**ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO NAS ATIVIDADES ECONÔMICAS DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO ANO DE 2009:** EVIDÊNCIAS A PARTIR DE EQUAÇÕES SALARIAIS

**Patrícia Araújo Amarante**

Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE-UFPB)

**Magno Vamberto Batista da Silva**

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE-UFPB)

**RESUMO**

O presente estudo tem a finalidade de obter evidências empíricas de economias de aglomeração nas atividades econômicas dos municípios brasileiros no ano de 2009. Para tanto, emprega-se duas técnica 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*). Seus resultados 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.

**ABSTRAT**

This study aims to obtain empirical evidence of agglomeration economies in the economic activities of municipalities in 2009. To do so, it is employed two complementary technique applied to data from RAIS. At the first one, 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). Their results indicate autocorrelation of high values ​​in the counties of Southern and Southeastern regions and low values ​​in the North and Northeast. In the second part, devoted to estimation of the econometric model, were used 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 use of the instrumental variables technique via 2SLS and GMM, suggest that the 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.

**ÁREA 9 - ECONOMIA REGIONAL E URBANA**

**Classificação JEL: R11 e R12**

# 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 Coréia 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.

## A literatura sobre a concentração das atividades no espaço remonta desde os escritos de Marshall (1920), o qual identifica nas economias externas um dos fatores determinantes para as aglomerações de firmas e pessoas no espaço. 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, como nos trabalhos de Krugman (1991a, 1991b), Venables (1996) e Fujita *et al*. (2002). 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. No Brasil, o estudo das economias de aglomeração 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 tem a finalidade de obter evidências empíricas de economias de aglomeração nas atividades econômicas dos municípios brasileiros no ano de 2009. Para tanto, foram utilizadas equações salariais 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.

Em relação aos estudos que utilizam as equações salariais como forma de evidenciar a presença de economias de aglomeração no Brasil, têm-se, atualmente, os trabalhos de Galinari *et al.* (2006) e Galinari (2006) como principais referências, os quais também adotaram o modelo de Fingleton (2003) como base empírica. O estudo de Galinari *et al.* (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), buscam-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 *et al.* (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 supracitados 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 engloba centros urbanos de escalas distintas e de todas as regiões do País. Além disso, tendo em vista a mensuração das economias de aglomeração nos municípios brasileiros via equações de salários, emprega-se uma variável de densidade do emprego, ao contrário das variáveis de escala absoluta ou relativa comumente empregadas como *proxy* para a concentração das atividades econômicas e têm-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.

O artigo está dividido em mais quatro seções além dessa introdução. A seção 2 apresenta os argumentos e uma breve revisão da literatura empírica acerca das economias de aglomeração nas atividades econômicas. A seção 3 destaca o modelo teórico proposto por Fingleton (2003), o qual foi escolhido como base para a estimação econométrica realizada nesta pesquisa. Na seção 4, descreve a base de dados e a metodologia empregada. Na seção 5, tem-se a apresentação dos resultados estimados. A última seção apresenta as principais conclusões extraídas deste estudo.

## 2 As Economias de Aglomeração na Teoria Econômica e Evidências Empíricas

Na literatura sobre as economias de aglomeração, o trabalho de Marshall (1920) 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”. 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 (1920), 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. Com respeito às economias de urbanização, os argumentos de Jacobs (1969) são apontados como referência. Em contraste com a teoria de Marshall (1920), 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.

 Em se tratando das 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 (2009) evidenciam três linhas de argumentação: 1) as externalidades de localização, considerando-se o contexto estático, ou do tipo MAR (MARSHALL, 1920; 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 Porter (1990) que, assim como as teorias de externalidades MAR, focaliza a transmissão de conhecimento dentro da indústria.

 Uma parcela substancial desses argumentos teóricos tem sido recuperada recentemente pela Nova Geografia Econômica (NGE), cujos principais estudos são os Krugman (1991a; 1991b), Venables (1996) e Fujita *et al.* (2002). Assim, baseados nos argumentos teóricos que buscam explicar a concentração espacial das atividades econômicas, têm surgindo várias contribuições empíricas sobre essa temática tanto nacionalmente quanto internacionalmente**.** Nesse contexto, 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.

Através da estimação direta da função de produção, os resultados do estudo Ciccone e Hall (1996) apontam que a duplicação da densidade do emprego eleva a produtividade média do trabalho em 6%. Por seu turno, 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 a 1993. Seus resultados apontam que os custos de transporte e os *backward* e *forward linkages* influenciam positivamente o emprego regional. Já 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. Os autores concluem que a intensidade das economias de aglomeração em ambos os setores é significativa, mas esta declina com a distância no setor de serviços financeiros.

Glaeser e Maré (2001) adotam a metodologia das equações salariais para analisar 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. Na mesma linha de investigação, Wheaton e Lewis (2002) estimam seu modelo com dados do *United States Census 1990*, tendo como referência geográfica 220 *Metropolitan Statisticol 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.

Utilizando dados em painel para o período de 1963-1992, os resultados do trabalho de Henderson (2003) sugerem que as externalidades de localização/MAR surgem a partir do número de plantas da própria indústria. Ademais, percebe-se que as externalidades estáticas afetam tanto as plantas de indústrias mais maduras e associadas quanto às plantas mais jovens e não-associadas. Já as externalidades dinâmicas são encontradas com mais freqüência em indústrias de alta tecnologia de planta única. Já Rosenthal e Strange (2003) abordam a natureza geográfica e organizacional das economias de aglomerações nos Estados Unidos através da análise do “nascimento” de novas firmas e do nível de emprego por elas determinado. 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. Já 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.

Na literatura nacional, além dos trabalhos de Galinari (2006) e Galinari *et al*. (2006) citados anteriormente, destacam-se os estudos recentes de Chagas (2004), Silveira Neto (2005) 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. O autor identifica retornos crescentes à escala nos setores dinâmicos, deseconomias de escala nos setores mais tradicionais e retornos constantes à escala nas atividades do comércio.

 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. Seus resultados apoiam os argumentos favoráveis à concentração da atividade econômica presentes nos modelos com retornos crescentes de escala e custos de transporte. 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. 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).

## 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. 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 Substituition*) 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 , o nível de produção no segmento de insumos intermediários e a terra . Assim, a função de produção no setor de bens e serviços finais é representada por:

 (1)

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

 (2)

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

 (3)

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

 (4)

e, portanto:

 (5)

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

 (6)

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

 (7)

que, por simplificação, obtém-se:

 (8)

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

 (9)

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 e do número de unidades de terra , tem-se que:

 (10)

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

 (11)

 (12)

 (13)

 Assim, tem-se o produto marginal da terra, em que é a renda da terra. Pela Equação (13), a parcela do produto final a ser paga ao fator de produção terra é igual à renda da terra , vezes o número de unidades de terra, dividido pelo produto final . 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 é . Tal como acontece com o fator terra, 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 , da seguinte forma:

 (14)

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

 (15)

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

 (16)

segue-se que:

 (17)

em que é uma constante.

 Dada a dificuldade de mensuração de , 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. 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 . Um segundo indicador de eficiência utilizado pelo autor é denominado de conhecimento técnico , 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 áreas , tem-se a seguinte especificação para ao nível de eficiência por área :

 (18)

em que a expressão representa o produto de por uma matriz de pesos espaciais , que determina as relações de vizinhança entre as áreas e é um termo de erro aleatório. Uma vez que é desconhecido, o autor determina este termo em função das variáveis conhecidas. Para tanto, rearranjando a Equação (17) e multiplicando ambos os lados por , tem-se que:

 (19)

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

 (20)

a qual pode ser reescrita da seguinte forma:

 (21)

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

# 4 Procedimentos Metodológicos

Nesta seção são apresentados os procedimentos metodológicos praticados na elaboração do presente estudo, tendo em vista verificar as evidências acerca das economias de aglomeração nos municípios brasileiros no ano 2009. A análise foi dividida em duas etapas complementares. A primeira parte compreende a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), empreendida tanto para a taxa salarial quanto para o estoque do emprego. A segunda parte é dedicada à estimação do modelo econométrico. Antes, porém, apresenta-se a base de dados e a descrição das variáveis utilizadas.

## 4.1 Base de dados e descrição das variáveis

 Adotando-se como referência o modelo desenvolvido por Fingleton (2003) e aplicado ao Brasil por Galinari (2006) e Galinari *et al.* (2006), a análise compreende o conjunto das atividades econômicas desenvolvidas nos 5.564 municípios brasileiro no ano de 2009. 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 coeficiente técnico são utilizados dados secundários extraídos a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), disponibilizada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Ademais,para a estimação do modelo de Fingleton (2003) descrito na seção anterior se faz necessário a construção de algumas variáveis, tais como:

* **Taxa salarial** : variável dependente do modelo econométrico, calculada como o logaritmo da remuneração média 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 ():** 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 em cada município e sua respectiva área territorial (em Km²);
* **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 (QL), 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:

 (22)

em que é o emprego na atividade da região , é o emprego total desta mesma atividade, corresponde ao emprego total da região e é o emprego total. A atividade 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) [[1]](#footnote-2).

* **Defasagem espacial da taxa salarial ():** expressão que representa o transbordamento dos níveis de eficiência entre as regiões. Para o cálculo dessa variável, utilizaram-se 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.

## 4.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Como documentado em Le Galo e Ertur (2000), a Análise Exploratória de Dados Espaciais (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, será 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:

 (23)

em que é o número de regiões, são os elementos da matriz de pesos espaciais , é a observação na região no período e é a média das observações entre as regiões no período . Na análise da autocorrelação espacial local, será utilizado o indicador local de autocorrelação espacial *LISA*, conforme definição de Anselin (1995). A medida *LISA* para cada região e período pode ser expressa da seguinte forma:

 , em que (24)

 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 será semelhante ao uso do Diagrama de Dispersão de Moran, o qual 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: *High-High* (HH), região que apresenta alto valor da variável em estudo, circundada por uma vizinhança em que o valor médio da mesma varriável também é alto; *Low-High* (LH), região com baixo valor, circunvizinha de uma vizinhança cujo valor médio é alto; *Low-Low* (LL), região de baixo valor na qual a média dos vizinhos também é baixa; *high-low* (HL), região com alto valor na qual a média das regiões contíguas é baixa. Como nem todos os municípios brasileiros possuiam pessoas ocupadas em atividades formais no período em estud, 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.

## 4.3 Modelo econométrico

 O modelo de Fingleton (2003) descrito na seção 3 tem como resultado a especificação apresentada na Equação (21), ou seja, uma equação salarial com a presença de uma variável endógena defasada espacialmente , caracterizando-se, assim, um modelo de *lag* espacial. Este modelo é expresso formalmente da seguinte forma:

 (25)

em que é a variável dependente, o coeficiente auto-regressivo, a matriz de pesos espaciais, a matriz de dados, a matriz de parâmetros estimados e o termo de erro estocástico. Como destacado em Anselin (1999), nesse tipo de especificação a variável defasada espacialmente, , é correlacionada com o termo de erro, mesmo quando os mesmos são *i.i.d*, o que 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 sua utilização gerará resultados tendenciosos e inconsistentes. Sendo assim, em consonância com os trabalhos de Figleton (2003) e Galinari (2006), foi empregado 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 modelos, incluindo seus instrumentos; e 2) estimação do modelo original através de MQO, substituindo-se os regressores endógenos pelos seus valores ajustado. 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 classse de estimador que encorpora os principais métodos de estimação generalizada dos parâmetros de modelos lineares e não-lineares, superando problemas de autocorrelação, heterocedasticidade e multicolinearidade. Além da defasagem espacial, a densidade do emprego também foi considerada endógena, 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 , 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 observações. No entanto, como essa abordagem elimina um das propriedades para a consistência do estimador de variáveis instrumentais, , o autor sugere que os valores do *ranking* sejam divididos pela última posição (1/*n*, 2/*n*,3/*n*,...,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 2008 e 2007. Já a defasagem espacial será instrumentalizada pela *lag* espacial das variáveis exógenas do modelo, como aplicado em Fingleton (2003).

**5 Resultados**

**5.1 Análise espacial**

Nessa seção são analisadas as estatísticas espaciais *I* de *Moran* Global e o indicador local de autocorrelação espacial (*LISA*) para as variáveis mais relevantes do modelo econométrico, a taxa salarial e a densidade do emprego, em escala absoluta, nas atividades econômicas dos municípios brasileiros no ano de 2009. Para tanto, foram realizados testes univariados e bivariados. Os primeiro identificam a correlação de uma determinada variável com a média dessa mesma variável nas localidades vizinha, enquanto os segundos demonstram a correlação espacial entre uma variável em cada região e a média de outra variável em seus vizinhos. Inicialmente, através da estatística de autocorrelação global, é testada a aleatoriedade dos dados, ou seja, a ausência de dependência espacial da variável em estudo. A Figura 1, a seguir, demonstra os diagramas de dispersão de *Moran* univariados e bivariado, 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. Os diagramas (a) e (b) destacam, respectivamente, o *I* de *Moran* univariado para a taxa salarial e o emprego, 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*.



 **Diagrama (a)** **Diagrama (b)** **Diagrama (c)**

Fonte: Elaboração própria, no *software* OpenGeoda, a partir dos dados da RAIS.

 Ressalta-se que o índice de *Moran* global varia de -1 a 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). Considerando os municípios brasileiros, os valores obtidos para a estatística *I* de *Moran* sugerem a existência de dependência espacial tanto para a taxa salarial e o emprego, quanto para o teste bivariado, 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, sendo 0,37 para a taxa salarial, 0,04 para o emprego e 0,08 para o emprego *versus* a taxa salarial. Nesse caso, tem-se autocorrelação espacial positiva para as variáveis em análise, a qual é mais forte para a taxa salarial.

No entanto, como afirmam Batista da Silva e Silveira Neto (2009), o indicador de associação espacial global pode ocultar ou não ser satisfatório na identificação de padrões locais espaciais, como os *clusters* e *outliers*. 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, as Figuras 2 e 3, a seguir, demonstram os mapas com os resultados do *LISA* para a taxa salarial e o estoque de emprego formal, respectivamente.

**Figura 2** - *LISA* para a taxa salarial dos municípios brasileiros em 2009.



Fonte: Elaboração própria, no *software* OpenGeoda, a partir dos dados da RAIS.

No primeiro mapa, destacado na Figura 2, é possível observar, para a variável taxa salarial, concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de altos valores da variável em análise na região Centro-Sul do País e de baixos valores no Norte-Nordeste, indicando uma forte segmentação do território nacional, a semelhança dos resultados encontrados no estudo de Galinari *et* *al.* (2006) para as taxas salariais observadas nas atividades industriais e de serviços nas cidades brasileiras com mais de 50 mil habitantes. 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 2.653 municípios estatisticamente significantes ao nível 5%. As áreas na cor branca representam os 2.911 municípios com *LISA* não significantes. Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificados 798 observações significantes, das quais 699 estão localizadas não regiões Sul e Sudeste, sobretudo, nos estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 1.544 municípios, sendo a maior parte, 1.246, pertencentes às regiões Norte e Nordeste, em estados como Tocantins, Pará, Rio Grande do Norte, Bahia, Pernambuco, Paraíba, Maranhão, Ceará, Alagoas e Piauí. 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 152 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 159 municípios das regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste.

**Figura 3 -** *LISA* para o estoque de emprego formal dos municípios brasileiros em 2009.



Fonte: Elaboração própria, no *software* OpenGeoda, a partir dos dados da RAIS.

O segundo mapa, destacado na Figura 3, demonstra os resultados do *LISA* para o estoque de emprego formal. Assim como para a taxa salarial, foram observados os quatro tipos de autocorrelação espacial para o atributo em questão, verificadas para 1.477 municípios com *LISA* estatisticamente significantes. Os municípios com *LISA* não significativos somam 4.087. Entretanto, predominam as concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de baixos valores (*low-low*), encontradas para 1.117, dos quais 752 pertencem às regiões Norte e Nordeste, 319 ao Sul e Sudeste e 46 ao Centro-Oeste. Já os *clusters* *high-high*, podem ser visualizados em 165 municípios, localizados predominantemente nas regiões Sul e Sudeste, as quais somam 128 observações significantes. A associação espacial *low-high* foi encontrada para 160 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão *high-low* foi verificado em 35 municípios.

O último mapa, destacado na Figura 4 abaixo, apresenta os resultados para a análise *LISA* bivariada, por meio da qual se avalia a autocorrelação entre o estoque de emprego formal e a média da taxa salarial nos municípios vizinhos. Nesse caso, verifica-se a existência de comunalidades, em que uma das variáveis explicativas para o nível de eficiência produtiva local, o estoque de emprego, se correlaciona positivamente com a produtividade de seus vizinhos. Para essa análise foram encontrados 2.669 municípios com *LISA* estatisticamente significante ao nível de 5%. As áreas na cor branca representam os 2.895 municípios com *LISA* não significantes. Para a aglomeração espacial do tipo *high-high* foram identificados 265 observações significantes, das quais 243 estão localizadas não regiões Sul e Sudeste, sobretudo, no estado de São Paulo, onde são verificados 131 municípios com esse padrão. Os *clusters* do tipo *low-low* foram encontrados para 1.651 municípios, sendo a maior parte, 1.331, pertencentes às regiões Norte e Nordeste, em estados como Tocantins, Pará, Rio Grande do Norte, Bahia, Pernambuco, Paraíba, Maranhão, Ceará, Alagoas e Piauí. O terceiro tipo de associação espacial *low-high*, foi encontrado para 693 municípios, distribuídos em todas as cinco regiões do País, enquanto o padrão, *high-low* foi verificado em 60 municípios das regiões Norte, Nordeste e Sudeste.

**Figura 4 -** *LISA* para o estoque de emprego formal *versus* a taxa salarial.



Fonte: Elaboração própria, no *software* OpenGeoda, a partir dos dados da RAIS.

 Sendo assim, de maneira geral, o tipo de autocorrelação espacial de altos valores das variáveis em análise, *high-high*, é registrado, particularmente, nos municípios localizados nos estados das regiões Sul e Sudeste, com maior incidência em São Paulo, Minas Gerais e Rio Grande do Sul, enquanto os *clusters* do tipo *low-low* são mais evidentes nas regiões Norte e Nordeste. 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 trabalhados, do coeficiente técnico e dos *spillovers* espaciais sobre a taxa salarial dos municípios brasileiros no ano de 2009.

**4.2 Modelo empírico**

A segunda etapa do presente estudo envolveu a estimação do modelo econométrico espacial, com base na especificação para a equação de salários dada pela Equação (21). Essa equação visa expressar os efeitos da densidade do emprego , do nível de escolaridade dos trabalhadores (H), do conhecimento técnico aplicado à produção (CT) e dos *spillovers* ou transbordamentos espaciais sobre a taxa salarial de unidades espaciais, 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, as mesmas demonstram, indiretamente, os efeitos das economias de aglomeração sobre a própria produtividade.

Tendo em vista que um dos parâmetros da equação a ser estimada ) entra como argumento no cálculo da variável de densidade do emprego , o método de estimação envolveu uma rotina interativa. De acordo com Fingleton (2003), como é um parâmetro desconhecido, assume-se um valor arbitrário, por exemplo, , para o cálculo da densidade do emprego em uma primeira regressão. Uma vez obtido o parâmetro estimado , o mesmo é empregado para recalcular a variável . O estimador obtido na segunda interação é novamente empregado no cálculo da variável de densidade , a qual é empregada em uma terceira estimação. A rotina interativa 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, foi utilizado o s*oftware* *Stata* 10.0, no qual utilizou-se um banco de dados em todas as variáveis explicativas e instrumentos defasados espacialmente foram previamente calculadas por meio do *software* espacial *OpenGeoda*, viabilizando, assim, a estimação dos parâmetros do modelo.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 AEDE. Inicialmente, 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 k-vizinhos mais próximos. Conforme a Tabela 1, a seguir, todos os coeficientes estimados para as variáveis explicativas do modelo por MQO apresentam-se significativos e com sinais esperados. No entanto, 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.

 **Tabela 1 -** Resultados das regressões por MQO e diagnóstico de autocorrelação espacial.

|  |  |
| --- | --- |
| **Coeficientes** | **Matriz de Pesos** |
| **Contiguidade** |  **k-vizinhos (k=10)** |
| **Constante** | 0,3162\*\*\* | 0,0294 |
| (0,057) | (0,046) |
| **W\_taxa salarial** | 0,6219\*\*\* | 0,8011\*\*\* |
| (0,031) | (0,019) |
| **Densidade** | 0,0448\*\*\* | 0,0416\*\*\* |
| (0,004) | (0,004) |
| **Educação** | 0,0298\*\*\* | 0,0295\*\*\* |
| (0,003) | (0,003) |
| **Coeficiente Técnico** | 0,0175\*\*\* | 0,0157\*\*\* |
| (0,003) | (0,004) |
|  **R²**  | 0,2620 | 0,3042 |
| **I de *Moran*** | z-value = -14.34 Prob (0,000) | z-value = -13.37 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.

O modelo de Fingleton (2003) descrito na seção 3 tem como resultado a especificação apresentada na Equação (21), ou seja, uma equação salarial com a presença de uma variável endógena defasada espacialmente , 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 característica. 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 2 reporta os resultados das estimações para os modelos MQO2E e GMM, sem a introdução das *dummies* regionais. Observa que para todos os métodos de estimação e matrizes de pesos espaciais utilizadas, as variáveis explicativas do modelo são significativas ao nível de 1% e como os sinais esperados para os parâmetros estimados. Deve-se notar ainda que os testes de Sargan 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 dos mesmos.

**Tabela 2 -** Resultados das Regressões por MQO2E e GMM.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | **MQO2E** | **GMM**  |
| **Matriz de Contiguidade** | **Matriz de distância k-vizinhos (k=10)** | **Matriz de Contiguidade** | **Matriz de distância k-vizinhos (k=10)** |
|
| **Constante** | -0,0486 | -0,1139 | -0,0344 | -0,1013 |
| (0,057) | (0,088) | (0,098) | (0,088) |
| **W\_taxa salarial** | 0,8076\*\*\* | 0,8513\*\*\* | 0,8040\*\*\* | 0,8478\*\*\* |
| (0,056) | (0,050) | (0,056) | (0,050) |
| **Densidade** | 0,0396\*\*\* | 0,0378\*\*\* | 0,0392\*\*\* | 0,0374\*\*\* |
| (0,006) | (0,005) | (0,006) | (0,005) |
| **Educação** | 0,0355\*\*\* | 0,0354\*\*\* | 0,0347\*\*\* | 0,0348\*\*\* |
| (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,003) |
| **Coeficiente Técnico** | 0,0155\*\*\* | 0,0152\*\*\* | 0,0156\*\*\* | 0,0153\*\*\* |
| (0,004) | (0,004) | (0,004) | (0,004) |
| **Teste de Sargan** |  Chi2 (1)=0.9438 p = 0,3313 |  Chi2 (1)=0.9212 p = 0,3371 |   |   |
|   |   |
| **Teste de Hansen** |   |   |  Chi2 (1)=0.9438 p = 0,3313 |  Chi2 (1)=0.9220 p = 0,3369 |
|   |   |

**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.

A Tabela 3, a seguir, destaca os resultados obtidos com a inclusão das *dummies* para as regiões. Percebe-se que a introdução dessas variáveis não altera significativamente a magnitude dos coeficientes estimados, assim como a sua significância individual e desvios-padrões. Apenas para a defasagem da taxa salarial, tem-se um declínio do seu poder explicativo sobre a variável dependente . Os coeficientes positivos e significativos para a defasagem espacial da taxa salarial sugerem a presença de autocorrelação espacial entre as taxas salariais dos municípios vizinhos. Como no modelo de Fingleton (2003) o coeficiente autoregressivo está presente tanto na equação representativa dos níveis de eficiência do trabalho local como na equação dos salários, as equações estimadas são representativas dos efeitos de contagio 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. Observa-se que, além de positivos e significativos, os valores obtidos para os coeficientes dessa variável, os quais variam entre 0,62 e 0,85 são bastante superiores aos encontrados em Fingleton (2003), em Galinari (2006) e em Galinari *et al.* (2006), evidenciando que os transbordamentos dos níveis de eficiência tendem a ser mais elevados quando é considerado na análise o conjunto de atividades econômicas, bem como as característica do mercado de trabalho formal ao nível de agregação municipal, tais como salário, emprego e escolaridade.

**Tabela 3 -** Regressões por MQO2E e GMM com a inclusão de *dummies* regionais.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Coeficientes** | **MQO2E** | **GMM**  |
| **Matriz de Contiguidade** | **Matriz de distância k-vizinhos (k=10)** | **Matriz de Contiguidade** | **Matriz de distância k-vizinhos (k=10)** |
|
| **Constante** | 0,1107 | 0,0354 | 0,1265 | 0,0515 |
| (0,124) | (0,111) | (0,098) | (0,111) |
| **W\_taxa salarial** | 0,6351\*\*\* | 0,6964\*\*\* | 0,6303\*\*\* | 0,6906\*\*\* |
| (0,086) | (0,076) | (0,086) | (0,077) |
| **Densidade** | 0,0319\*\*\* | 0,0320\*\*\* | 0,0317\*\*\* | 0,0317\*\*\* |
| (0,004) | (0,004) | (0,004) | (0,004) |
| **Educação** | 0,0441\*\*\* | 0,0427\*\*\* | 0,0434\*\*\* | 0,0421\*\*\* |
| (0,004) | (0,004) | (0,004) | (0,003) |
| **Coeficiente Técnico** | 0,0155\*\*\* | 0,0153\*\*\* | 0,0157\*\*\* | 0,0154\*\*\* |
| (0,003) | (0,003) | (0,003) | (0,003) |
| ***Dummy* SSE** | 0,0663\*\*\* | 0,0547\*\*\* | 0,0662\*\*\* | 0,0548\*\*\* |
| (0,016) | (0,015) | (0,016) | (0,015) |
| ***Dummy* CO** | 0,0889\*\*\* | 0,0758\*\*\* | 0,0877\*\*\* | 0,0749\*\*\* |
| (0,018) | (0,016) | (0,018) | (0,016) |
|  **R²**  | 0,2711 | 0,3075 | 0,2715 | 0,3075 |
| **Teste de Sargan** |  Chi2 (1) =1.0777 p = 0, 2992 |  Chi2 (1) =1.0493 p = 0, 3057 |   |   |
|   |   |
| **Teste de Hansen** |   |   |  Chi2 (1) =1.0776 p = 0,2992 |  Chi2 (1) =1.0503 p = 0,3054 |
|   |   |

**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.

Nota 2: A *dummy* NNE é excluídas dos resultados devido a colinearidade.

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 resultados dos coeficientes obtidos para esta variável variam entre 0,03 e 0,04, um pouco superiores aos encontrados em Fingleton (2003), 0,016, 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 *et al.* (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 coeficiente técnico, as quais são incluídas no modelo como controles para os níveis de habilidade dos trabalhadores, apresentam-se positivamente e significativamente relacionados com a taxa salarial dos municípios brasileiros no ano de 2009. A cada elevação de um ano na média de anos de estudo dos trabalhadores empregados formalmente nas atividades econômicas dos municípios brasileiros, tem-se elevações na taxa salarial que variam entre 2% e 4%, enquanto para o coeficiente técnico, o qual expressa a capacidade local de inovações, uma elevação de uma unidade associa-se, em média, a elevações de 1% na taxa salarial.

Nesse caso, as variações na taxa salarial dos municípios brasileiros no ano de 2009 podem estar associadas à existência de economias de aglomeração, a presença de autocorrelação espacial entre a taxa salarial entre municípios geograficamente próximos e aos níveis de eficiência dos trabalhadores.

**5 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O presente trabalho teve a finalidade de obter evidências empíricas de economias de aglomeração nas atividades econômicas dos 5.564 municípios brasileiros no ano de 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. 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; quanto para a densidade do emprego, variável explicativa representativa das economias de aglomeração. Nesse caso, busca-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). Basicamente, os resultados encontrados sugerem concentrações geográficas de municípios com associação espacial positiva de altos valores das variáveis em análise na região Centro-Sul do País e de baixos valores no Norte-Nordeste, indicando uma forte segmentação do território nacional.

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 uma baseada no critério de distância, 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 são significativamente e positivamente relacionadas com a concentração espacial da atividade econômica, mensurada a partir da densidade do emprego; e com os transbordamentos dos níveis de eficiência entre áreas geograficamente próximas, corroborando as teorias de Jacobs acerca das economias de urbanização. 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. Além disso, os resultados dos coeficientes obtidos para esta variável variam entre 0,03 e 0,04, um pouco superiores aos encontrados em Fingleton (2003), 0,016, 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. Ademais, os coeficientes representativos das variáveis educação e coeficiente técnico, as quais são incluídas no modelo como controles para os níveis de habilidade dos trabalhadores, apresentam-se positivamente e significativamente relacionados com a taxa salarial. A cada elevação de um ano na média de anos de estudo dos trabalhadores empregados formalmente nas atividades econômicas dos municípios brasileiros, tem-se elevações na taxa salarial que variam entre 2% e 4%, enquanto para o coeficiente técnico, o qual expressa a capacidade local de inovações, uma elevação de uma unidade associa-se, em média, a elevações de 1% na taxa salarial.

Portanto, as variações na taxa salarial dos municípios brasileiros no período em análise podem estar associadas à existência de economias de aglomeração, a presença de *spillovers* ou transbordamentos espaciais entre a taxa salarial dos municípios geograficamente próximos e aos níveis de eficiência dos trabalhadores. Sendo assim, como resultados práticos da presente pesquisa, espera-se corroborar as ideias sobre economia regional e urbana de que as questões espaciais possuem relevância na determinação do desenvolvimento dos países, auxiliando a proposição de políticas públicas, especialmente no que se refere à redução das desigualdades regionais. O presente trabalho pode ser estendido nas dimensões temporal e setorial. Estudos futuros podem utilizar um horizonte temporal maior, verificando, por exemplo, as mudanças ocorridas ao longo de dois anos distintos. Além disso, as atividades econômicas poderiam ser desagregadas em diferentes setores, no sentido de analisar se as economias de aglomeração são especificas a determinadas atividades produtivas e em quais setores seus efeitos são mais intensos.

**6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

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

ANSELIN, L. **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.

BATISTA DA SILVA, Magno Vamberto Batista; SILVEIRA NETO, Raul da Mota. 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.

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.

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

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

\_\_\_\_\_\_. 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; 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.

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, 316-342, 2001.

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. 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.

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

JOHNSTON, J. **Econometric methods**. New York: McGraw-Hill, 1991. 568p.

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.

MARSHALL, Alfred. **Princípios de economia:** tratado introdutório. São Paulo: Abril Cultural, 1920. 270 p. (Os economistas).

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

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: ANPEC, 2003.

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

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.

ROSENTHAL, Stuart S., STRANGE, William C. 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.

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

1. Essas atividades são as mesmas consideradas no estudo de Fingleton (2003), o qual utilizou a SIC 72 e 73. [↑](#footnote-ref-2)