857.40 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (4)=732.86 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (4)=860.46 Prob>Chi2 = 0,000
Teste de Wooldridge	Chi2 (1)=0.1066 p = 0,7440	Chi2 (1)=0.0829 p = 0,7733			Chi2 (1)=0.5828 p = 0,4452	Chi2 (1)=0.7271 p = 0,3938		
Teste de Hansen			Chi2 (1)=0.1064 p = 0,7443	Chi2 (1)=0.0819 p = 0,7747			Chi2 (1)=0.5829 p = 0,4451	Chi2 (1)=0.7271 p = 0,3938

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

*Valores significativos a 10%; **Valores significativos a 5%; ***Valores significativos a 1%.

Nota 1: os erros-padrão consistentes com heteroscedasticidade são destacados entre parênteses.

Para o ano 2000, observa-se que, para todos os métodos de estimação e matrizes de pesos espaciais utilizadas, a exceção do conhecimento técnico, o coeficiente estimado para todas as variáveis explicativas do modelo são significativos e com os sinais esperados. Os resultados encontrados para o coeficiente da defasagem espacial da taxa salarial, $Wln(w)$, positivos e significativos, apontam forte presença dos *spillovers* geográficos, ou seja, a presença de autocorrelação espacial da taxa salarial entre municípios vizinhos ressaltando, assim, a importância dos transbordamentos dos níveis de eficiência entre as regiões. Como no modelo de Fingleton (2003), o coeficiente autoregressivo (ρ) está presente tanto na equação representativa dos níveis de eficiência do trabalho local, Equação 18, como na equação dos salários, Equação 21, os coeficientes estimados são representativos dos efeitos de contágio entre a produtividade dos municípios brasileiros geograficamente próximos, indicando que os níveis de eficiência dos trabalhadores, assim como a taxa salarial é positivamente relacionada com aquela observada em sua vizinhança, ou seja, a taxa salarial dos municípios brasileiros é afetada de forma significativa pela taxa salarial de seus vizinhos. Como destacado em Galinari (2006), quanto a sua natureza, os *spillovers* mensurados podem ser considerados um *mix* das externalidades tecnológicas e pecuniárias, uma vez que a proximidade entre firmas pode proporcionar benefícios associados aos custos de transporte e, ainda, em menor escala, pode-se esperar que as firmas possam se beneficiar da oferta e da demanda geradas pelas cidades vizinhas.

Observa-se que, além de positivos e significativos, os valores obtidos para os coeficientes da defasagem espacial da taxa salarial, os quais variam entre 0,89 e 1,00, são bastante superiores aos encontrados em Fingleton (2003), em Galinari (2006) e em Galinari, Lemos e Amaral (2006), evidenciando que os transbordamentos dos níveis de eficiência tendem a ser mais elevados quando se consideram na análise o conjunto de atividades econômicas, bem como as características do mercado de trabalho formal ao nível de agregação municipal, tais como salário, emprego e escolaridade.

A relação positiva e significativa entre a taxa salarial e a densidade do emprego, respalda as teorias de Jacobs (1969) acerca da geração de economias de urbanização com a elevação da densidade das atividades econômicas nas cidades. Além disso, por se tratar de uma variável de densidade, que considera a intensidade de utilização do solo urbano, valores positivos dessa variável revelam que as economias de aglomeração, em média, prevalecem sobre as forças desaglomerativas. Ademais, os valores dos coeficientes obtidos para esta variável estão entre 0,03 e 0,04, um pouco superiores aos verificados no estudo de Fingleton

(2003), mas consistentes com os resultados encontrados na literatura empírica internacional, os quais, segundo Rosenthal e Strange (2004), geralmente variam entre 0,04 e 0,08. Os resultados encontrados por Ciccone e Hall (1996), por exemplo, apontam que a duplicação da densidade do emprego eleva a produtividade média do trabalho em 6%, enquanto Dekle e Eaton (1999), empregando dados sobre salário e aluguéis das *prefectures* japonesas, encontram elasticidades da produtividade do trabalho que variam de 0,002 a 0,06, em diferentes setores. Na literatura nacional, Galinari, Lemos e Amaral (2006), buscando evidências das economias de aglomeração sobre a taxa salarial das cidades brasileiras com mais de 50 mil habitantes no ano de 2000, encontram elasticidades de aproximadamente 0,10, enquanto em Galinari (2006) as elasticidades variam entre 0,07 e 0,09 para os municípios paulistas de porte médio e grande.

Quanto aos coeficientes representativos das variáveis educação e conhecimento técnico, as quais são incluídas no modelo como controles para os níveis de habilidade dos trabalhadores, apresentam-se positivamente relacionados com a taxa salarial dos municípios brasileiros no ano de 2000. Entretanto o parâmetro estimado para o coeficiente técnico não se mostra significativo. Para a variável escolaridade, a elevação de um ano na média de anos de estudo dos trabalhadores empregados formalmente nas atividades econômicas dos municípios brasileiros em 2000, tem-se elevações na taxa salarial em torno de 7%.

Para o ano de 2009, os resultados das regressões demonstram que, novamente, o coeficiente representativo dos *spillovers* espaciais da taxa salarial são altamente significativos, variando entre 0,84, para os resultados obtidos a partir da matriz de contiguidade, e 0,90 para a matriz de distância. Entretanto, esses coeficientes são menores em comparação aos encontrados para essa variável nas atividades econômicas no ano 2000, os quais alcançaram o valor de 1,00, para as estimações realizadas com a utilização da matriz de contiguidade, e 0,90 para a matriz de distância.

Já os valores dos coeficientes obtidos para a densidade do emprego, 0,05 para a matriz de contiguidade e 0,04 para a matriz de distância, são bastante similares aos encontrados nas regressões para o ano 2000, para os quais verificou-se coeficiente com o valor de 0,03 para a matriz de contiguidade e 0,04 com a utilização da matriz de distância. Os coeficientes das variáveis representativas dos níveis de habilidades dos trabalhadores, educação e coeficiente técnico, também são significantes e com sinais esperados. Para a educação, o coeficiente encontrado indica que uma variação de uma unidade nessa variável acarreta alterações de cerca de 4% na taxa salarial no ano de 2009, enquanto para as atividades econômicas no ano

2000 essa variação atingia em torno de 7%. Já para o coeficiente técnico, variações de uma unidade determinam alterações de cerca de 1% na taxa salarial, enquanto nas atividades econômicas no ano 2000 o coeficiente encontrado para essa variável não foi significativo.

Deve-se notar ainda que, para ambos os anos em análise, os testes de Wooldridge e Hansen sugerem que as variáveis instrumentais empregadas nas estimações dos referidos modelos são válidas. Percebe-se ainda que os coeficientes estimados pelos diferentes modelos e matrizes de pesos espaciais não se alteram substancialmente, apenas os desvios-padrões dos coeficientes obtidos por MQO2E e GMM são ligeiramente superiores aos encontrados via MQO, sem alterar, contudo, a significância estatística deles. Sendo assim, o modelo empregado apresenta grande estabilidade a diferentes formas de especificação, matrizes de pesos espaciais e técnicas de estimação empregada, algo já atestado em estudos anteriores como em Galinari (2006).

A Tabela 7, a seguir, destaca os resultados obtidos para as atividades econômicas agregadas com a inclusão das *dummies*. Para o ano 2000, percebe-se que os coeficientes obtidos para as *dummies* não são significantes, assim como a introdução dessas variáveis não altera substancialmente a magnitude dos coeficientes estimados e a sua significância individual. Apenas o valor para o coeficiente da defasagem espacial da taxa salarial sofre um pequeno aumento para a matriz de peso espacial de contiguidade e uma redução para a matriz de distância, sem alterar, contudo, a sua significância individual.

Para o ano de 2009, têm-se os resultados obtidos com a inclusão das *dummies* para as regiões com a omissão da *dummy* para as regiões Norte e Nordeste, nas estimações por MQO2E e GMM com a matriz de contiguidade; e da *dummy* para a região Centro-Oeste, na estimação via GMM com a matriz de distância. Percebe-se que, no primeiro caso, os coeficientes obtidos para as *dummies* das regiões Sudeste e Centro-Oeste são significantes, enquanto para o segundo apenas a *dummy* para a região Nordeste. Entretanto, como no ano 2000, a introdução dessas variáveis não altera substancialmente a magnitude dos coeficientes estimados, assim como a sua significância individual. Apenas o valor do coeficiente da defasagem espacial da taxa salarial sofre uma pequena redução, passando de 0,84 para 0,70, considerando-se as estimações realizadas com a matriz de peso espacial de contiguidade; e de 0,90 para 0,78 com a utilização da matriz de distância, sem alterar, contudo, a sua significância individual.

Tabela 7- Resultados das Regressões por MQO2E e GMM para as atividades agregadas nos anos de 2000 e 2009 com a inclusão de *dummies*.

Coeficientes	2000				2009			
	MQO2E		GMM		MQO2E		GMM	
	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)
Constante	-0,6177*** (0,263)	-0,4964*** (0,148)	-0,6195*** (0,262)	-0,4999*** (0,147)	-0,1667 (0,110)	-0,2352*** (0,097)	-0,1625 (0,110)	-0,1677 (0,106)
W_taxa salarial	1,0273*** (0,260)	0,8694*** (0,1515)	1,0298*** (0,2597)	0,8745*** (0,150)	0,7041*** (0,081)	0,7865*** (0,071)	0,7043*** (0,081)	0,7854*** (0,071)
Densidade	0,0412*** (0,009)	0,0410*** (0,007)	0,0412*** (0,009)	0,0410*** (0,007)	0,0503*** (0,006)	0,0493*** (0,005)	0,0518*** (0,006)	0,0489*** (0,005)
Educação	0,0732*** (0,008)	0,0792*** (0,006)	0,0731*** (0,008)	0,0790*** (0,006)	0,0503*** (0,004)	0,0479*** (0,004)	0,0499*** (0,004)	0,0476*** (0,004)
Conhecimento Técnico	0,0001 (0,003)	0,0022 (0,002)	0,0001 (0,003)	0,0022 (0,002)	0,0172*** (0,004)	0,0167*** (0,004)	0,0172*** (0,004)	0,0167*** (0,004)
Dummy NNE	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	-0,0624*** (0,015)
Dummy SSE	-0,0296 (0,089)	0,0112 (0,053)	-0,0303 (0,089)	0,0098 (0,015)	0,0657*** (0,016)	0,0520*** (0,014)	0,0653*** (0,016)	-0,0105 (0,010)
Dummy CO	0,0151 (0,053)	0,0313 (0,036)	0,0147 (0,053)	0,0305 (0,036)	0,0764*** (0,016)	0,0627*** (0,015)	0,0760*** (0,016)	- -
R²	0,3751	0,4386	0,3744	0,34381	0,2590	0,2946	0,2591	0,2948
Teste de Wald	Chi2 (6) =2017.81 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =2372.39 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =2017.62 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =2376.00 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =1178.07 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =1289.48 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =1184.28 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =1296.24 Prob>Chi2 = 0,000
Teste de Wooldridge	Chi2 (1) =0.0088 p = 0, 9249	Chi2 (1) =0.0554 p = 0, 8139			Chi2 (1) =0.7183 p = 0, 3967	Chi2 (1) =0.8327 p = 0, 3615		
Teste de Hansen			Chi2 (1) =0.0088 p = 0,9249	Chi2 (1) =0.0551 p = 0,8143			Chi2 (1) =0.7183 p = 0,3967	Chi2 (1) =0.8325 p = 0,3615

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

*Valores significativos a 10%; **Valores significativos a 5%; ***Valores significativos a 1%.

Nota 1: os erros-padrão consistentes com heteroscedasticidade são destacados entre parênteses.

Nesse caso, as variações na taxa salarial nas atividades econômicas dos municípios brasileiros nos anos 2000 e 2009 podem estar associadas à existência de economias de aglomeração, a presença de autocorrelação espacial entre a taxa salarial dos municípios geograficamente próximos e aos níveis de eficiência dos trabalhadores associados à educação dos trabalhadores, para o ano 2000, e à educação e o conhecimento técnico para o ano de 2009. Na seção seguinte, têm-se os resultados das estimações realizadas para a indústria de transformação.

5.2 Identificação das economias de aglomeração na indústria de transformação

A Tabela 8, a seguir, apresenta os coeficientes estimados por MQO, separados por matriz de peso espacial utilizada, considerando-se a indústria de transformação nos anos 2000 e 2009, totalizando quatro regressões. Percebe-se que, em ambos os anos, a exceção da variável utilizada como controle para o potencial local de inovação dos trabalhadores (CT), os coeficientes das variáveis explicativas do modelo por MQO apresentam-se significativos e com sinais esperados. No entanto, assim como para as regressões estimadas para as atividades econômicas de forma agregada, os resultados do teste de dependência espacial *I* de Moran são altamente significativos para as distintas matrizes de pesos espaciais utilizadas, indicando um problema de dependência espacial nos dados.

Tabela 8 - Resultados das regressões por MQO e diagnóstico de autocorrelação espacial nos resíduos para a indústria de transformação nos anos 2000 e 2009.

Coeficientes	2000		2009	
	Matriz de Pesos		Matriz de Pesos	
	Contiguidade	k-vizinhos (k=10)	Contiguidade	k-vizinhos (k=10)
Constante	-0,1334*** (0,007)	-0,1365*** (0,007)	-0,1615*** (0,012)	-0,1618*** (0,012)
W_taxa salarial	0,4534*** (0,012)	0,5102*** (0,012)	0,3178*** (0,013)	0,3431*** (0,013)
Densidade	0,1094*** (0,003)	0,1077*** (0,003)	0,0727*** (0,002)	0,0711*** (0,002)
Educação	0,0741*** (0,002)	0,0722*** (0,002)	0,1058*** (0,001)	0,1045*** (0,001)
Conhecimento Técnico	0,0023*** (0,001)	0,0025 (0,001)	0,0055 (0,006)	0,0048 (0,006)
R ²	0,7221	0,7496	0,7542	0,7560
Teste F	F(4, 5474)=5280.36 Prob>F = 0,000	F(4, 5474)=5555.51 Prob>F = 0,000	F(4, 5474)=6053.13 Prob>F = 0,000	F(4, 5474)=6156.48 Prob>F = 0,000
I de Moran	z-value = -3.690 Prob (0,000)	z-value = 2.693 Prob (0,007)	z-value = 4.027 Prob (0,000)	z-value = 11.531 Prob (0,000)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

*Valores significativos a 10%; **Valores significativos a 5%; ***Valores significativos a 1%.

Nota 1: os erros-padrão consistentes com heteroscedasticidade são destacados entre parênteses.

Desse modo, a Tabela 9, abaixo, destaca os resultados das estimações para os modelos MQO2E e GMM, sem a introdução das *dummies* regionais, considerando-se apenas a indústria de transformação nos anos 2000 e 2009. Para o ano 2000, observa-se que, assim como para as atividades agregadas, para todos os métodos de estimação e matrizes de pesos espaciais utilizadas, o coeficiente de todas as variáveis explicativas do modelo, a exceção do coeficiente técnico, são significativos e com os sinais esperados.

O coeficiente representativo da defasagem espacial da taxa salarial também sugere forte presença dos *spillovers* geográficos da taxa salarial, variando entre 0,76 e 0,80. No entanto, para a indústria de transformação, os mesmos são inferiores aos encontrados quando se considera na análise as atividades econômicas como um todo.

Para o ano de 2009, todos os coeficientes das variáveis explicativas do modelo são significantes e com sinal esperado para ambos os métodos de estimação e matrizes de pesos espaciais utilizadas nas estimações, a exceção do coeficiente técnico cujo parâmetro estimado se mostrou negativo e não significativo. Comparando-se os resultados obtidos para a indústria de transformação em 2009 com os verificados em 2000, percebe-se que o coeficiente dos *spillovers* espaciais da taxa salarial são bastante inferiores. Em 2009, a defasagem espacial da taxa salarial apresentou coeficientes que variam entre 0,42 e 0,49, enquanto em 2000 os valores encontrados estavam no intervalo entre 0,76 e 0,81. No entanto, o poder explicativo da densidade do emprego sobre a taxa salarial é um pouco maior em relação ao encontrado em 2000. Enquanto em 2009 uma elevação de uma unidade na densidade do emprego industrial dos municípios brasileiros representa uma variação positiva de cerca de 11% na taxa salarial, no ano 2000 essa magnitude alcançou 9%.

Analisando-se os coeficientes representativos dos níveis de habilidades dos trabalhadores, verifica-se que para a indústria em 2009 apenas a variável educação é significativa para a explicação das variações na taxa salarial, corroborando os resultados verificados para o ano 2000. Nota-se também que o coeficiente da educação também é superior aos verificados para a indústria de transformação no ano 2000, uma vez que os coeficientes estimados para essa variável se situam no intervalo entre 0,08 e 0,09 em 2009, enquanto no ano 2000 os valores destes coeficientes atingiam 0,06.

Tabela 9 - Resultados das Regressões por MQO2E e GMM para a indústria de transformação nos anos 2000 e 2009.

Coeficientes	2000				2009			
	MQO2E		GMM		MQO2E		GMM	
	Matriz de Pesos		Matriz de Pesos		Matriz de Pesos		Matriz de Pesos	
	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)
Constante	-0,2173*** (0,069)	-0,2094*** (0,041)	-0,2311*** (0,066)	-0,2074*** (0,040)	-0,2218*** (0,035)	-0,2393*** (0,026)	-0,2257*** (0,034)	-0,2423*** (0,026)
W_taxa salarial	0,8084*** (0,120)	0,7723*** (0,081)	0,7614*** (0,117)	0,7658*** (0,080)	0,4183*** (0,043)	0,4840*** (0,034)	0,4261*** (0,042)	0,4907*** (0,033)
Densidade	0,0919*** (0,013)	0,0915*** (0,009)	0,0943*** (0,012)	0,0920*** (0,009)	0,1157*** (0,006)	0,1105*** (0,005)	0,1155*** (0,006)	0,1103*** (0,005)
Educação	0,0590*** (0,007)	0,0613*** (0,005)	0,0612*** (0,07)	0,0616*** (0,005)	0,0906*** (0,002)	0,0884*** (0,002)	0,0903*** (0,002)	0,0881*** (0,002)
Conhecimento Técnico	-0,0001 (0,001)	0,0010 (0,001)	0,0002 (0,001)	0,0010 (0,001)	-0,0027 (0,005)	-0,0038 (0,004)	-0,0028 (0,005)	-0,0038 (0,004)
R²	0,7127	0,7364	0,7209	0,7372	0,7369	0,7397	0,7366	0,7394
Teste de Wald	Chi2(4)=13629.82 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2(4)=15231.47 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2(4)=14100.37 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2(4)=15284.12 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2(4)=15820.97 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2(4)=16106.25 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2(4)=15780.95 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2(4)=16074.41 Prob>Chi2 = 0,000
Teste de Wooldridge	Chi2 (1)=2.3545 p = 0,1249	Chi2 (1)=0.4424 p = 0,5060			Chi2 (1)=0.7434 p = 0,3885	Chi2 (1)=1.1457 p = 0,2844		
Teste de Hansen			Chi2 (1)=2.4363 p = 0,1186	Chi2 (1)=0.4464 p = 0,5040			Chi2 (1)=0.7451 p = 0,3880	Chi2 (1)=1.1497 p = 0,2836

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

*Valores significativos a 10%; **Valores significativos a 5%; ***Valores significativos a 1%.

Nota 1: os erros-padrão consistentes com heteroscedasticidade são destacados entre parênteses.

Ademais, os resultados dos coeficientes obtidos para a densidade do emprego industrial em ambos os anos, em torno de 0,09 e 0,11, são bastante superiores aos encontrados quando se consideram as atividades econômicas de forma agregada, ou seja, as economias de aglomeração tendem a ser mais intensas. Esse resultado é bastante similar, por exemplo, aos encontrados por Galinari, Lemos e Amaral (2006), para a taxa salarial das cidades brasileiras com mais de 50 mil habitantes no ano de 2000 e em Galinari (2006) para os municípios paulistas de porte médio e grande. Quanto aos coeficientes representativos das variáveis educação e coeficiente técnico, a análise das elasticidades aponta que a cada elevação de um ano na média de anos de estudo dos trabalhadores empregados formalmente na indústria de transformação dos municípios brasileiros em 2000, tem-se elevações na taxa salarial em torno de 4%, enquanto para o coeficiente técnico, o parâmetro estimado não foi significativo. Deve-se notar ainda que, para o caso da indústria de transformação, os testes de Wooldridge e Hansen também sugerem que as variáveis instrumentais empregadas nas estimações são válidas.

A Tabela 10, a seguir, destaca os resultados obtidos para a indústria de transformação com a inclusão das *dummies* para as regiões. Para o ano 2000, assim como para as atividades agregadas, os coeficientes das *dummies* regionais não são significantes. No entanto, para a defasagem da taxa salarial, tem-se um aumento do seu poder explicativo sobre a variável dependente do modelo, com o seu coeficiente variando entre 0,93 e 1,20, para ambos os métodos de estimação. Para as demais variáveis, densidade do emprego, escolaridade e o coeficiente técnico, a magnitude e a significância individual dos coeficientes estimados não se alteram substancialmente.

Para o ano de 2009, percebe-se que os coeficientes das *dummies* regionais são significantes e, para a defasagem da taxa salarial, tem-se um aumento do seu poder explicativo sobre a variável dependente do modelo, com o seu coeficiente variando entre 0,58 e 0,64, para o método de MQO2E e entre 0,59 e 0,64 no modelo GMM. Para as demais variáveis, densidade do emprego, escolaridade e o coeficiente técnico, a magnitude e a significância individual dos coeficientes estimados não se alteram substancialmente em comparação com os resultados obtidos sem a inclusão das *dummies*.

Tabela 10 - Resultados das Regressões por MQO2E e GMM para a indústria de transformação nos anos de 2000 e 2009 com a inclusão de *dummies*.

Coeficientes	2000				2009			
	MQO2E		GMM		MQO2E		GMM	
	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)	Matriz de Contiguidade	Matriz de distância k-vizinhos (k=10)
Constante	-0,6131*** (0,243)	-0,4012*** (0,105)	-0,6110*** (0,242)	-0,4025*** (0,105)	-0,3838*** (0,056)	-0,4069*** (0,056)	-0,3874*** (0,071)	-0,4085*** (0,056)
W_taxa salarial	1,2032*** (0,235)	0,9276*** (0,116)	1,2001*** (0,235)	0,9298*** (0,116)	0,5838*** (0,056)	0,6392*** (0,044)	0,5874*** (0,055)	0,6417*** (0,043)
Densidade	0,0829*** (0,023)	0,0920*** (0,010)	0,0830*** (0,023)	0,0918*** (0,010)	0,1193*** (0,007)	0,1148*** (0,006)	0,1193*** (0,007)	0,1149*** (0,006)
Educação	0,0616*** (0,006)	0,0679*** (0,003)	0,0617*** (0,006)	0,0679*** (0,003)	0,0933*** (0,002)	0,0922*** (0,002)	0,0932*** (0,002)	0,0921*** (0,002)
Conhecimento Técnico	-0,0021 (0,002)	0,0006 (0,001)	-0,0021 (0,002)	0,0006 (0,001)	-0,0041 (0,004)	-0,0045 (0,004)	-0,0041 (0,004)	-0,0045 (0,004)
Dummy NNE	0,2723*** (0,114)	0,1778*** (0,057)	0,2712*** (0,114)	0,1786*** (0,057)	0,0779*** (0,032)	0,0955*** (0,029)	0,0790*** (0,032)	0,0963*** (0,029)
Dummy SSE	-0,0507 (0,046)	-0,0303 (0,025)	-0,0503 (0,046)	-0,0306 (0,025)	-0,0761*** (0,019)	-0,0787*** (0,018)	-0,0758*** (0,019)	-0,0785*** (0,018)
R²	0,6419	0,7338	0,6429	0,7335	0,7306	0,7372	0,7303	0,7371
Teste de Wald	Chi2 (6) =11407.10 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =16088.57 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =11459.34 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =16073.13 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =16079.90 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =16681.86 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =16053.63 Prob>Chi2 = 0,000	Chi2 (6) =16664.64 Prob>Chi2 = 0,000
Teste de Wooldridge	Chi2 (1) =0.0635 p = 0, 8010	Chi2 (1) =0.4447 p = 0, 5048			Chi2 (1) =0.3264 p = 0, 5678	Chi2 (1) =0.4695 p = 0, 4932		
Teste de Hansen			Chi2 (1) =0.0635 p = 0,8010	Chi2 (1) =0.4443 p = 0,5051			Chi2 (1) =0.3270 p = 0,5674	Chi2 (1) =0.4707 p = 0,4926

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da pesquisa.

*Valores significativos a 10%; **Valores significativos a 5%; ***Valores significativos a 1%.

Nota 1: os erros-padrão consistentes com heteroscedasticidade são destacados entre parênteses.

Assim, é possível observar que, de maneira geral, há persistência dos resultados ao longo do tempo, mesmo com a introdução de *dummies* regionais, embora as magnitudes dos impactos das variáveis no modelo sejam distintas nos dois anos estudados. Além disso, os resultados obtidos corroboram as evidências encontradas em estudos que utilizam metodologia semelhante para a identificação das economias de aglomeração, tanto na literatura nacional quanto internacional.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve a finalidade de obter evidências empíricas de economias de aglomeração nas atividades econômicas de forma agregada e na indústria de transformação dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009, utilizando-se equações salariais com formulação baseada no modelo microeconômico desenvolvido por Fingleton (2003) e aplicado ao Brasil por Galinari (2006) e Galinari *et al.* (2006), cuja principal hipótese indica uma relação positiva entre os diferenciais de salários e a produtividade do trabalho. No Brasil, os estudos dessa natureza são relevantes, uma vez que se verifica um elevado grau de concentração das atividades econômicas em poucos espaços geográficos, especialmente nas regiões Sul e Sudeste do País, sugerindo um padrão de desenvolvimento econômico geograficamente diversificado ou especializado.

A análise foi dividida em duas etapas complementares. A primeira parte compreendeu a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), empreendida tanto para a taxa salarial, variável dependente do modelo econométrico; quanto para a densidade do emprego, variável explicativa representativa das economias de aglomeração, com a utilização da matriz de pesos espaciais baseada no critério de distância, a de k-vizinhos mais próximos, com $k=10$. Nesse caso, buscou-se verificar a existência de algum tipo de associação espacial nas variáveis em questão, tais como aglomerações espaciais ou regiões homogêneas (*clusters* espaciais) e observações atípicas (*outliers* espaciais).

Inicialmente, por meio da análise da estatística espacial *I* de Moran Global, foi possível observar, tanto para as atividades econômicas como um todo, quanto para a indústria de transformação, valores positivos entre 0 e 1, em ambos os anos, indicando, assim, a existência de correlação espacial positiva entre todos os conjuntos de dados. Observou-se ainda que, tanto para a análise realizada com os dados referentes às atividades econômicas agregadas quanto para a indústria de transformação, o índice global apresenta valores maiores em 2000, sendo que, em 2000, a associação espacial é mais forte para a variável taxa salarial enquanto em 2009 o *I* de Moran é maior para a densidade do emprego formal. Por meio do Indicador Local de Associação Espacial (LISA), foi possível observar concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de altos valores (*clusters* do tipo *High-High*) das variáveis em análise na região Centro-Sul do País e de baixos valores (*clusters* do tipo *Low-Low*) no Norte-Nordeste, indicando uma forte segmentação do território

nacional. De maneira geral, há uma redução nas áreas significantes em 2009, porém os *clusters* observados são mais intensos e localizados em comparação com os verificados no ano 2000. Por outro lado, constata-se, ainda, que os *clusters* tendem a ser mais intensos quando se considera na análise apenas a indústria de transformação.

Na segunda parte, dedicada à estimação do modelo econométrico, foram utilizadas duas matrizes de pesos espaciais distintas: uma matriz padronizada de contiguidade espacial de primeira ordem do tipo *Queen* e a de k-vizinhos mais próximos, com $k=10$. Os resultados obtidos a partir da técnica de variáveis instrumentais via MQ2E e GMM, apontam que as variações nas taxas salariais dos municípios brasileiro, considerando-se o conjunto das atividades econômica e apenas a indústria de transformação, são significativamente e positivamente relacionadas com a concentração espacial da atividade econômica mensurada a partir da densidade do emprego; com os *spillovers* ou transbordamentos espaciais entre a taxa salarial dos municípios geograficamente próximos e com os níveis de eficiência associados à educação dos trabalhadores, corroborando as teorias de Jacobs (1969) acerca das economias de urbanização. Apenas para o conjunto das atividades econômicas no ano de 2009, as variações nas taxas salariais também são significativamente e positivamente relacionadas aos níveis de eficiência associados à especialização dos trabalhadores locais em atividades de P&D e informática.

De maneira geral, há persistência dos resultados ao longo do tempo, mesmo com a introdução de *dummies* regionais, embora as magnitudes dos impactos das variáveis no modelo sejam distintas nos dois anos estudados. Além disso, os resultados obtidos corroboram as evidências encontradas em estudos que utilizam metodologia semelhante para a identificação das economias de aglomeração, tanto na literatura nacional quanto internacional.

Para a análise realizada com a base de dados contendo informações das atividades econômicas de forma agregada, essa evidência é destacada, especialmente, para a defasagem espacial da taxa salarial e a densidade do emprego. Os resultados encontrados para a defasagem espacial da taxa salários nos dois anos, apesar de possuírem impacto menor em 2009, são positivos e significativos em ambos os períodos, sugerindo a presença de autocorrelação espacial da taxa salarial entre municípios vizinhos. Para a densidade do emprego, os coeficientes encontrados em 2009 são um pouco superiores aos verificados no ano 2000. No entanto, ao se revelarem significativamente maiores que zero, são consistentes com a teoria de Jacobs (1969) acerca da geração dos retornos crescentes advindo da

concentração da atividade econômica no espaço. Além disso, por se tratar de uma variável de densidade, que considera a intensidade de utilização do solo urbano, valores positivos dessa variável revelam que as economias de aglomeração, em média, prevalecem sobre as forças desaglomerativas, ou seja, captam os efeitos líquidos de duas forças opostas: as economias de aglomeração ou forças centrípetas, as quais favorecem a concentração de firmas e pessoas, e as forças desaglomerativas ou centrífugas, que impulsionam a desconcentração da atividade econômica.

Por outro lado, os coeficientes das variáveis representativas dos níveis de habilidades dos trabalhadores, educação e coeficiente técnico, apresentam resultados divergentes em 2000 e em 2009. Para o ano 2000, os coeficientes representativos dessas variáveis apresentam-se positivamente relacionados com a taxa salarial. Entretanto, o parâmetro estimado para o coeficiente técnico não se mostra significativo. Já para o ano de 2009, o coeficiente obtido para ambas as variáveis são significantes e com sinais esperados, embora a magnitude do coeficiente estimado para a educação seja um pouco inferior ao verificado no ano 2000.

Para a análise realizada com a base de dados contendo informações apenas da indústria de transformação a persistência dos resultados ao longo dos anos analisados é evidenciada em todas as variáveis. Tanto no ano 2000 quanto em 2009, a defasagem espacial da taxa salarial e a densidade do emprego formal apresentaram coeficientes significativos e positivos. De maneira geral, o coeficiente da defasagem espacial da taxa salarial (ρ), o qual representa os *spillovers* espaciais da taxa salarial, são menores quando se considera na análise apenas a indústria de transformação. Porém, a magnitude do coeficiente da densidade do emprego formal é mais intensa em relação à análise realizada para as atividades econômicas de forma agregada. Já os coeficientes das variáveis representativas dos níveis de habilidades dos trabalhadores, educação e coeficiente técnico, apresentam resultados divergentes. Enquanto os coeficientes representativos da variável educação são positivamente e significativamente relacionados com a taxa salarial, o parâmetro estimado para o coeficiente técnico não se mostra significativo.

Dessa forma, ao fornecer evidências da existência de economias de aglomeração provenientes da densidade da atividade econômica nas zonas urbanas, o estudo corrobora a teoria de Jacobs (1969) acerca dos benefícios gerados pela diversidade da atividade econômica desenvolvida numa determinada região no que se refere à geração de externalidades positivas, assim como respalda um dos princípios centrais da economia regional e urbana: a relevância das questões espaciais na determinação do desenvolvimento

econômico dos países e, conseqüentemente, como orientação para elaboração de políticas públicas voltadas à redução das desigualdades regionais.

Como teorizado por Jacobs (1969), a concentração econômica no espaço amplia a produtividade beneficiando tanto as empresas quanto os trabalhadores, uma vez que a variedade de bens, serviços, tecnologias e conhecimentos próprios de um centro urbano diversificado estimulam a criatividade e a troca de informações e experiências, entendidas como *cross-fertilization of ideas*, impulsionando, assim, a inovação e o crescimento local e regional, dada a possibilidade de propagação dos benefícios pelo espaço. Dessa forma, a partir da constatação do padrão de desenvolvimento regional diferenciado existente no Brasil, fato que se verifica não apenas entre as regiões ou Unidades da Federação, mas também entre os municípios de um mesmo estado, os resultados encontrados podem ser sugestivos para a aplicação de políticas pública e instrumentos de intervenção, tais como a formação de pólos regionais locais, aliadas ao estímulo à educação, desenvolvimento tecnológico e criação e melhoria da infraestrutura urbana e de acessibilidade que possibilitem uma ampliação dos benefícios gerados, tendo em vista um desenvolvimento regional mais igualitário.

Estudos futuros podem incluir uma base de dados mais recente que contenha informações tanto do mercado de trabalho informal quanto formal, como o Censo Demográfico do IBGE, permitindo, assim, uma identificação mais completa do impacto das economias de aglomeração, superando uma das limitações desse trabalho. Além disso, as atividades econômicas poderiam ser desagregadas em diferentes setores, no sentido de analisar se as economias de aglomeração são específicas a determinadas atividades produtivas e em quais setores seus efeitos são mais intensos.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANSELIN, Luc. **SpaceStat tutorial**: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data. Urbana-Champaign: University of Illinois, 1992.

_____. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v.27, n.2, p. 91-115, 1995.

_____. Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment. In: LONGLEY, P.; BROOKS, S.; MCDONNELL R.; MACMILLAN, B. (eds). **Geocomputation, a primer**. Wiley: New York, 1998.

_____. **Spatial econometrics**. Dallas: Bruton Center, School of Social Sciences, University of Texas, 1999.

ARROW, Kenneth J. The Economics Implications of Learning by Doing. **Review of Economics Studies**, v.29, p.155-173, jun. 1962.

BADIA, D. B; FIGUEREDO, L. Impacto das externalidades dinâmicas de escala sobre o crescimento do emprego industrial nas cidades brasileiras. In ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 12., 2007, Fortaleza. **Anais...**, 2007.

BATISTA DA SILVA, Magno Vamberto Batista; SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Crescimento do emprego industrial no Brasil e geografia econômica: evidências para o período pós-Real. **Revista Economia**, v. 8, p. 285-305, 2007.

_____. Dinâmica da concentração da atividade industrial no Brasil entre 1994 e 2004: uma análise a partir de economias de aglomeração e da nova geografia econômica. **Revista de Economia Aplicada**, v. 13, p. 299-331, 2009.

CARLTON, D. W. The location and employment choices of new firms: an econometric model with discrete and continuous endogenous variables. **Review of Economics and Statistics**, v.65, n.3, p.440-449, Ago. 1983.

CARVALHO, Alexandre Xavier Ywata; ALBUQUERQUE, Pedro Henrique Melo. **Tópicos em econometria espacial para dados cross-section**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para Discussão. Brasília, Ago. 2010.

CATELA, Eva Yamila da Silva; GONÇALVES, Flávio de Oliveira. Economias de localização versus urbanização e os estágios de desenvolvimento dos municípios brasileiros nos anos 1997 e 2007. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu. **Anais...**, Foz do Iguaçu, 2009.

CHAGAS, André Luis Squarize. **Externalidades da aglomeração: microfundamentação e evidências empíricas**. 2004. 132f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

CICCONE, Antonio, HALL, Robert E. Productivity and the density of economic activity. **American Economic Review**, v.86, n.1, p.54-70, Mar. 1996.

DEKLE, Robert; EATON, Jonathan. Agglomeration and land rents: evidence from the prefectures. **Journal of Urban Economics**, v.46, n.2, p.200-214, 1999.

DOMINGUES, Edson Paulo. Aglomerações e Periferias Industriais no Brasil e no Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, v.36, n.4, p.508-523, 2005.

DURBIN, J. M. Errors in variables. **Review of the International Statistical Institute**, v. 22, p. 23-32, 1954.

FINGLETON, Bernard. Increasing returns: evidence from local wage rates in Great Britain. **Oxford Economic Papers**, v.55, p.716-739, 2003.

_____. The new economic geography versus urban economics: an evaluation using local wage rates in Great Britain. **Oxford Economic Papers**, v.58, n.3, p. 501-530, Jul. 2006.

FUJITA, Masahisa; THISSE, Jacques-Francois. **Economics of agglomeration: cities, industrial locations and regional growth**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002. 484 p.

_____. The formation of economic agglomerations: old problems and new perspectives. In: HURIOT, J., THISSE, J. (ed.) **Economics of cities: theoretical perspectives**. Cambridge: Cambridge University, p.3-73, 2000.

FUJITA, Masahisa; KRUGMAN, Paul; VENABLES, Anthony J. **Economia espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo**. São Paulo: Futura, 2002, 391p.

GALINARI, Rangel. **Retornos crescentes urbano-industriais e spillovers espaciais: evidências a partir da taxa salarial no estado de São Paulo**. 2006. 162 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - UFMG, CEDEPLAR, Minas Gerais, 2006.

GALINARI, Rangel *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, set./dez. 2007.

GALINARI, Rangel; LEMOS, M. Borges; AMARAL, P. Retornos crescentes urbanos: a influência do espaço na diferenciação da taxa salarial no Brasil. In: De Negri, J. A. *et al.* **Tecnologia, exportação e emprego**. Brasília: IPEA, 2006. Cap.8, p.203-248.

GEPPERT, Kurt; STEPHAN, Andreas. Regional disparities in the European Union: Convergence and Agglomeration. **Regional Science**. v.87, n.2, p. 193–217, Jun. 2008.

GLAESER, Edward L. *et al.* Growth in Cities. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.100, n.6, p.1126-1152, out./dez., 1992.

GLAESER, Edward L.; MARÉ, David. C. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v.19, n.2, p.316-342, 2001.

GLAESER, Edward L.; RESSEGER, Matthew G. The complementarity between cities and skills. **Journal of Regional Science**. v. 50, n.1, p. 221–244, Fev. 2010

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 1026p.

HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v.50, n.4, p.1029-1054, 1982.

HANSON, Gordon H. Regional adjustment to trade liberalization. **Regional Science and Urban economics**, v.28, n.4, p.419-444, Jul. 1998.

_____. Market potential, increasing returns and geographic concentration. **Journal of International Economics**, v.67, p.1-24, 2005.

HENDERSON, Vernon J.; KUNCORO, Ari; TUNER , Matt. Industrial development in Cities. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.103, n.5, p.1067-1090, Out. 1995.

HENDERSON, Vernon J. Marshall's scale economies. **Journal of Urban Economics**, v.53, n.1, p.1-28, 2003.

HOOVER. E. M. **Location theory and the shoe and leather industries**. Cambridge, MA: Harvard University, 1936. 323 p.

HOOVER, E. M. **The Location of Economic Activity**. Nova York: McGraw-Hill, 1948.
IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 02 Set. 2010.

JACOBS, Jane. **The Economy of Cities**. New York-United States: Vintage, 1969. 268p.

JOHNSTON, J. Métodos Econométricos. São Paulo: Atlas, 1974.318p.

KELEJIAN, H; ROBINSON, D. A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model. **Regional Science**. v. 72, n. 3, p. 297-312, Jul. 1992.

KENNEDY, P. **A guide to econometrics**. 4. ed. Cambridge: The MIT, 1998. 482p.

Krugman, Paul. **Geography and trade**. London, England: The MIT Press, 1991a. 142 p.

_____. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.99, n.3, p.483-499, jun. 1991b.

LE GALLO, J.; ERTUR, C. **Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GPD in Europe, 1980-1995**. Dijon: University of Burgundy, 2000. Disponível em: <<http://www.u-bourgogne.fr/LATEC>>. Acesso em 27 Ago. 2010.

LEMOS, Mauro Borges *et al.* A organização territorial da indústria no Brasil. In: DE NEGRI, J. A., SALERNO, S. S. (Orgs.) **Inovações, padrões tecnológicos e desempenho das firmas industriais brasileiras**. Brasília: IPEA, 2005. v.1, p.325-364.

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v.22, n.1, p.3-42, July 1988.

MARSHALL, Alfred. **Princípios de economia: tratado introdutório**. São Paulo: Abril Cultural, 1985. 270 p. (Os economistas).

MINISTÉRIO DO TRABALHO. **Relação Anual de Informações Sociais - RAIS**. Brasília, 2000 e 2009. (CD-ROM).

MIRANDA, E. E. de; GOMES, E. G.; GUIMARÃES, M. **Mapeamento e estimativa da área urbanizada do Brasil com base em imagens orbitais e modelos estatísticos**. Campinas: Embrapa Monitoramento por Satélite, 2005. Disponível em: <<http://www.urbanizacao.cnpem.embrapa.br>>. Acesso em: 14 Jul. 2010.

MONASTERIO, L. M. ; DAMÉ, Otávio ; SALVO, M. . Estrutura espacial das aglomerações e determinação dos salários industriais no Rio Grande do Sul. **Ensaio FEE**, v. 28, p. 801-824, 2008.

OLIVEIRA, Cristiano Aguiar. Crescimento Econômico das Cidades Nordestinas: um Enfoque da Nova Geografia Econômica. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 9., 2004, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2004.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS (ONU). **World urbanization prospects: the 2007 revision population database**. Disponível em: <<http://esa.un.org/unup/>>. Acesso em: 01 Set. 2010.

PEROBELLI, F., HADDAD, E. Brazilian interregional trade (1985-1996): an exploratory spatial data analysis. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31, 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro, 2003.

PORTER, Michael E. **The competitive advantage of nations**. New York: Free Press, 1990.

Reis, E; Pimentel, M; Alvarenga, A. Áreas Mínimas Comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. 2007. Disponível em: < <http://www.nemesis.org.br/>>. Acesso em: 15 Set. 2010.

ROBACK, J. Wages, rents, and quality of life. **Journal of Political Economy**, v.90, n.6, p.1257-1278, Dec. 1982.

ROMER, Paul M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.94, n.5, p.1002-1037, out. 1986.

ROSENTHAL, Stuart S., STRANGE, William C. Geography, industrial organization, and agglomeration. **Review of Economics and Statistics**, v.85, n.2, p.377-393, 2003.

_____. Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. In HENDERSON, J. V., THISSE, J. F. **Handbook of urban and regional economics**. 2004. v.4, cap.49, p.2119-2172.

SARGAN, J. D. The estimation of economic relationships using instrumental variables. **Econometrica**, v.26, n.3, p. 393-415, 1958.

SCITOVSKY, Tibor. Two concepts of external economies. **Journal of Political Economy**, v.62, p. 143-151, 1954.

SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Concentração Industrial Regional, Especialização Geográfica e Geografia Econômica: Evidências para o Brasil no Período 1950-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, v.36, n.2, Fortaleza, 2005.

VENABLES, Anthony J. Equilibrium locations of vertically linked industries. **International Economic Review**, v.37, n.2, p.341-359, maio 1996.

WHEATON, William. C.; LEWIS, Mark J. Urban wages and labor market agglomeration. **Journal of Urban Economics**, v.51, n.3, p.542-562, May 2002.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Score diagnostics for linear models estimated by two stage least squares. In MADDALA, G. S., PHILLIPS, P. C. B., SRINIVASAN, T. N. **Advances in Econometrics and Quantitative Economics**. Oxford: Blackwell, 1995. p. 66-87.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT, 2002. 752p.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Lista de municípios agregados e atividades utilizadas no cálculo do coeficiente técnico

Tabela A1 - Lista de municípios agregados em 2000.

UF	Municípios Agregados
AL	Coruripe, São Miguel dos Campos
MS	Costa Rica, Camapuã
MT	Cáceres, Lambari D'Oeste, Mirassol d'Oeste
MT	Cláudia, Itaúba
MT	São Félix do Araguaia, Ribeirão Cascalheira, Alto Boa Vista, Cocalinho
RS	Barão de Cotegipe, Erechim, Jacutinga, Ponte Preta
RS	Cruz Alta, Augusto Pestana, Fortaleza dos Valos, Ijuí
RS	Ernestina, Ibirapuitã, Victor Graeff
RS	Espumoso, Salto do Jacuí
RS	Garibaldi, Roca Sales
RS	Lajeado, Progresso
RS	Montenegro, Maratá, Salvador do Sul
RS	Nova Bréscia, Relvado
RS	Pinheiro Machado, Herval
RS	Santiago, São Miguel das Missões
RS	Tapejara, Água Santa, Caseiros, Ibiaçá
RS	Teutônia, Imigrante

Fonte: Elaboração própria a partir de informações obtidas através do IBGE.

Tabela A2 - Lista de municípios agregados em 2009.

UF	Municípios Agregados
AL	Coruripe, Jequiá da Praia, São Miguel dos Campos
BA	Barreiras, Luís Eduardo Magalhães
BA	Serrinha, Barrocas
ES	Colatina, Governador Lindenberg
GO	Anápolis, Campo Limpo de Goiás
GO	Ceres, Ipiranga de Goiás
GO	Itajá, Lagoa Santa
GO	Silvânia, Gameleira de Goiás
MS	Costa Rica, Camapuã, Figueirão
MT	Água Boa, Nova Nazaré
MT	Aripuanã, Colniza, Rondolândia
MT	Cáceres, Curvelândia, Lambari D'Oeste, Mirassol d'Oeste
MT	Cláudia, Itaúba, Nova Santa Helena
MT	Nova Mutum, Santa Rita do Trivelato
MT	Novo São Joaquim, Santo Antônio do Leste
MT	Pontes e Lacerda, Vale de São Domingos, Conquista D'Oeste
MT	São Félix do Araguaia, Novo Santo Antônio, Serra Nova Dourada, Ribeirão Cascalheira, Cocalinho, Bom Jesus do Araguaia, Alto Boa Vista
MT	São José do Xingu, Santa Cruz do Xingu
MT	Tapurah, Ipiranga do Norte, Itanhangá
PI	Altos, Pau D'Arco do Piauí
PI	Picos, Aroeiras do Itaim
RJ	Nova Iguaçu, Mesquita
RN	Várzea, Jundiá
RS	Bagé, Aceguá
RS	Barão de Cotegipe, Paulo Bento, Erechim, Jacutinga, Ponte Preta, Quatro Irmãos
RS	Caibaté, Mato Queimado
RS	Campinas do Sul, Cruzaltense
RS	Carazinho, Almirante Tamandaré do Sul
RS	Constantina, Novo Xingu
RS	Cruz Alta, Boa Vista do Cadeado, Ijuí, Augusto Pestana, Boa Vista do Incra, Fortaleza dos Valos, Bozano
RS	Ernestina, Ibirapuitã, Tio Hugo, Victor Graeff
RS	Esmeralda, Pinhal da Serra
RS	Espumoso, Jacuizinho, Salto do Jacuí
RS	Garibaldi, Coronel Pilar, Roca Sales
RS	Lagoa Vermelha, Capão Bonito do Sul
RS	Lajeado, Canudos do Vale, Progresso, Forquetinha
RS	Montenegro, Maratá, Salvador do Sul, São José do Sul
RS	Nova Bréscia, Coqueiro Baixo, Relvado
RS	Palmeira das Missões, São Pedro das Missões
RS	Pelotas, Arroio do Padre

UF	Municípios Agregados
RS	Pinheiro Machado, Herval, Pedras Altas
RS	Santiago, Capão do Cipó, São Miguel das Missões
RS	São Gabriel, Santa Margarida do Sul
RS	São Luiz Gonzaga, Rolador
RS	Sobradinho, Lagoa Bonita do Sul
RS	Tapejara, Santa Cecília do Sul, Ibiaçá, Caseiros, Água Santa
RS	Terra de Areia, Itati
RS	Teutônia, Westfalia, Imigrante

Fonte: Elaboração própria a partir de informações obtidas através do IBGE.

Tabela A3 - Atividades classificadas como de P&D e informática.

CNAE 95	
Código	Denominação
72.10-9	Consultoria em <i>hardware</i>
72.21-4	Desenvolvimento e edição de <i>softwares</i> prontos para uso
72.21-4	Desenvolvimento e edição de <i>softwares</i> prontos para uso
72.29-0	Desenvolvimento de <i>softwares</i> sob encomenda e outras consultorias em <i>software</i>
72.29-0	Desenvolvimento de <i>softwares</i> sob encomenda e outras consultorias em <i>software</i>
72.30-3	Processamento de dados
72.40-0	Atividades de banco de dados e distribuição <i>online</i> de conteúdo eletrônico
72.40-0	Atividades de banco de dados e distribuição <i>online</i> de conteúdo eletrônico
72.40-0	Atividades de banco de dados e distribuição <i>online</i> de conteúdo eletrônico
72.40-0	Atividades de banco de dados e distribuição <i>on-line</i> de conteúdo eletrônico
72.40-0	Atividades de banco de dados e distribuição <i>online</i> de conteúdo eletrônico
72.40-0	Atividades de banco de dados e distribuição <i>online</i> de conteúdo eletrônico
72.40-0	Atividades de banco de dados e distribuição <i>online</i> de conteúdo eletrônico
72.40-0	Atividades de banco de dados e distribuição <i>online</i> de conteúdo eletrônico
72.50-8	Manutenção e reparação de máquinas de escritório e de informática
72.50-8	Manutenção e reparação de máquinas de escritório e de informática
72.90-7	Outras atividades de informática, não especificadas anteriormente
73.10-5	Pesquisa e desenvolvimento das ciências físicas e naturais
73.20-2	Pesquisa e desenvolvimento das ciências sociais e humanas

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da CNAE, disponibilizada no sítio do IBGE.

APÊNDICE B – Estatísticas descritivas e correlação das variáveis utilizadas nas regressões

Tabela B1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões das atividades econômicas agregadas em 2000.

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Taxa Salarial	1,3861	0,4242	-2,5586	3,6373
W_Taxa Salarial	1,4004	0,2937	-0,0404	2,6195
K10_Taxa Salarial	1,3842	0,2786	0,2380	2,3488
Densidade do Emprego	6,2316	1,3070	-0,6351	12,5336
Educação	8,0363	1,6381	0,0000	16,0000
Coefficiente Técnico	0,1741	2,3969	0,0000	111,2637

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota 1: As variáveis taxa salarial e densidade do emprego estão em logaritmo.

Tabela B2 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões da indústria de transformação em 2000.

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Taxa Salarial	0,9207	0,6799	-1,8279	4,3913
W_Taxa Salarial	0,9647	0,5104	-0,0728	2,7990
K10_Taxa Salarial	0,9141	0,4941	-0,0218	2,5667
Densidade do Emprego	3,2169	2,3683	-4,2163	10,9471
Educação	5,8281	3,6234	0,0000	16,0000
Coefficiente Técnico	0,1741	2,3969	0,0000	111,2637

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota 1: As variáveis taxa salarial e densidade do emprego estão em logaritmo.

Tabela B3 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões das atividades econômicas agregadas em 2009.

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Taxa Salarial	1,6910	0,2792	-1,5410	3,4898
W_Taxa Salarial	1,6958	0,1864	0,0000	2,6132
K10_Taxa Salarial	1,6888	0,1679	1,1705	2,3244
Densidade do Emprego	7,0476	0,9031	0,0000	12,6087
Educação	10,2106	1,1740	0,0000	15,2711
Coefficiente Técnico	0,1382	0,9084	0,0000	31,2194

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota 1: As variáveis taxa salarial e densidade do emprego estão em logaritmo.

Tabela B4 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões da indústria de transformação em 2009.

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Taxa Salarial	1,2253	0,6649	-1,3709	4,4983
W_Taxa Salarial	1,2663	0,4672	0,0000	2,9757
K10_Taxa Salarial	1,2198	0,4577	0,0000	2,5847
Densidade do Emprego	3,8615	2,4357	-3,5232	11,3999
Educação	7,8227	3,7863	0,0000	16,0000
Coefficiente Técnico	0,1382	0,9084	0,0000	31,2194

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota 1: As variáveis taxa salarial e densidade do emprego estão em logaritmo.

Tabela B5 - Correlação entre as variáveis utilizadas nas regressões das atividades econômicas agregadas em 2000.

	Taxa salarial	W_Taxa Salarial	K10_Taxa Salarial	Educação	Coefficiente Técnico	Densidade do Emprego	W_CT	K10_CT	Edu98	Edu99	EI
Taxa salarial	1,0000										
W_Taxa Salarial	0,5475	1,0000									
K10_Taxa Salarial	0,5727	0,9177	1,0000								
Educação	0,4330	0,1920	0,1952	1,0000							
Coefficiente Técnico	0,0517	0,0546	0,0441	0,0282	1,0000						
Densidade do Emprego	0,2610	0,2119	0,2368	0,1668	0,0435	1,0000					
W_CT	0,0783	0,1031	0,1045	0,0147	0,0224	0,0297	1,0000				
K10_CT	0,0909	0,1231	0,1441	0,0084	0,0371	0,0399	0,6057	1,0000			
Edu98	0,3326	0,2092	0,2233	0,6408	0,0233	0,0924	0,0050	0,0184	1,0000		
Edu99	0,3600	0,1857	0,1895	0,7806	0,0237	0,1133	0,0138	0,0168	0,7359	1,0000	
EI	0,2573	0,2636	0,2869	0,0520	0,0513	0,8459	0,0357	0,0443	0,0446	0,0349	1,0000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota 1: As variáveis taxa salarial e densidade do emprego estão em logaritmo.

Tabela B6 - Correlação entre as variáveis utilizadas nas regressões da indústria de transformação em 2000.

	Taxa salarial	W_Taxa Salarial	K10_Taxa Salarial	Educação	Coefficiente Técnico	Densidade do Emprego	W_CT	K10_CT	Edu98	Edu99	EI
Taxa salarial	1,0000										
W_Taxa Salarial	0,6491	1,0000									
K10_Taxa Salarial	0,6721	0,9445	1,0000								
Educação	0,7706	0,5114	0,5280	1,0000							
Coefficiente Técnico	0,0428	0,0540	0,0493	0,0279	1,0000						
Densidade do Emprego	0,7555	0,5554	0,5722	0,6921	0,0234	1,0000					
W_CT	0,0940	0,0970	0,1033	0,0546	0,0224	0,0528	1,0000				
K10_CT	0,1102	0,1373	0,1517	0,0595	0,0371	0,0639	0,6057	1,0000			
Edu98	0,6508	0,5102	0,5257	0,7500	0,0221	0,6355	0,0553	0,0576	1,0000		
Edu99	0,6903	0,5100	0,5289	0,8403	0,0190	0,6532	0,0548	0,0576	0,7929	1,0000	
EI	0,6984	0,5316	0,5497	0,5823	0,0196	0,9671	0,0472	0,0620	0,5524	0,5610	1,0000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota 1: As variáveis taxa salarial e densidade do emprego estão em logaritmo.

Tabela B7 - Correlação entre as variáveis utilizadas nas regressões das atividades econômicas agregadas em 2009.

	Taxa salarial	W_Taxa Salarial	K10_Taxa Salarial	Educação	Coefficiente Técnico	Densidade do Emprego	W_CT	K10_CT	Edu07	Edu08	EI
Taxa salarial	1,0000										
W_Taxa Salarial	0,4514	1,0000									
K10_Taxa Salarial	0,5045	0,8804	1,0000								
Educação	0,1378	-0,0021	-0,0016	1,0000							
Coefficiente Técnico	0,1388	0,1159	0,1262	0,0484	1,0000						
Densidade do Emprego	0,1944	0,1576	0,1780	-0,1333	0,0731	1,0000					
W_CT	0,1782	0,2964	0,3003	0,0070	0,1117	0,1115	1,0000				
K10_CT	0,2007	0,3058	0,3541	0,0154	0,1098	0,1018	0,7296	1,0000			
Edu07	0,1558	0,0476	0,0522	0,7984	0,0594	-0,1583	0,0140	0,0295	1,0000		
Edu08	0,1763	0,0532	0,0588	0,8197	0,0600	-0,1190	0,0177	0,0310	0,8517	1,0000	
EI	0,2023	0,1932	0,2148	-0,1722	0,0852	0,8849	0,1299	0,1146	-0,1661	-0,1482	1,0000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota 1: As variáveis taxa salarial e densidade do emprego estão em logaritmo.

Tabela B8 - Correlação entre as variáveis utilizadas nas regressões da indústria de transformação em 2009.

	Taxa salarial	W_Taxa Salarial	K10_Taxa Salarial	Educação	Coefficiente Técnico	Densidade do Emprego	W_CT	K10_CT	Edu07	Edu08	EI
Taxa salarial	1,0000										
W_Taxa Salarial	0,5887	1,0000									
K10_Taxa Salarial	0,6136	0,9305	1,0000								
Educação	0,8076	0,4479	0,4752	1,0000							
Coefficiente Técnico	0,1114	0,1265	0,1313	0,0882	1,0000						
Densidade do Emprego	0,7756	0,5410	0,5654	0,6585	0,0993	1,0000					
W_CT	0,2177	0,3055	0,3111	0,1497	0,1117	0,1913	1,0000				
K10_CT	0,2461	0,3338	0,3617	0,1662	0,1098	0,2059	0,7296	1,0000			
Edu07	0,6849	0,4654	0,4902	0,7589	0,0809	0,6215	0,1550	0,1712	1,0000		
Edu08	0,7081	0,4532	0,4802	0,8104	0,0895	0,6241	0,1480	0,1664	0,8284	1,0000	
EI	0,6822	0,5198	0,5417	0,5093	0,1004	0,9565	0,1958	0,2090	0,5059	0,5004	1,0000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Nota 1: As variáveis taxa salarial e densidade do emprego estão em logaritmo.