

# Economias de aglomeração nas atividades econômicas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009: evidências a partir de equações salariais

**Resumo:** O artigo investiga evidências empíricas de economias de aglomeração nas atividades econômicas dos municípios brasileiros nos anos de 2000 e 2009, tendo como base equações salariais com formulação baseada em um modelo microeconômico desenvolvido por Fingleton (2003). Os resultados obtidos a partir da técnica de variáveis instrumentais via MQ2E e GMM, sugerem que as variações nas taxas salariais dos municípios brasileiros 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.

**Classificação JEL:** R11; R12; R15.

**Abstract:** The paper investigates the empirical evidence of agglomeration economies in the economic activities of the Brazilian municipalities in 2000 and 2009, based on wage equations with formulation based on a microeconomic model developed by Fingleton (2003). The results from the technique of instrumental variables via 2SLS and GMM, suggest that variations in wage rates for Brazilian municipalities are significantly and positively related to the spatial concentration of economic activity and the overflow levels of efficiency between geographically close areas, corroborating Jacobs' theory about urbanization economies.

**Keywords:** Agglomeration Economies; Wage equations; Urbanization Economies.

**JEL:** R11; R12; R15.

Patrícia Araújo Amarante\*

Magno Vamberto Batista da Silva\*\*

<sup>1</sup> Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/UFPB). Email: patyamarante@yahoo.com.br.

<sup>2</sup> Doutor em Economia pela UFPE. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE/UFPB) e do Departamento de Economia da UFPB. Email: magnovbs@gmail.com. Endereço Postal: Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas - Campus I, Departamento de Economia. Cidade Universitária. CEP: 58059-900 - João Pessoa, PB.

## 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 externalidades<sup>3</sup> 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 (1882), 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 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 têm se voltado à verificação empírica acerca da natureza, fontes e escopo das economias de aglomeração.

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.

Em relação aos estudos que utilizam as equações salariais como forma de evidenciar

<sup>3</sup> 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.

a presença de economias de aglomeração no Brasil, 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), 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, 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 ambos os estudos têm como período de análise o ano de 2000. 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 via equações de salários, emprega-se dados sobre a área urbanizada para todos os municípios brasileiros, algo ainda não realizado em estudos anteriores, uma vez que as economias de aglomeração comumente se apresentam com maior intensidade nas áreas urbanas, onde a maior parte das empresas e agentes econômicos estão localizados. Além disso, especialmente no Brasil, as áreas rurais são grandes e muitas vezes com baixa presença de atividades econômicas, sobretudo aquelas voltadas para as atividades industriais, o que poderia gerar problemas nas estimativas.

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. Os anos escolhidos para realização do estudo se destacam por abranger os extremos de uma década marcada por um cenário econômico de estabilidade e crescimento econômico, com relativa melhora nos indicadores sociais e de qualidade de vida. Cabe ressaltar, que 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.

Foram 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), o qual corrobora as teorias de Jacobs (1969) acerca das economias de urbanização. Para tanto, utiliza-se as informações acerca do setor formal da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), a qual disponibiliza dados para a obtenção de características do mercado de trabalho ao nível de agregação municipal. Ademais, ressalta-se que a abordagem das equações salariais com formulação baseada no modelo microeconômico de Fingleton (2003) considera explicitamente a utilização 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. Além disso, tem-se a 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 cinco 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-se 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. Economias de aglomeração na teoria econômica e evidências empíricas

Na literatura sobre as economias de aglomeração, o trabalho de Marshall (1982) 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 (1982), 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 (1982), 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.

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). 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 sobre essa temática tanto nacionalmente quanto internacionalmente. 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 no trabalho de 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; HANSON, 2005; FINGLETON, 2006; FINGLETON; LONGHI, 2013).

Utilizando a estratégia de investigação das economias de aglomeração por meio dos diferenciais de salários urbanos, os resultados do estudo de Glaeser e Maré (2001) 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.

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. 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.

O estudo de Fingleton e Longhi (2013) também analisa a Nova Geografia Econômica e a Teoria Urbana abordando a relação entre salário e economias de aglomeração na perspectiva da Grã-Bretanha. Os seus resultados sugerem que, para os indivíduos do sexo masculino, não há evidência significativa de que os níveis salariais são um resultado dos mecanismos sugeridos pela Nova Geografia Econômica ou Teoria Urbana, mas este não é o caso para as mulheres participantes.

Na literatura nacional, destacam-se os estudos recentes de Galinari (2006), Galinari, Lemos e Amaral (2006), Galinari, Lemos e Amaral (2007), Monasterio, Damé e Salvo (2008), Batista da Silva e Silveira Neto (2009) e Dalberto e Staduto (2013). 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.

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.

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. 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).

Dalberto e Staduto (2013) tem por objetivo verificar o efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais brasileiros, nos anos de 2001 e 2010, por meio da Análise de Componentes Principais. Seus resultados sugerem evidências favoráveis à presença de economias de urbanização.

### 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 Economics* 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 ( $M$ ), 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  $\mu$  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:

$$X = \frac{(1-\beta)N}{\alpha i(t) + s} \quad (6)$$

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:

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

que, por simplificação, obtém-se:

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

em que  $\phi$  é uma função de outras constantes e  $\gamma$  é a elasticidade da produção em relação a  $N$  quando:

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

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:

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

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

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

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  $\alpha$ . Tal como acontece com o fator terra,  $\alpha$  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,  $\ln(A)$ :

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

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

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  $\xi$  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  $\omega$  para captar os erros de medição na variável salário, tem-se:

$$\ln(w) = k_1 + (\gamma - 1) \ln(E) + (\gamma - 1) \left[ b_0 + b_1 H + b_2 CT + \right. \quad (20)$$

$$\left. \cdot \rho \left( W \frac{-k_1}{\gamma - 1} + \frac{1}{\gamma - 1} W \ln(W) - W \ln(E) \right) + \xi \right] + \omega$$

a qual pode ser reescrita da seguinte forma:

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

$$\alpha_1 H + \alpha_2 CT + v$$

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

em que  $k_2$  é uma constante e  $Wk_1$  é uma variável que depende dos valores desconhecidos de  $\phi$  e  $\alpha$ , embora o autor saliente que esta possa ser ignorada sem qualquer efeito.

#### 4. Procedimentos metodológicos

##### 4.1. 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 brasileiros nos anos de 2000 e 2009, ou 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. 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). Destaca-se, entretanto, que, além de abranger apenas o mercado de trabalho formal, a base de dados da RAIS padece de potencial limitação na transmissão de informações decorrente de omissão nas declarações dos estabelecimentos e erros de preenchimento. Por outro lado, fornece um conjunto de dados contemplando características individuais dos trabalhadores como gênero, raça, idade e escolaridade além de informações geográficas e setoriais, em nível de agregação municipal, fundamentais para os objetivos desse trabalho.

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<sup>4</sup>, tais como:

- Taxa salarial ( $\ln(w)$ ): variável dependente do modelo econométrico, calculada como o logaritmo da remuneração média<sup>5</sup> 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 Km<sup>2</sup>);

- 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

<sup>4</sup> As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas encontram-se no Apêndice B.

<sup>5</sup> Para o ano 2000, a remuneração média dos trabalhadores foi deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), base 2009, disponibilizado pelo IBGE;

Ensino Superior incompleto; 16, para o Ensino Superior completo; 18, para o Mestrado completo e 22, para o Doutorado completo.

- Conhecimento Técnico ( $C7$ ): 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:

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

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 A1, 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<sup>6</sup> espaciais distintas, construídas a partir do *software OpenGeoda*: a) uma matriz padronizada de contiguidade espacial de primeira ordem do tipo *Queen*, a qual foi proposta nos estudos de Moran (1948) e Geary (1954), sendo a primeira matriz de ponderação espacial utilizada pela literatura especializada. Conforme Almeida (2012), o critério de vizinhança baseado na contiguidade considera que duas regiões são próximas quando dividem uma fronteira física comum, ou seja, para definir os vizinhos, são levados em consideração 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 centroides.

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:

<sup>6</sup> 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.

#### 4.2. 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::

$$\text{cov}[y_i, y_j] = E[y_i, y_j] - E[y_i] \cdot E[y_j] \neq 0, \text{ para } i \neq j \quad (23)$$

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:  $y = X\beta + \varepsilon$ , cujos resíduos da equação observada possuem a estrutura auto-regressiva  $\varepsilon = \rho W\mu + u$ , em que  $\rho$  é um parâmetro espacial de média móvel. O modelo de 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. Este modelo é expresso formalmente da seguinte forma:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (24)$$

em que  $y$  é a variável dependente,  $\rho$  o coeficiente auto-regressivo,  $W$  a matriz de pesos espaciais,  $X$  a matriz de dados,  $\beta$  a matriz de parâmetros estimados e  $\varepsilon$  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).

Dessa forma, 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. De acordo com Kennedy (1998, p. 148), entre as técnicas de criação de variáveis instrumentais, os métodos de agrupamento são capazes de produzir estimativas consistentes sob condições bastante gerais, sendo o método de Durbin o mais eficiente. Os métodos de agrupamento foram utilizados de maneira satisfatória em estudos como Fingleton (2003, 2005, 2006) e Galinari (2006).

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. Nesse caso particular, as defasagens temporais para a instrumentalização da educação podem ser consideradas curtas, porém a intensa criação de municípios no Brasil em períodos anteriores, assim como as modificações nas faixas de escolaridade disponíveis na base de dados da RAIS ao longo dos anos, impôs limitações aos recursos disponíveis para este trabalho, principalmente no que se refere à padronização de variáveis e ao processamento de dados. No entanto, a validade das variáveis instrumentais utilizadas nas regressões foi constada pelos resultados do teste de Wooldridge (1995), para o modelo de MQ2E, e de Hansen (1982), para o GMM.

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. 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 os testes robustos de Wooldridge (1995), para o modelo de MQ2E, e o de Hansen (1982), para o GMM. A hipótese nula dos testes é que os instrumentos são válidos, ou seja, rejeita-se a proposição de que pelo menos um dos instrumentos empregados se correlaciona com o termo de erro.

## 5. Resultados

A estimação do modelo econométrico baseou-se na especificação para a equação de salários dada pela Equação (21). Tendo em vista que um dos parâmetros da equação a ser estimada ( $\rho$ ) 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  $\rho$  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  $\rho_1$ , o mesmo é empregado para recalcular a variável  $\ln(E)-\rho_1 W \ln(E)$ . O estimador  $\rho_2$  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. 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  $k=10$ .

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 1, 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.

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.

**Tabela 1: 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***        | -0,3906***        | 0,0974*           | -0,0902**         |
|                      | -0,029            | -0,029            | -0,053            | -0,045            |
| W_taxa salarial      | 0,6936***         | 0,7691***         | 0,6615***         | 0,8208***         |
|                      | -0,019            | -0,018            | -0,03             | -0,019            |
| Densidade            | 0,0392***         | 0,0392***         | 0,0474***         | 0,0366***         |
|                      | -0,005            | -0,005            | -0,006            | -0,005            |
| Educação             | 0,0833***         | 0,0826***         | 0,0349***         | 0,0338***         |
|                      | -0,003            | -0,003            | -0,003            | -0,003            |
| Conhecimento Técnico | 0,0021            | 0,003             | 0,0225***         | 0,0199***         |
|                      | -0,002            | -0,002            | -0,004            | -0,004            |
| R <sup>2</sup>       | 0,4224            | 0,4429            | 0,2502            | 0,2904            |
| Observações          | 5.479             | 5.479             | 5.479             | 5.479             |
| Teste F              | F(4, 5474)=804.43 | F(4,5474)=1020.99 | F(4,5474)=273.90  | F(4, 5474)=540.57 |
|                      | Prob>F = 0,000    | Prob>F = 0,000    | Prob>F = 0,000    | Prob>F = 0,000    |
| I de Moran           | z-value = -13.659 | z-value = -9.754  | z-value = -15.570 | z-value = -13.766 |
|                      | Prob (0,000)      | Prob (0,000)      | Prob (0,000)      | Prob (0,000)      |

Fonte: Elaboração própria.

\*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 anteriormente, 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, 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.

Nesse sentido, a Tabela 2, abaixo, reporta os resultados das estimações para os modelos MQO2E e GMM, considerando-se, inicialmente, o conjunto das atividades econômicas nos anos 2000 e 2009. 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 transbordamento dos níveis de eficiência entre as regiões. Como no modelo de Fingleton (2003) o coeficiente autoregressivo ( $\rho$ ) 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..

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 e municípios, 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. 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%. 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 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.

Tabela 2. 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***             | -0,5064***                            | -0,6077***             | -0,5134***                            | -0,2364***             | -0,2954***                            | -0,2332***             | -0,2915***                            |
|                      | -0,184                 | -0,112                                | -0,184                 | -0,108                                | -0,09                  | -0,081                                | -0,09                  | -0,081                                |
| W_taxa salarial      | 1,0034***              | 0,8913***                             | 1,0095***              | 0,9007***                             | 0,8445***              | 0,9013***                             | 0,8458***              | 0,9014***                             |
|                      | -0,161                 | -0,103                                | -0,16                  | -0,099                                | -0,054                 | -0,047                                | -0,054                 | -0,047                                |
| Densidade            | 0,0358**               | 0,0412***                             | 0,0354**               | 0,0405***                             | 0,0525***              | 0,0491***                             | 0,0519***              | 0,0485***                             |
|                      | -0,017                 | -0,011                                | -0,017                 | -0,011                                | -0,006                 | -0,005                                | -0,006                 | -0,005                                |
| Educação             | 0,0729***              | 0,0784***                             | 0,0726***              | 0,0780***                             | 0,0427***              | 0,0418***                             | 0,0423***              | 0,0415***                             |
|                      | -0,007                 | -0,005                                | -0,007                 | -0,005                                | -0,003                 | -0,003                                | -0,003                 | -0,003                                |
| Conhecimento Técnico | 0,0004                 | 0,0023                                | 0,0004                 | 0,0023                                | 0,0178***              | 0,0172***                             | 0,0178***              | 0,0172***                             |
|                      | -0,003                 | -0,112                                | -0,003                 | -0,002                                | -0,004                 | -0,081                                | -0,004                 | -0,004                                |
| R <sup>2</sup>       | 0,38                   | 0,4362                                | 0,3783                 | 0,4354                                | 0,2346                 | 0,2851                                | 0,2346                 | 0,2853                                |
| Observações          | 5.479                  | 5.479                                 | 5.479                  | 5.479                                 | 5.479                  | 5.479                                 | 5.479                  | 5.479                                 |
| Teste de Wald        | Chi2 (4)=<br>1114.36   | Chi2 (4)=<br>1377.11                  | Chi2 (4)=<br>1109.29   | Chi2 (4)=<br>1376.86                  | Chi2 (4)=<br>729.25    | Chi2 (4)=<br>857.40                   | Chi2 (4)=<br>732.86    | Chi2 (4)=<br>860.46                   |
|                      | Prob>Chi2 =<br>0,00    | Prob>Chi2 =<br>0,00                   | Prob>Chi2 =<br>0,00    | Prob>Chi2 =<br>0,00                   | Prob>Chi2 =<br>0,00    | Prob>Chi2 =<br>0,00                   | Prob>Chi2 =<br>0,00    | Prob>Chi2 =<br>0,00                   |
|                      |                        |                                       |                        |                                       |                        |                                       |                        |                                       |
| Teste de Wooldridge  | Chi2 (1)=<br>0.1066    | Chi2 (1)=<br>0.0829                   |                        |                                       | Chi2 (1)=<br>0.5828    | Chi2 (1)=<br>0.7271                   |                        |                                       |
|                      | p = 0,7440             | p = 0,7733                            |                        |                                       | p = 0,4452             | p = 0,3938                            |                        |                                       |
| Teste de Hansen      |                        |                                       | Chi2<br>(1)=0.1064     | Chi2<br>(1)=0.0819                    |                        |                                       | Chi2<br>(1)=0.5829     | Chi2<br>(1)=0.7271                    |
|                      |                        |                                       | p = 0,7443             | p = 0,7747                            |                        |                                       | p = 0,4451             | p = 0,3938                            |

Fonte: Elaboração própria.

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

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

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. 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.

## 5.2 Identificação das economias de aglomeração na indústria de transformação

A Tabela 3, 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.

**Tabela 3. 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)                    |
| <b>Constante</b>            | -0,1334***                           | -0,1365***                           | -0,1615***                           | -0,1618***                           |
|                             | -0,007                               | -0,007                               | -0,012                               | -0,012                               |
| <b>W_taxa salarial</b>      | 0,4534***                            | 0,5102***                            | 0,3178***                            | 0,3431***                            |
|                             | -0,012                               | -0,012                               | -0,013                               | -0,013                               |
| <b>Densidade</b>            | 0,1094***                            | 0,1077***                            | 0,0727***                            | 0,0711***                            |
|                             | -0,003                               | -0,003                               | -0,002                               | -0,002                               |
| <b>Educação</b>             | 0,0741***                            | 0,0722***                            | 0,1058***                            | 0,1045***                            |
|                             | -0,002                               | -0,002                               | -0,001                               | -0,001                               |
| <b>Conhecimento Técnico</b> | 0,0023***                            | 0,0025                               | 0,0055                               | 0,0048                               |
|                             | -0,001                               | -0,001                               | -0,006                               | -0,006                               |
| <b>R<sup>2</sup></b>        | 0,7221                               | 0,7496                               | 0,7542                               | 0,756                                |
| <b>Observações</b>          | 5.479                                | 5.479                                | 5.479                                | 5.479                                |
| <b>Teste F</b>              | F(4, 5474)=5280.36<br>Prob>F = 0,000 | F(4, 5474)=5555.51<br>Prob>F = 0,000 | F(4, 5474)=6053.13<br>Prob>F = 0,000 | F(4, 5474)=6156.48<br>Prob>F = 0,000 |
| <b>I de Moran</b>           | z-value = -3.690                     | z-value = 2.693                      | z-value = 4.027                      | z-value = 11.531                     |
|                             | Prob (0,000)                         | Prob (0,007)                         | Prob (0,000)                         | Prob (0,000)                         |

Fonte: Elaboração própria.

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

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

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.

Desse modo, a Tabela 4, abaixo, destaca os resultados das estimações para os modelos MQO2E e GMM, 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. Nessa, 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.

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 4. 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***             | -0,2094***                            | -0,2311***             | -0,2074***                            | -0,2218***             | -0,2393***                            | -0,2257***             | -0,2423***                            |
|                      | -0,069                 | -0,041                                | -0,066                 | -0,04                                 | -0,035                 | -0,026                                | -0,034                 | -0,026                                |
| W_taxa salarial      | 0,8084***              | 0,7723***                             | 0,7614***              | 0,7658***                             | 0,4183***              | 0,4840***                             | 0,4261***              | 0,4907***                             |
|                      | -0,12                  | -0,081                                | -0,117                 | -0,08                                 | -0,043                 | -0,034                                | -0,042                 | -0,033                                |
| Densidade            | 0,0919***              | 0,0915***                             | 0,0943***              | 0,0920***                             | 0,1157***              | 0,1105***                             | 0,1155***              | 0,1103***                             |
|                      | -0,013                 | -0,009                                | -0,012                 | -0,009                                | -0,006                 | -0,005                                | -0,006                 | -0,005                                |
| Educação             | 0,0590***              | 0,0613***                             | 0,0612***              | 0,0616***                             | 0,0906***              | 0,0884***                             | 0,0903***              | 0,0881***                             |
|                      | -0,007                 | -0,005                                | -0,07                  | -0,005                                | -0,002                 | -0,002                                | -0,002                 | -0,002                                |
| Conhecimento Técnico | -0,0001                | 0,001                                 | 0,0002                 | 0,001                                 | -0,0027                | -0,0038                               | -0,0028                | -0,0038                               |
|                      | -0,001                 | -0,001                                | -0,001                 | -0,001                                | -0,005                 | -0,004                                | -0,005                 | -0,004                                |
| R <sup>2</sup>       | 0,7127                 | 0,7364                                | 0,7209                 | 0,7372                                | 0,7369                 | 0,7397                                | 0,7366                 | 0,7394                                |
| Observações          | 5.479                  | 5.479                                 | 5.479                  | 5.479                                 | 5.479                  | 5.479                                 | 5.479                  | 5.479                                 |
| Teste de Wald        | Chi2(4)=<br>13629.82   | Chi2(4)=<br>15231.47                  | Chi2(4)=<br>14100.37   | Chi2(4)=<br>15284.12                  | Chi2(4)=<br>15820.97   | Chi2(4)=<br>16106.25                  | Chi2(4)=<br>15780.95   | Chi2(4)=<br>16074.41                  |
|                      | Prob>Chi2 =<br>0,000   | Prob>Chi2 =<br>0,000                  | Prob>Chi2 =<br>0,000   | Prob>Chi2 =<br>0,000                  | Prob>Chi2 =<br>0,000   | Prob>Chi2 =<br>0,000                  | Prob>Chi2 =<br>0,000   | Prob>Chi2 =<br>0,000                  |
| Teste de Wooldridge  | Chi2 (1)=<br>2.3545    | Chi2 (1)=<br>0.4424                   |                        |                                       | Chi2 (1)=<br>0.7434    | Chi2 (1)=<br>1.1457                   |                        |                                       |
|                      | p = 0,1249             | p = 0,5060                            |                        |                                       | p = 0,3885             | p = 0,2844                            |                        |                                       |
| Teste de Hansen      |                        |                                       | Chi2 (1)=<br>2.4363    | Chi2 (1)=<br>0.4464                   |                        |                                       | Chi2 (1)=<br>0.7451    | Chi2 (1)=<br>1.1497                   |
|                      |                        |                                       | p = 0,1186             | p = 0,5040                            |                        |                                       | p = 0,3880             | p = 0,2836                            |

Fonte: Elaboração própria.

\*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.

Assim, é possível observar que, de maneira geral, há persistência dos resultados ao longo do tempo, 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, cuja principal hipótese indica 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, apontam que as variações nas taxas salariais dos municípios brasileiros, 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, 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, os coeficientes obtidos para ambas as variáveis são significativos 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 ( $\rho$ ), 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.

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 polos regionais locais, aliadas ao estímulo à educação, desenvolvimento tecnológico, além da 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. Sugere-se, também, a utilização de modelos que possa captar os efeitos das características não observadas das cidades e dos trabalhadores. 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.

## Referências

- ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas, Editora Alínea, 2012.
- ANSELIN, Luc. *SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data*. Urbana-Champaign: University of Illinois, 1992.
- \_\_\_\_\_. *Spatial econometrics*. Dallas: Bruton Center, School of Social Sciences, University of Texas, 1999.
- 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.
- 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.
- CICCONE, Antonio; HALL, Robert E. Productivity and the density of economic activity. *American Economic Review*, v.86, n.1, p.54-70, Mar. 1996.
- DALBERTO, Cassiano Ricardo; Staduto, Jefferson Andronio Ramundo. Uma análise das economias de aglomeração e seus efeitos sobre os salários industriais brasileiros. *Revista de Economia Contemporânea*. v. 17, n. 3, p. 539-569, 2013.
- DEKLE, Robert; EATON, Jonathan. Agglomeration and land rents: evidence from the prefectures. *Journal of Urban Economics*, v.46, n.2, p.200-214, 1999.
- 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.
- FINGLETON, B.; IGLIORI, D.; MOORE, B. Cluster dynamics: new evidence and projections for computing services in Great Britain. *Journal of Regional Science*, v. 45, n. 2, p. 283-311, 2005.
- 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.

GEARY, R. C. The contiguity ratio and statistical mapping. *The Incorporated Statistician*, v.5, n.3, p.115-145, 1954.

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.

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.

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.cnpm.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. Ensaios FEE, v. 28, p. 801-824, 2008.

MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. Journal of Royal Society, v.10, n.2, p. 243-251, 1948.

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.

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.

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 – Atividades utilizadas no cálculo do coeficiente técnico

**Tabela A1. 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           |
| 72.50-8 | 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.

### 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        | 0,238        | 2,3488       |
| Densidade do Emprego | 6,2316 | 1,307         | -0,6351      | 12,5336      |
| Educação             | 8,0363 | 1,6381        | 0            | 16           |
| Coeficiente Técnico  | 0,1741 | 2,3969        | 0            | 111,2637     |

Fonte: Elaboração própria.

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      | 2,799        |
| 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            | 16           |
| Coefficiente Técnico | 0,1741 | 2,3969        | 0            | 111,2637     |

Fonte: Elaboração própria.

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        | 1,691   | 0,2792        | -1,541       | 3,4898       |
| W_Taxa Salarial      | 1,6958  | 0,1864        | 0            | 2,6132       |
| K10_Taxa Salarial    | 1,6888  | 0,1679        | 1,1705       | 2,3244       |
| Densidade do Emprego | 7,0476  | 0,9031        | 0            | 12,6087      |
| Educação             | 10,2106 | 1,174         | 0            | 15,2711      |
| Coefficiente Técnico | 0,1382  | 0,9084        | 0            | 31,2194      |

Fonte: Elaboração própria.

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            | 2,9757       |
| K10_Taxa Salarial    | 1,2198 | 0,4577        | 0            | 2,5847       |
| Densidade do Emprego | 3,8615 | 2,4357        | -3,5232      | 11,3999      |
| Educação             | 7,8227 | 3,7863        | 0            | 16           |
| Coefficiente Técnico | 0,1382 | 0,9084        | 0            | 31,2194      |

Fonte: Elaboração própria.

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