

**III Encontro Pernambucano de Economia  
Área – Economia Regional e Agrícola**

**Análise Espacial do Crescimento do Emprego dos Setores de Confecções e  
Couro-Calçadista nos Municípios da Região Nordeste Entre 2002 e 2012**

Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins <sup>1</sup>  
Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

Magno Vamberto Batista da Silva <sup>2</sup>  
Universidade Federal da Paraíba (UFPB)

---

<sup>1</sup> Mestrando em Economia pelo PPGE-UFPB. E-mail: [julyanlink@hotmail.com](mailto:julyanlink@hotmail.com). Endereço: Rua Desportista Genival Leite, n. 58-C, Mangabeira II, João Pessoa, Paraíba. CEP: 58055-730. Fone: (83) 9924-4341.

<sup>2</sup> Professor Doutor do PPGE-UFPB. E-mail: [magnovbs@hotmail.com](mailto:magnovbs@hotmail.com).

# **Análise Espacial do Crescimento do Emprego dos Setores de Confecções e Couro-Calçadista nos Municípios da Região Nordeste Entre 2002 e 2012**

**RESUMO:** O objetivo do presente estudo é testar a partir das externalidades marshallianas a clusterização horizontal do emprego das MPME's dos setores de confecções e de couro-calçadista para os municípios da Região Nordeste entre 2002 e 2012. Para isso foi utilizado o modelo espacial proposto por Fingleton, Iglioni e Moore (2005), que testa variáveis explicativas do crescimento do emprego setorial das micro, pequenas e médias empresas controlando as estimativas da oferta e da demanda, isolando o efeito da intensidade inicial do *cluster*, bem como possível estágio de efeitos de congestão. Os resultados encontrados sugerem que há uma clusterização horizontal no setor de confecções. Em couros e calçados, por outro lado, parece não haver tal clusterização.

**PALAVRAS-CHAVE:** Externalidades Marshallianas, Nova Geografia Econômica, Econometria Espacial.

**ABSTRACT:** *The aim of this study is to test from the Marshallian externalities horizontal clustering of employment of MSMEs of garment and leather-footwear for municipalities in the Northeast between 2002 and 2012 sectors For this spatial model proposed by Fingleton was used, Iglioni and Moore (2005), which tests the explanatory variables of sectoral employment growth of micro, small and medium enterprises controlling estimates of supply and demand, isolating the effect of the initial intensity of the cluster, as well as possible effects of stage of congestion. The results suggest that there is a horizontal clustering in the garment sector. Leather and footwear, on the other hand, seems to be no such clustering.*

**KEYWORDS:** *Marshallian externalities, New Economic Geography, Spatial Econometrics.*

**JEL CLASSIFICATION:** C21; R11; R12.

## 1. Introdução

Desde o surgimento da civilização, as atividades humanas têm se distribuído de forma desigual entre os continentes e a vida econômica têm-se concentrado em um número relativamente limitado de assentamentos humanos, onde um princípio fundamental é válido: independentemente da escala de análise escolhida, o surgimento de aglomerações econômicas está vinculado ao surgimento das desigualdades entre lugares (Cruz *et al.*, 2011).

A abordagem Marshalliana da Escola Clássica foi a primeira a mostrar que as aglomerações podem ajudar as empresas, particularmente as pequenas agrupadas e especializadas, a obter vantagens em uma mesma área geográfica, formando uma atmosfera industrial que influencia mutuamente o sistema socioeconômico (Keller, 2008). Assim, o conceito de economias externas surge a partir da observação de que a concentração espacial de firmas pode prover ao conjunto de produtores certas vantagens competitivas, que não seriam verificadas caso eles estivessem atuando em regiões distantes umas das outras. Essa interação derivada da proximidade geográfica permite o surgimento de atividades subsidiárias e a formação de redes fornecedoras de bens e serviços, possibilitando, assim, geração de conhecimento e troca de experiências por meio do intercâmbio entre fornecedores e agentes (Campos e Paula, 2008).

Segundo Cruz *et al.* (2011) atualmente, boa parte da fundamentação teórica das economias de aglomeração advém da Nova Geografia Econômica, que colocou a questão espacial no *mainstream* da Economia moderna a partir do desenvolvimento dos artigos seminais de Fujita (1988), Krugman (1991a) e Venables (1996). Para isso, ela inclui concorrência imperfeita num arcabouço de equilíbrio geral, mantendo a hipótese de espaço homogêneo, desenvolvendo modelos matemáticos complexos, microfundamentados e sistematizando muito das teorias das décadas anteriores que tentavam entender a aglomeração no espaço. Entre os fatores influentes nesta questão destacam-se a mobilidade de fatores e produtos, interação entre forças de aglomeração e dispersão, custos de transporte e retornos crescentes de escala.

Os aglomerados produtivos resultantes dessas externalidades são chamados de *clusters*; e derivam da concentração territorial de muitas empresas, em geral, micros, pequenas e médias com características semelhantes, se beneficiando dos transbordamentos de conhecimentos, experiências e informações. No entanto, deve-se salientar que acima de certo nível de *clusterização* há impactos negativos que atuam sobre o emprego (Alves e Silveira Neto, 2007); e para Fingleton, Iglione e Moore (2005), esse efeito de congestão é mais provável nas aglomerações mais densas, de modo que é relevante também levar em consideração o contrapeso das externalidades negativas a níveis mais elevados de concentração econômica.

Dentro dessa perspectiva, como as externalidades marshallianas são fatores que afetam positivamente o nível de emprego e a produtividade local através da acumulação de alguns insumos, faz-se necessário verificar empiricamente a existência ou não desses efeitos. Dessa forma, o presente trabalho está baseado na linha de pensamento da Nova Geografia Econômica, mais precisamente, na idéia de economias externas como determinantes para o desenvolvimento de aglomerados produtivos em determinadas localidades.

Alguns trabalhos já tentaram verificar a existência das externalidades marshallianas em diferentes setores produtivos, a nível municipal, em alguns Estados da Região Nordeste. Entre eles destacam-se Alves e Silveira Neto (2007), Neri e Batista da Silva (2007), Silva; Freitas e Batista da Silva (2011) e Santana; Fernandes e Batista da Silva (2011). Todos estes trabalhos apresentaram evidências de que a “clusterização” horizontal tem efeito positivo sobre o crescimento do emprego das MPMEs setoriais; porém, à medida que esta “clusterização” cresce, há impacto negativo naquele.

No entanto, os modelos apresentados são espaciais, ou seja, não levam em consideração a interação geográfica entre as localidades. Conseqüentemente, tendo em vista tal lacuna, o objetivo central desse trabalho é testar empiricamente a hipótese de “clusterização” horizontal, levando em consideração a dependência espacial, para os setores de confecções e de couro-calçadista nos municípios da Região Nordeste no período compreendido entre 2002 e 2012. Segundo dados da RAIS tais setores estão entre os mais relevantes na indústria de transformação nordestina respondendo regionalmente em 2012 pela geração de 124.983 e 118.052 empregos formais, respectivamente. Além disso, os setores da região estão ganhando espaço nacionalmente, principalmente o couro-calçadista: O peso regional do emprego do setor de confecções do nordeste no setor nacional passou de 15,75% em 2002 para 17,59% em 2012 e o setor couro-calçadista passou de 20,26% para 31,10% respectivamente.

O modelo utilizado será o proposto por Fingleton; Iglioni e Moore (2005) e avança empiricamente na metodologia ao incluir a questão da interação espacial no modelo econométrico mediante o uso do estimador espacial de Kelejian e Prucha (1997,1998). Além dessa vantagem metodológica, levar-se-á em consideração não apenas os municípios de algum Estado isoladamente, mas sim todos os da região Nordeste. Esse fato é importante, pois permite levar em consideração os efeitos de transbordamento, que muitas vezes ultrapassam as fronteiras estaduais, bem como a utilização de dados mais recentes da RAIS e uma janela temporal maior.

Primeiramente será verificado se há algum tipo de autocorrelação espacial para os dados do emprego setorial, através dos indicadores de  $I$  de Moran global e do indicador local de associação espacial (*LISA*). Posteriormente será estimado o modelo econométrico que verificará o impacto da clusterização horizontal sobre crescimento do emprego setorial das micro, pequenas e médias empresas (MPMEs). Também será verificado se acima de certo nível, há impacto negativo no crescimento do emprego nos dois setores acima citados entre 2002 e 2012 na Região.

Juntamente com essa introdução, o presente trabalho possui cinco seções. Na próxima seção, será feita uma breve discussão sobre os fundamentos teóricos das economias de aglomeração. Na seção seguinte, serão expostos os procedimentos metodológicos adotados e a descrição da base de dados utilizada. Na seção subsequente, serão discutidos os resultados alcançados, e, por fim, serão feitas as considerações finais.

## **2. Uma Revisão Teórica das Economias de Aglomeração**

O primeiro a apresentar as vantagens oriundas da concentração produtiva foi Marshall (1920). Para ele as causas que influenciam a distribuição geográfica das indústrias vão desde a formação de um constante agrupamento de trabalhadores especializados e a produção de novas ideias, às condições físicas da região e a disponibilidade e facilidade de acesso aos insumos necessários à produção e aos mercados consumidores. Além disso, a presença de transbordamentos ou *spillovers* de conhecimentos e experiências também permite que as firmas tornem-se mais eficientes.

Devido à sua contribuição pioneira, os efeitos benéficos dessa externalidades de concentração ficaram conhecidos como Externalidades Marshallianas. Assim, a concentração geográfica de um grande número empresas especializada geraria dois tipos de economias: as economias de escala externas às firmas e as economias de escala internas à firma. A primeira resultaria do desenvolvimento da indústria geograficamente concentrada e são acessíveis a qualquer ramo de produção. A segunda dependeria do porte das firmas individuais, dos recursos das empresas que a ela se dedicam individualmente, de suas organizações e eficiência de suas administrações.

Posteriormente, vários estudiosos e pesquisadores procuraram entender e explicar com mais profundidade o surgimento das aglomerações produtivas em determinadas localidades; e foi a partir das duas últimas décadas do século passado, que os problemas de localização ganharam um espaço maior e mais consistente no debate econômico com o surgimento de várias contribuições teóricas da Nova Geografia Econômica (NGE), principalmente devido aos avanços na modelagem incorporando pressupostos de concorrência imperfeita e sua extensão para estudos realizados no campo da economia internacional (Cruz *et al.*, 2011).

A NGE tenta entender quais são as forças que moldam as atividades no território a partir de fenômenos estritamente econômicos, ou seja, ela exclui de seu escopo a distribuição natural das vantagens comparativas resultantes das dotações de recursos naturais e de localização. O principal seria entender a persistência das desigualdades como resultado de forças de mercado. Dessa forma, parte-se de um espaço homogêneo para compreender se a dinâmica econômica seria suficiente para explicar a concentração ou dispersão das atividades geograficamente. Com modelos espaciais microfundamentados busca-se analisar e explicar por que as atividades econômicas optam por se estabelecer em determinados lugares, com o resultado de que alguns lugares têm mais sucesso econômico que outros, bem como o porquê da especialização e concentração de determinados setores em torno de certas áreas geográficas.

Segundo Ottaviano e Thisse (2004) na NGE a questão das desigualdades regionais direcionam-se a partir de três linhas de pesquisas desenvolvidas de três artigos seminais de Fujita (1988), Krugman (1991a) e Venables (1996), gerando então três blocos de trabalhos: efeito de mercado interno (*Home Market Effect*); modelos de centro-periferia, pela mobilidade de mão de obra e pelas ligações setoriais encadeadas; e, finalmente, modelos de desigualdade em forma de sino.

O primeiro ramo da literatura enfatiza como os efeitos de mercado interno, ou seja, o tamanho do mercado de uma região pode levar à concentração das atividades no espaço. A localização das empresas passa a ser uma decisão explícita das firmas. Assim, vantagens econômicas, derivadas de um maior mercado interno, são as forças que explicam a concentração da atividade no espaço. Os modelos de centro-periferia herdaram da literatura de desenvolvimento dos anos 1950, os chamados processos de concentração cumulativos, muitas vezes comparados a efeitos de bola de neve. Em uma primeira linha de pesquisa, este efeito concentrador viria da mobilidade da mão de obra ou de firmas, que acabaria por reforçar o efeito de mercado interno, resultando numa concentração das atividades no “centro” (que concentraria todas as atividades manufatureiras), e a periferia teria apenas atividades primárias ou de pouco valor agregado. Finalmente, os modelos de desigualdade em forma de sino enfatizam que a concentração das atividades seguiria uma forma de U invertido quando se aumenta a integração entre as regiões. Assim, haveria um pico da concentração em níveis intermediários de integração comercial, a partir do qual, os custos de congestionamento ou as externalidades negativas desta concentração passariam a dominar os eventuais efeitos positivos do centro, levando a uma desconcentração das atividades (Cruz *et al.*, 2011).

Neste escopo Krugman (1991a, 1991b), Fujita e Thisse (2002) e Fujita *et al.* (2002) formalizaram as ideias das externalidades Marshallianas e representaram modelos matemáticos que explicam esse fenômeno. Além disso, em contraposição à teoria tradicional que argumentava em favor das vantagens comparativas para explicar a especialização ou concentração das atividades econômicas em determinada região, os modelos da NGE levam em consideração os retornos crescentes de escala, custos de transportes, economias de aglomeração e custos de congestionamentos como elementos explicadores da localização industrial (Batista da Silva e Silveira Neto, 2007).

Krugman (1991a, 1991b) demonstrou que essas externalidades não estão apenas associadas à *spillovers* tecnológicos, mas também a outros fatores como custo de transporte,

além de retornos crescentes de escala. Consequentemente Fujita e Thisse (2002) e Venables (1996) demonstraram pensamento semelhante ao ressaltar a maior interação intra-industrial que a intersetorial e baixo custo de transporte, em contraposição a situação de maior dependência inter-industrial e altos custos de transporte, e de *linkages* mais forte intra-industriais que inter-industriais. Dessa forma, as economias de localização explicariam o crescimento dos distritos industriais e conseqüentemente surgiriam fortes disparidades regionais dentro de um mesmo país e regiões implicando na existência de aglomerados em diferentes escalas espaciais.

Nesta direção, de acordo com Baptista e Swann (1998), os benefícios do processo de “clusterização”, ou aglomeração espacial, podem ser divididos em benefícios do lado da demanda e do lado da oferta. No lado da demanda, as firmas podem obter vantagens da forte demanda local, derivada principalmente de outras indústrias. Também podem obter vantagens dos consumidores locais, que podem ser boas fontes de ideias inovativas e também cooperam para que haja maior competição entre as firmas do *cluster*. Já no lado da oferta, Baptista e Swann (1998), bem como Krugman (1991a) e Fujita e Thisse (2002), ressaltam que os *clusters* têm a vantagem de ter um mercado de trabalho local especializado, com trabalhadores qualificados. Outras vantagens do lado da oferta estão na provisão de insumos e também na existência de *spillovers* tecnológicos, que são as externalidades positivas relacionadas à transmissão de conhecimento entre as firmas de um *cluster*, como se falou anteriormente. Porém conjectura-se que há um limite para estas externalidades positivas, pois, à medida que a “clusterização” cresce, o efeito congestão tende a superar os benefícios antes obtidos por meio desta (Alves e Silveira Neto, 2007).

### 3. Metodologia

#### 3.1. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Conforme Anselin (1998), a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é um conjunto de técnicas estatísticas, que com uso de dados georreferenciados, tem por objetivo descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar localizações atípicas ou *outliers* espaciais, detectar padrões de associação espacial, ou seja, *clusters* ou *hot spots*, e sugerir regimes ou outras formas de heterogeneidade espacial.

A AEDE permite identificar a estrutura de correspondência espacial que melhor descreve o padrão de distribuição dos dados, evidenciando como os valores estão correlacionados no espaço geográfico, e essas dependências podem ser identificadas através de testes formais de associação espacial. Na literatura, as mais utilizadas são as estatísticas *I* de Moran global e o *Local Indicator of Spatial Association Indicador (LISA)*.

A estatística *I* de Moran identifica a estrutura de correlação espacial que melhor descreve os dados, fornecendo, para tanto, um único valor como medida de associação espacial utilizada para caracterizar toda a região de estudo. Moran (1948) baseia seu coeficiente de autocorrelação espacial, nos valores da medida de autocovariância na forma de produto cruzado, com a matriz de ponderação espacial normalizada na linha. Formalmente, o *I* de Moran global é expresso da seguinte forma:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Em que  $x$  é um vetor ( $n \times 1$ ) das observações de  $x_i$  em desvios da média  $\bar{x}$ ,  $W$  é a matriz de peso espacial com ( $n \times n$ ) elementos  $w_{ij}$  representa a topologia do sistema espacial, e  $S_0$  a soma dos elementos da matriz de peso espacial, que é definida exogenamente segundo vários

critérios, sendo os mais comuns a contigüidade e a distância física. Na verdade, não existem ainda testes formais para determinar qual é a matriz de ponderação espacial ótima, e em geral os trabalhos empíricos utilizam o procedimento proposto por Baumont (2004) em que se seleciona a matriz de pesos espaciais que gera o mais alto e significativo valor do  $I$  de Moran<sup>3</sup>.

Quando há autocorrelação positiva ( $I$  de Moran positivo e significativo), os dados estão concentrados através das regiões (similaridade). Por outro lado, quando há autocorrelação negativa ( $I$  de Moran negativo e significativo), os dados estão dispersos espacialmente (dissimilaridade), sendo que a força de concentração e dispersão é dada pelo valor absoluto da estatística.

No entanto, muitas vezes, padrões espaciais locais podem ser ofuscados por padrões espaciais globais, pois é natural em pesquisas sociais aplicadas não se encontrar homogeneidade das variáveis no espaço. Com isso, determinadas localidades podem apresentar comportamento diferente do conjunto total de regiões envolvidas na área de estudo (Almeida, 2012). Tendo isso em mente, é empregado o  $I$  de Moran Local (LISA), que ao decompor o  $I$  global permite capturar especificidades locais como *clusters* e *outliers*. A estatística LISA é calculada para a  $i$ ésima localidade como:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j$$

Em que  $w_{ij}$  indica os elementos da matriz de pesos espaciais  $W$  entre os pontos  $i$ ,  $j$ ,  $z_i$  e  $z_j$  indicam o valor da variável analisada por região  $i$  e  $j$ . Esta estatística fornece para cada observação uma indicação de *clusters* ou agrupamentos espaciais significativos, de valores semelhantes, em torno daquela observação, bem como uma identificação de instabilidades locais, ou seja, *outliers* significativos.

A versão cartográfica da estatística LISA é conhecida como *Moran Map*, e representa graficamente a regressão do valor original da variável em análise sobre o seu valor espacialmente defasado, cujo coeficiente de inclinação é o  $I$  de Moran global. O diagrama é dividido em quatro quadrantes representantes dos diferentes tipos de associação espacial: os *clusters* Alto-Alto (AA), região que apresenta alto valor da variável em estudo, circundada por uma vizinhança em que o valor médio da mesma variável também é alto, e Baixo-Baixo (BB), região de baixo valor na qual a média dos seus vizinhos também é baixa; e os *outliers* Baixo-Alto (AB), região com baixo valor, circunvizinha de uma vizinhança cujo valor médio é alto, e Alto-Baixo (BA), região com alto valor na qual a média das regiões contíguas é baixa.

### 3.2. A Econometria Espacial

O que diferencia a econometria espacial da econometria tradicional é que nessa primeira os dados utilizados apresentam dependência e transbordamento espacial, que podem ser capturados mediante modelagem, onde a grande questão é identificar o tipo de transbordamento presente e qual o modelo mais apropriado para capturar esse processo (Almeida, 2012). Existe na literatura uma gama de processos espaciais globais, locais e mistos, que especificam modelos e métodos de estimação apropriados para cada situação. Este trabalho focará sua análise no modelo de defasagem espacial global com regressores endógenos.

---

<sup>3</sup> Baseado neste critério, este trabalho utilizará a matriz de contigüidade do tipo *Queen* normalizada.

No modelo de defasagem espacial (SAR - *Spatial Auto Regressive*) tem-se que a variável dependente da região  $i$  está correlacionada espacialmente com o valor da variável dependente na região  $j$ , e tem esse transbordamento capturado em  $\rho$  mediante defasagem espacial da variável dependente  $Wy$  dado o uso de uma matriz de ponderação espacial. Nesse caso, o sinal e magnitude de  $\rho$  definirá o tipo e força desse transbordamento. A restrição que se admite sobre o modelo é que  $|\rho| < 1$ , uma vez que a força de interação se dissipa à medida que há um distanciamento geográfico do epicentro de choque. Como destaca Almeida (2012) a equação 1 pode ser estimada por máxima verossimilhança, quase máxima verossimilhança ou variáveis instrumentais, dependendo da normalidade ou não dos resíduos  $u$ .

$$y = \rho Wy + X\beta + u \quad 1$$

No entanto, em muitas situações, principalmente quando se tem o objetivo de identificar relações de causalidade entre determinadas políticas, o problema de endogeneidade aparece nos modelos espaciais, surgindo a necessidade de se utilizarem abordagens que estendam, por exemplo, os estimadores de variáveis instrumentais para situações com dependência espacial (Carvalho Ywata e Albuquerque, 2011).

Há na literatura especializada diversos artigos que exploram essa temática como Kelejian e Prucha (1997, 1998); Kelejian e Robinson (2002, 2007 e 2009); e Kelejian *et al.* (2004). Nestes artigos os autores propuseram o estimador espacial de mínimos quadrados de dois estágios (S2SLS). Entre as vantagens do uso deste estimador pode-se destacar a possibilidade da estimação de modelos com regressores endógenos, bem como correção de heterocedasticidade.

### 3.3. O Modelo Econométrico

A regressão estimada neste trabalho que é baseada no modelo proposto por Fingleton; Iglioni e Moore (2005), procura explicar o crescimento do emprego das micros, pequenas e média empresas (MPMEs) dos setores de confecções e couro-calçadista nos municípios do Nordeste brasileiro entre 2002 e 2012. Estes autores partiram da análise microfundamentada desenvolvida por Fujita e Thisse (2002) para testar algumas hipóteses sobre a importância da *clusterização* horizontal para o crescimento do emprego nas pequenas e médias empresas para o setor de serviços de computação na Grã-Bretanha, no período de 1991 e 2000. Na realidade, a estimação desenvolvida tinha a finalidade de controlar as estimativas da oferta e da demanda isolando o efeito da intensidade inicial do *cluster*.

A variável dependente do modelo, denominada de PIEG e definida na tabela 1, é a variação do emprego das MPMEs nos setores do decênio em estudo. O modelo parte do pressuposto de que a aglomeração das MPMEs em uma determinada área terá alguns efeitos benéficos para o crescimento do emprego devido aos efeitos das externalidades positivas. Fingleton; Iglioni e Moore (2005) prevêem uma relação não-linear e quadrática entre intensidade de clusterização e o crescimento do emprego, que reflete não somente as externalidades positivas, mas também as externalidades negativas devido ao efeito congestão. Dessa forma, inicialmente, a intensidade do *cluster* é crescente e é provável que o crescimento do emprego aumentará devido às externalidades positivas. Entretanto, é provável que, em algum momento, as externalidades negativas, associadas ao efeito congestão, também começarão a ter um efeito que neutralize cada vez mais as externalidades positivas porque há aumento da intensidade de “clusterização”, de modo que o crescimento do emprego tenderá para zero, podendo tornar-se negativo.



**Tabela 1 - Variáveis do modelo econométrico**

Variável	Descrição
PIEG	Varição do emprego industrial setorial das MPMEs entre 2002 e 2012
MC	Emprego industrial setorial das MPMEs em 2002
MCQ	Quadrado do emprego industrial setorial das MPMEs em 2002
PTEG	Varição do emprego das MPMEs da indústria de transformação entre 2002 e 2012
LTEG	Varição do emprego das grandes empresas da indústria de transformação entre 2002 e 2012
ETOT	Emprego da indústria de transformação em 2002 menos MC

Fonte: Elaboração Própria

Como variáveis explicativas, inicialmente temos MC e MCQ que medem os efeitos das externalidades positivas e as externalidades negativas, respectivamente. Outros condicionantes de controle são o crescimento do emprego das MPMEs da indústria de transformação (PTEG) e o crescimento do emprego das grandes empresas da indústria de transformação (LTEG). A primeira variável captura o crescimento da demanda das MPMEs, independentemente do setor, e também reflete a provisão de insumos das MPMEs em outros setores. A segunda, é uma *proxy* para a demanda das grandes empresas em outros setores que não os de confecções e couro-calçados e também representa a provisão de insumos das grandes firmas em outros setores. Incluiu-se também uma variável explicativa que tenta captar externalidades relativas à qualidade da provisão de infraestrutura urbana e reflete a enorme variedade de ofertantes em áreas com maior densidade populacional, que melhorariam o crescimento do emprego. Esta variável é dada por ETOT e se trata do nível de emprego total da indústria de transformação das MPMEs, em 2002, menos a medida do *cluster* MC.

Entretanto, PTEG e LTEG são duas variáveis que apresentam um elevado potencial para endogeneidade. Isso porque, cada uma dessas variáveis poderia ser uma resposta à variação em PIEG. Em função disso, é necessário o uso de variáveis que corrijam esse efeito, de forma que elas não sejam correlacionadas com o termo de erro e que sejam correlacionadas com a variável endógena. Essa variável é chamada de instrumental e pode ser contínua ou discreta. Dessa forma, seguindo Fingleton; Iglioni e Moore (2005) e Alves e Silveira Neto (2007) foram construídos dois instrumentos para cada regressor endógeno. O primeiro grupo de instrumentos foi construído mediante o método dos três grupos: atribuiu-se valor -1 quando houve crescimento negativo do emprego em PTEG e LTEG, 0 caso houve crescimento nulo e 1 caso tenha ocorrido crescimento positivo. O segundo grupo de instrumentos são *dummies* que assumem valor 0 caso os regressores endógenos assumam valores negativos ou nulo e 1 se assumem valores positivos.

### 3.4. Os dados

Os dados deste trabalho são oriundos da Relação Anual das Informações Sociais (RAIS), disponíveis no *site* do Ministério do Trabalho e Emprego. Os dados da variável emprego foram coletados a nível municipal entre os anos de 2002 e 2012 em toda a região Nordeste. Como período de estudo compreende vários anos, para compatibilizar os municípios que existiam em 2012 com os de 2002, utilizou-se a homogeneização destes através das Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs). Dessa forma, foram estudados 1787 municípios e AMCs de um total de 1794 municípios nordestinos vigentes em 2012<sup>4</sup>.

<sup>4</sup> As 07 AMCs foram formadas dos seguintes municípios: Picos e Aroeiras do Itaim (PI), Altos e Pau D'arco do Piauí (PI), Teresina e Nazária (PI), Várzea e Jundiá (RN), Coruripe e Jequiá da Praia (AL), Barreiras e Luís Eduardo Magalhães (BA), Serrinha e Barrocas (BA).

Além disso, no Brasil, a classificação das empresas segundo o tamanho varia amplamente, porém a mais usual é aquela que se baseia no número de empregados, adotada pelo Serviço de Apoio às Micro e Pequenas Empresas (SEBRAE). Dessa forma, pela classificação para a indústria, serão consideradas microempresas aquelas que possuem até 19 empregados; pequenas empresas, de 20 a 99 e médias empresas de 100 a 499 empregados.

Como pode ser observado na Tabela 2 se levará em consideração apenas o emprego das atividades expostas nos subsetores abaixo discriminados baseado na classificação nacional de atividade econômica CNAE 95, onde a divisão 18 corresponde à confecção de artigos de vestuário e acessórios e a divisão 19 à preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados, não considerando, assim, toda a cadeia produtiva desses setores.

**Tabela 2 - Divisão selecionada da CNAE 95**

**Confecção de artigos de vestuário e acessórios**

<b>Código</b>	<b>Atividade Econômica (Divisão 18)</b>
18.12-0	Confecção de peças do vestuário - exceto roupas íntimas, blusas, camisas e semelhantes
18.11-2	Confecção de roupas íntimas, blusas, camisas e semelhantes
18.13-9	Confecção de roupas profissionais
18.21-0	Fabricação de acessórios do vestuário
18.22-8	Fabricação de acessórios para segurança industrial e pessoal

**Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados**

<b>Código</b>	<b>Atividade Econômica (Divisão 19)</b>
19.10-0	Curtimento e outras preparações de couro
19.31-3	Fabricação de calçados de couro
19.39-9	Fabricação de calçados de outros materiais
19.33-0	Fabricação de calçados de plástico
19.21-6	Fabricação de malas, bolsas, valises e outros artefatos para viagem, de qualquer material
19.29-1	Fabricação de outros artefatos de couro
19.32-1	Fabricação de tênis de qualquer material

Fonte: Elaboração própria com base nas informações da RAIS

## 4. Análise dos Resultados

### 4.1. Estatísticas Descritivas e AEDE

Na Tabela 3, temos as 20 maiores variação absolutas do emprego setorial entre 2002 e 2012. Além da taxa de crescimento da variável, há também o peso relativo do município no emprego setorial do Nordeste. De forma geral, os maiores crescimentos do emprego das MPMEs no setor de confecções ocorreram em municípios do Ceará e Pernambuco, destacando-se no primeiro Fortaleza, Maracanaú e Caucaia; e no segundo, Santa Cruz do Capibaribe, Caruaru, Toritama e Recife. Por outro lado, no setor de couro e calçados, destacam-se os municípios do Ceará e da Bahia com Juazeiro do Norte, Barbalha, Fortaleza e Iraucuba no primeiro; e Conceição do Coite, Serrinha e Santaluz, no segundo. Além disso, quando se analisa a representatividade municipal no emprego regional, constata-se que no setor de confecções essas cidades reunidas representavam 50,09% e 53,36% do emprego

setorial Nordeste em 2002 e 2012, respectivamente. No setor de couros e calçados esses valores são de 8,10% e 14,38% em 2002 e 2012, respectivamente.

A concentração espacial do emprego pode indicar a existência de *clusters* que serão testados a partir do *I* de Moran. Quando analisa-se a dependência espacial do emprego setorial das MPMEs em 2002 e 2012, constata-se pelo *I* de Moran global da Tabela 4 que houve um aumento do efeito da concentração espacial do emprego nos dois setores no decênio em estudo. Em 2002 encontramos um valor de 0,06 contra 0,10 em 2012 no setor de confecções; e 0,08 contra 0,11 no setor de couros e calçados. Por outro lado, o indicador sugere que a variação do emprego no período é ainda mais autocorrelacionado espacialmente, uma vez que foi encontrado para o primeiro setor um *I* de Moran de 0,18 e para o segundo setor uma estatística de 0,13.

Esses resultados positivos e significativos sugerem que há uma correlação espacial positiva do emprego setorial das MPMEs na região, bem como o processo de crescimento do emprego nestes setores no período de estudo também apresenta essa mesma característica.

**Tabela 4 - I de Moran Global dos Setores de confecções e couro-calçados**

<b>Confecções</b>		
<b>Ano/período</b>	<b>I-Moran</b>	<b>p-valor</b>
2002	0,0625	0,008
2012	0,1073	0,000
Var 2002-2012	0,1813	0,000
<b>Couros e Calçados</b>		
2002	0,0858	0,000
2012	0,1146	0,000
Var 2002-2012	0,1327	0,000

Fonte: Elaboração própria

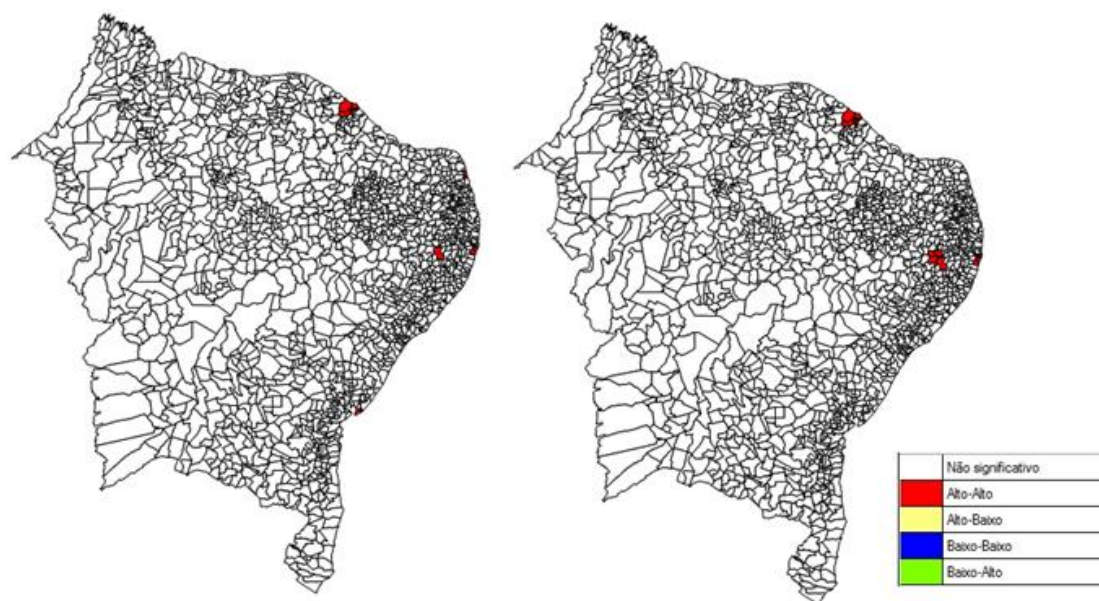
Quando se analisa os resultados gráficos da *LISA* do emprego em 2002 e 2012 das MPMEs, percebe-se que para o setor de confecções praticamente não houve alteração na estrutura dos *clusters* do tipo Alto-Alto, mantendo-se na Região metropolitana de Recife e agreste Pernambucano e no entorno da Região Metropolitana de Fortaleza. Destacam-se contemporaneamente os municípios de Caucaia, Eusébio, Fortaleza, Itaitinga, Maracanaú, Maranguape e Pacatuba no Ceará; e Caruaru, Recife, Santa Cruz do Capibaribe, Taquaritinga do Norte, Toritama, Brejo da Madre de Deus, Jaboatão dos Guararapes, Olinda e paulista em Pernambuco.

Tabela 3 – Estatísticas setoriais

Confecções						Couros e Calçados					
UF	Município	Var 02/12	Var (%) 02/12	Peso NE (%) 2002	Peso NE (%) 2012	UF	Município	Var 02/12	Var (%) 02/12	Peso NE (%) 2002	Peso NE (%) 2012
CE	Fortaleza	9.983	53,67	26,56	22,86	CE	Juazeiro do Norte	2.868	143,25	2,95	4,12
PE	Santa Cruz do Capibaribe	3.251	303,83	1,52	3,45	BA	Conceição do Coite	867	1.313,63	0,09	0,79
PE	Caruaru	3.149	119,41	3,76	4,62	BA	Serrinha	818	-	0,00	0,69
CE	Maracanau	2.224	114,40	2,77	3,33	CE	Barbalha	687	210,73	0,48	0,85
PE	Toritama	1.873	267,18	1,00	2,05	CE	Fortaleza	581	52,81	1,62	1,42
BA	Salvador	1.551	53,15	4,16	3,57	CE	Iraucuba	562	-	0,00	0,47
PE	Recife	1.444	60,92	3,38	3,05	MA	Governador Edison Lobão	514	886,20	0,08	0,48
CE	Caucaia	1.325	784,02	0,24	1,19	BA	Santaluz	487	-	0,00	0,41
CE	Frecheirinha	1.081	1.663,07	0,09	0,91	BA	Castro Alves	475	-	0,00	0,40
CE	Maranguape	956	97,15	1,40	1,55	PB	Campina Grande	437	50,34	1,28	1,10
PI	Teresina	730	40,08	2,60	2,04	CE	Itapagé	426	4.260,00	0,01	0,36
PE	Taquaritinga do Norte	723	485,23	0,21	0,69	BA	Conceição do Almeida	421	-	0,00	0,35
PB	Guarabira	567	141,04	0,57	0,77	BA	Valente	382	154,65	0,36	0,53
SE	Nossa Senhora do Socorro	495	543,95	0,12	0,46	CE	Camocim	377	159,07	0,35	0,52
PE	Surubim	488	536,26	0,12	0,46	SE	Nossa Senhora Aparecida	343	-	0,00	0,29
BA	Caetite	450	371,90	0,17	0,45	CE	Crato	321	373,25	0,12	0,34
SE	Aracaju	445	96,52	0,65	0,72	CE	Pentecoste	318	114,80	0,40	0,50
BA	Vitória da Conquista	443	265,26	0,23	0,48	PB	Mogeirol	312	173,34	0,26	0,41
CE	Pacatuba	439	138,05	0,45	0,60	BA	Ipirá	300	1.000,00	0,04	0,27
PE	Cupira	378	1.575,00	0,03	0,32	CE	Uruburetama	287	-	0,00	0,24

Fonte: Elaboração própria com base na RAIS

**Figura 1.** Moran Map do emprego das MPMEs do setor de confecções em 2002 e 2012



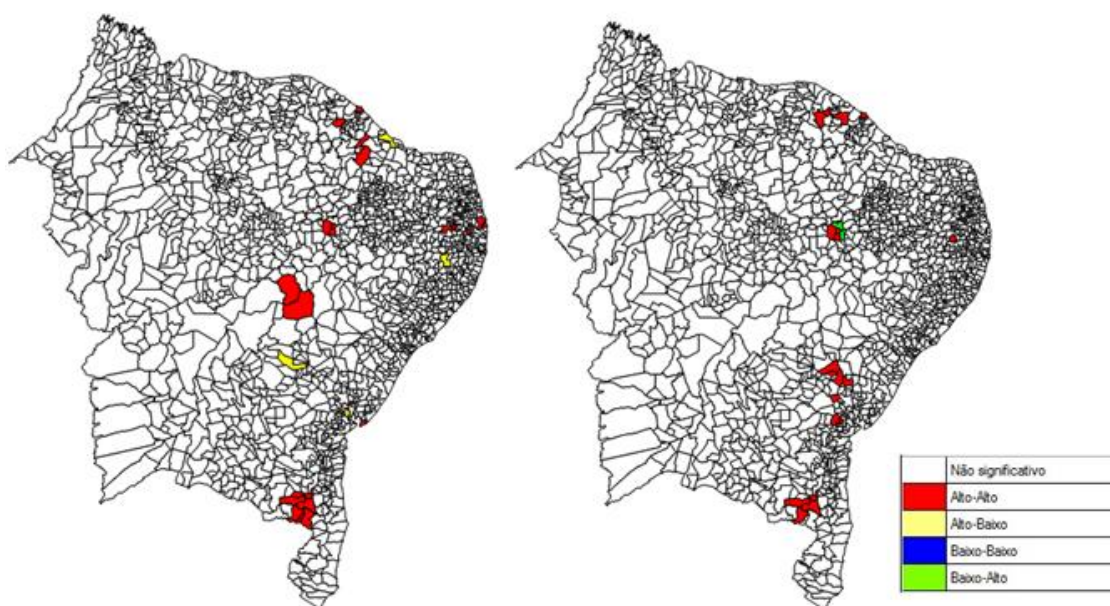
Fonte: Elaboração Própria

Por outro lado, no setor de couros e calçados parece haver uma mudança na estrutura dos *clusters*, e *outliers* no período. Isso sugere que embora o processo de dependência espacial do emprego no período tenha se levado, constatado pelo  $I$  de Moran, houve uma mudança espacial dessa dependência entre os municípios da região<sup>5</sup>. No Ceará houve uma concentração maior em torno da Região de Fortaleza, diminuição considerável dos aglomerados da Paraíba, e o surgimento de *clusters* no Centro-Sul baiano. Em 2012 destacaram-se Barbalha, Crato, Fortaleza, Iraucuba, Itapagé, Juazeiro do Norte, Maracanaú, Pentecoste e Uruburetama no Ceará. Na Bahia temos Castro Alves, Conceição do Almeida, Conceição do Coite, Firmino Alves, Itambém, Itapetinga, Itororó, Macarani, Santaluz, Sapeacu, Serra Preta, Serrinha e Valente.

Essa hipótese parece ter mais sustentação quando avalia-se a estatística *LISA* da variação do emprego dos dois setores na Figura 3. Além disso, baseando-se na análise espacial dos *clusters* tipo Alto-Alto, no setor de confecções, os maiores crescimento do emprego se concentraram basicamente nas mesmas regiões que se destacavam pela alta concentração da variável em 2002, ou seja, o cluster do agreste pernambucano, Região Metropolitana de Recife e do entorno de Fortaleza no Ceará. Couros e calçados, por outro lado, o destaque de crescimento foi principalmente fora das regiões que se destacavam na concentração do emprego em 2002, ou seja, o Centro-Sul baiano com os municípios já citados.

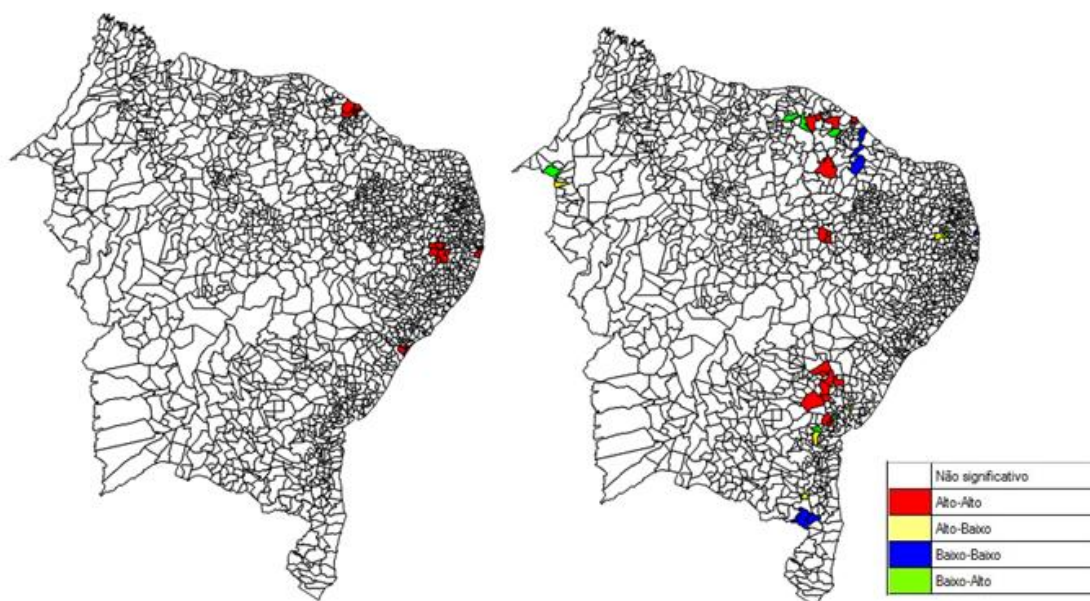
<sup>5</sup> Os resultados da AEDE não mudam quando se inclui o emprego das grandes empresas no setor de confecções. No entanto, no setor de couros e calçados a sensibilidade é grande, alterando profundamente os resultados da *LISA*. Esse fato sugere que as grandes empresas têm influência relevante na interação espacial do emprego neste setor.

**Figura 2.** Moran Map do emprego das MPMEs do setor de couros e calçados em 2002 e 2012



Fonte: Elaboração Própria

**Figura 3.** Moran Map da variação do emprego das MPMEs dos setores de confecções e de couros e calçados entre 2002 e 2012.



Fonte: Elaboração Própria

#### 4.2. Resultados do Modelo Econométrico

Na tabela 5 têm-se as principais estatísticas descritivas das variáveis em estudo dos dois setores. De forma sucinta, a média da variável dependente (PIEG) no setor de confecções é superior a do setor de couros e calçados. Por outro, lado o desvio padrão do primeiro setor é três vezes maior, sugerindo que os altos crescimentos do emprego das MPMEs do setor de

confeções são mais concentrados em poucos municípios se comparado ao setor de couros e calçados.

**Tabela 5 - Estatísticas descritivas das variáveis**

<b>Confeções</b>				
<b>Variável</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
PIEG	22,74	282,12	-526	9.983
MC	30,11	465,82	0	18.599
MCQ	21.7781,9	8.189.522	0	3,46E+08
PTEG	66,81	458,63	-1.644	14.761
LTEG	73,7	530,31	-3.125	6.289
ETOT	326,88	1.684,72	0	39.643
<b>Couros e Calçados</b>				
PIEG	6,64	91,91	-427	2.868
MC	11,18	75,66	0	2002
MCQ	5.843,82	103.118,4	0	4.008.004
PTEG	66,81	458,63	-1.644	14.761
LTEG	73,7	530,31	-3.125	6.289
ETOT	345,81	2.006,72	0	57.142

Fonte: Elaboração Própria

Com relação à estimação das regressões a análise foi iniciada a partir do modelo aespacial. As regressões foram estimadas com a variável dependente e as variáveis explicativas exógenas e endógenas normalizadas. Na Tabela 6 encontram-se os resultados da estimação deste, que foram obtidos via mínimos quadrados em dois estágios nos dois setores em estudo. Percebe-se que o ajuste do modelo de confeções foi bem mais elevado que o de couros e calçados. Além disso, os instrumentos utilizados nas estimações são considerados bons, uma vez que pelas estatísticas dos testes de Sargan (1958) e Basman (1960) não se pode rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são conjuntamente válidos.

O próximo passo é testar a dependência espacial dos resíduos deste modelo. Na Tabela 7 os resultados do *I* Moran Global acusam dependência espacial. Dessa forma, a não inclusão da variável que capture o processo de dependência espacial nos modelos gera estimativas viesadas e inconsistentes (Fingleton; Iglioni e Moore, 2005).

Assim, é estimado um modelo que inclui a variável dependente defasada espacialmente nos regressores, denominada WPIEG. Esse novo modelo é denominado modelo de defasagem espacial global ou SAR. Consequentemente, os coeficientes do modelo são estimados via mínimos quadrados em dois estágios espaciais (S2SLS) em sua versão robusta à heterocedasticidade.

Uma vez estimado o modelo espacial é necessário testar a existência de autocorrelação espacial dos resíduos. Se isso ocorrer, o modelo não captura todo o processo de dependência espacial e é inadequado. Como constatado pelas estatísticas do *I* de Moran Global da Tabela 9 o modelo estimado controla a dependência espacial presente nos dados dos dois setores.

Ao analisar os coeficientes estimados do modelo espacial na Tabela 8, para o setor de confecção percebe-se um elevado grau de ajuste do modelo estimado de 89%, levemente superior ao do modelo aespacial. As variáveis significativas desse modelo foram MC e PTEG ao nível de significância de 1%, WPIEG foi significativo apenas a 10%.

**Tabela 6 - Estimativas do modelo aespacial para os municípios Nordestinos**

<b>Confecções</b>		
<b>Variáveis Explicativas</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>p-valor</b>
Constante	-0,005763	0,465
MC	0,822409	0,000
MCQ	-0,494849	0,129
PTEG	0,184929	0,000
LTEG	0,020111	0,116
ETOT	-0,051828	0,001
R <sup>2</sup> = 0,88		Sargan schi2(2) = 0,07519 p-valor(0,9631)
Wald chi2(5) = 12756,12 Prob > chi2= 0,000		Basmann schi(2) = 0,0748 p-valor(0,9633)
<b>Couros e Calçados</b>		
<b>Variáveis Explicativas</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>p-valor</b>
Constante	-1,35E-17	-0,000
MC	-0,563811	0,000
MCQ	1,01095	0,000
PTEG	0,490465	0,000
LTEG	0,01505	0,559
ETOT	-0,013899	0,447
R <sup>2</sup> = 0,43		Sargan schi2(2) = 1,00277 p-valor(0,6057)
Wald chi2(5) = 1752,79 Prob > chi2= 0,000		Basmann schi(2) = 0,9988 p-valor(0,6069)

Fonte: Elaboração Própria

**Tabela 7 - Teste de autocorrelação espacial dos resíduos**

<b>Indicador</b>	<b>Valor da Estatística</b>	<b>p-valor</b>
Resíduos do modelo de confecções	0,14822	0,0000
Resíduos do modelo de couros e calçados	0,14216	0,0000

Fonte: Elaboração própria

A interpretação dos coeficientes  $\rho$  dos modelos espaciais é complexa e deve ser vista com cautela devido aos efeitos indiretos e realimentadores entre regiões e em virtude dos transbordamentos espaciais (Almeida, 2012). O valor positivo do coeficiente estimado associado à WPIEG indica que a que um alto valor do crescimento de PIEG nas regiões vizinhas de  $i$ , aumenta o valor de PIEG na região  $i$ . Por outro, lado a variável que mede o efeito das externalidades marshallianas MC apresenta sinal positivo, confirmando as expectativas do modelo proposto por Fingleton; Iglioni e Moore (2005). De fato, esse resultado já era esperado devido à própria análise exploratória de dados espaciais aqui realizada, que sugeriu haver um processo de concentração do emprego nas regiões que já apresentavam uma alta concentração da variável. O regressor PTEG corrobora a afirmação teórica de que uma elevada concentração do emprego das MPMEs da indústria de transformação favorece o crescimento do emprego setorial das MPMEs dos setores em estudo.

É interessante notar que embora haja evidências de clusterização horizontal desse setor na região, parece ainda não haver efeito de congestão nestas localidades. De fato, o setor de confecções no Nordeste tem crescido bastante nos últimos anos, mas a região ainda tem pouca representatividade diante da concentração setorial do Sul e Sudeste. Além disso, parece haver ganhos setoriais quando há um elevado emprego das MPME's da indústria de transformação como um todo na região. Esse fato que pode indicar um efeito de beneficiamento mútuo inter-



indústrias, e possivelmente esse efeito é maior entre setores que demandam insumos e tem necessidades semelhantes.

**Tabela 8 - Estimativas do modelo SAR**

<b>Confecções</b>		
<b>Variáveis Explicativas</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>p-valor</b>
Constante	-0,0057	0,409
WPIEG	0,1449	0,059
MC	0,7018	0,003
MCQ	-0,0066	0,975
PTEG	0,2471	0,000
LTEG	-0,0022	0,300
ETOT	-0,0297	-0,600
R <sup>2</sup> = 0,89    F = 2518,51    p-valor (0,000)		
<b>Couros e Calçados</b>		
<b>Variáveis Explicativas</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>p-valor</b>
Constante	0,0013	0,925
WPIEG	0,5054	0,003
MC	-0,4361	0,000
MCQ	1,0026	0,000
PTEG	0,1062	0,094
LTEG	-0,0137	0,199
ETOT	0,0663	0,003
R <sup>2</sup> = 0,59    F = 438,045    p-valor (0,00)		

Fonte: Elaboração Própria

**Tabela 9 - Teste de autocorrelação espacial dos resíduos do SAR**

<b>Indicador</b>	<b>Valor da Estatística</b>	<b>p-valor</b>
Resíduos do modelo SAR de confecções	0,00873	0,474
Resíduos do modelo SAR de couros e calçados	- 0,00521	0,752

Fonte: Elaboração Própria

No setor de couros e calçados, embora o ajuste de 59% tenha sido menor que o do setor de confecções, houve uma evolução significativa se o compararmos com o ajuste do modelo aespacial que era de 43%. Além disso, este modelo apresentou mais variáveis com coeficientes significativos, sendo WPIEG, MC, MCQ e ETOT significativos a 1% e PTEG a 10%. A interpretação do  $\rho$  estimado neste setor é idêntica ao anterior, ou seja, há um efeito espacial positivo que não deve ser descartado para entender o crescimento do emprego setorial da MPMEs. No entanto, MC e MCQ apresentam sinais contrários ao que foi proposto por Fingleton; Iglioni e Moore (2005), ou seja, o coeficiente negativo de MC parece indicar que há um processo de convergência condicional do emprego das MPMEs no setor de couros e calçados no Nordeste no período em estudo. Isso sugere que os maiores valores de PIEG estão nos municípios que não eram os maiores empregadores do setor em 2002.

Consequentemente, o valor positivo do coeficiente de MCQ mostra que ainda não há efeitos de congestão oriundos da aglomeração do emprego no setor<sup>6</sup>.

Novamente, estes resultados parecem ser compatíveis com os encontrados na análise exploratória de dados aqui realizada. Por fim, a variável que captura as externalidades relativas à qualidade da provisão de infraestrutura urbana ETOT apresenta valor positivo, e assim, não diverge do resultado esperado, fato diferente do setor de confecções. Bem como PTEG, que também apresenta sinal condizente com o que foi proposto no modelo. Além disso, em ambos os setores LTEG não apresentou significância estatística, diferente de PTEG. Possivelmente a interação entre firmas nessa localidade, seja do mesmo setor ou não, deriva do seu porte, pois é mais provável uma maior interação e beneficiamento mútuo entre empresas que não tem isoladamente condições de resolver seus problemas. Quando uma empresa é grande a possibilidade de soluções decorrente simplesmente de seu maior poder de barganha é um fator que a beneficia isoladamente.

## 5. Considerações Finais

Este trabalho procurou verificar o impacto da “clusterização” horizontal no crescimento do emprego das micros, pequenas e médias empresas (MPMEs) de confecções e couro-calçados do Nordeste. Devido ao fato de que aglomerações geram externalidades positivas, estas podem ser superadas pelas externalidades negativas, devido ao efeito congestão. Dessa forma, foi verificado se, acima de certo nível de “clusterização”, há impacto negativo no crescimento do emprego. Também foram observadas se condições do lado da demanda e da oferta afetam o crescimento do emprego das MPMEs dos setores e Região de estudo.

Os resultados encontrados mostraram que, feita a análise espacial dos dados da pesquisa, foi confirmada forte evidência de autocorrelação espacial através do indicador *I* de Moran, que verifica a existência de autocorrelação espacial global. Verificou-se também a existência de autocorrelação espacial local através do indicador *LISA*, que também mostrou elevada dependência espacial, considerando a variável de interesse do modelo. Assim, pelos resultados da análise espacial, foi necessária a utilização da variável dependente defasada espacialmente para explicar o crescimento do emprego das MPMEs.

Partiu-se, então, para a estimação dos modelos através do método de mínimos quadrados em dois estágios espaciais robustos à heterocedasticidade, que incorpora a relação de dependência espacial na análise. Consequentemente, estimou-se o *I* de Moran dos resíduos dos modelos espaciais para testar sua correta especificação e acomodação da dependência espacial. Os resultados indicam que os modelos estimados corrigem a autocorrelação espacial e, dessa forma, o modelo SAR é corretamente indicado para explicar o crescimento do emprego setorial das MPMEs dos setores e janela de tempo em estudo.

Foram encontrados padrões distintos para os dois setores. No setor de confecções há evidências que a “clusterização” horizontal tem efeito positivo sobre o crescimento do emprego das MPMEs; porém, à medida que esta “clusterização” cresce, parece ainda não haver impacto negativo naquele, dado que o coeficiente da variável que mede os efeitos de congestão não foi significativa. Por outro lado, no setor de couros e calçados, os sinais dos coeficientes que medem o processo de “clusterização” e dos efeitos de congestão apresentaram sinais contrários ao proposto por Fingleton; Iglioni e Moore (2005). Diferentemente do setor de confecções, o sinal negativo do parâmetro de MC indica haver um processo de

---

<sup>6</sup> No entanto quando se estima o modelo espacial nesse segundo setor sem a variável MCQ, MC apresenta sinal positivo e significativo, corroborando o sinal teórico esperado pelo modelo. No entanto a qualidade do ajuste piora fortemente, indicando um forte viés de má especificação.

convergência condicional do emprego das MPMEs na Região. Além disso, o coeficiente de MCQ apresentou sinal positivo, o que confirma esse processo.

Os resultados dos modelos parecem ser coerentes com o apresentado pela AEDE do emprego no período, ou seja, percebe-se que enquanto no setor de confecções houve ampliação ou manutenção dos já existentes *clusters*; no setor de couros e calçados o emprego migrou para fora das regiões destaques do início do período. Além disso, os modelos também apontam que as condições de demanda e oferta locais são fatores que explicam o crescimento do emprego, principalmente no setor de couros e calçados. No setor de confecções a variável PTEG foi a única significativa deste grupo, mostrando que o nível do emprego industrial das MPMEs é importante para explicar o crescimento do emprego setorial das MPMEs.

Este trabalho não tem a pretensão de esgotar o tema. Há ainda a necessidade de estudos mais detalhados dos condicionantes específicos das externalidades marshallianas nestes e em outros setores, com uma modelagem diferenciada ou a inclusão de outras variáveis explicativas. Isso é relevante uma vez que o modelo aqui realizado não especifica o tipo de interação entre os agentes locais e dessa forma, não deixa claro se as externalidades são originadas de *spillovers* de informação, partilhamento de insumos intermediários, facilidade do *matching* no mercado de trabalho, entre outros fatores.

## 6. Referências Bibliográficas

- ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas, Editora Alínea, 2012.
- ALVES, J. S.; SILVEIRA NETO, R. M. Impacto das externalidades de aglomeração no crescimento do emprego: o caso do *cluster* de confecções em Pernambuco. In: *V Encontro Nacional ABER*, Recife, 24 a 26 de outubro de 2007.
- ANSELIN, L. Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment. In: Longley, P.; Brooks, S.; Mcdonnell R.; Macmillan, B. (eds). *Geocomputation, a primer*. Wiley, New York, 1998.
- BAPTISTA, R.; SWANN, P. Do firms in clusters innovate more?. *Research Policy*, v. 27, p. 525-540, 1998.
- BASMANN, R.L. Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of equations. *Annals of Mathematical Statistics*, n.20, p.46-63, 1960
- BATISTA DA SILVA, M. V.; SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento do emprego industrial no Brasil e geografia econômica: evidências para o período pós-Real. *Revista Economia*, v. 8, p. 285-305, 2007.
- BAUMONT, C. *Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?*. Université de Bourgogne, 2004.
- CAMPOS, A. C.; PAULA, N. M. Do aglomerado industrial ao APL: uma análise da indústria de confecções de Cianorte (PR). *Revista Brasileira de Inovação* 7(1), 147–176, 2008.

CARVALHO, A. X. Y.; ALBUQUERQUE, P. H. M. Métodos e modelos em econometria espacial, uma revisão. *Revista Brasileira de Biometria*, São Paulo, v.29, n.2, p. 273-306, 2011.

CRUZ, B.O.; FURTADO, B.A.; MONASTÉRIO, L.; RODRIGUES JÚNIOR, W. *Economia regional e urbana : teorias e métodos com ênfase no Brasil*. Brasília : Ipea, 2011.

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, M; THISSE, J. F. Economics of agglomeration: cities, industrial locations and regional growth. Cambridge: *Cambridge University Press*, p.484, 2002.

\_\_\_\_\_. M; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. *Economia espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo*. São Paulo: Futura, p.391, 2002.

\_\_\_\_\_. M. A monopolistic competition model of spatial agglomeration: a differentiated product approach. *Regional Science and Urban Economics*, v. 18, p. 87-124, 1988.

KELEJIAN, H. H.; ROBINSON, D. P. Spatial autocorrelation: a new computationally simple test with an application to per capita county police expenditures. *Reg. Sci. Urban Econ.*, Amsterdam, v.22, n.3, p.317-331, 1992.

\_\_\_\_\_. H. H.; PRUCHA, I. R. Estimation of spatial regression models with autoregressive errors by two-stage least squares procedures: a serious problem. *Int. Reg. Sci. Rev.*, Philadelphia, v.20, n.1, p.103-111, 1997.

\_\_\_\_\_. H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *J. Real State Finance Econ.*, Dordrecht, v.17, n.1, p.99-121, 1998.

\_\_\_\_\_. H. H.; ROBINSON, D. P. 2SLS and OLS in a spatial autoregressive model with equal spatial weights. *Reg. Sci. Urban Econ.*, Amsterdam, v.32, n.6, p.691-707, 2002.

\_\_\_\_\_. H. H.; PRUCHA, I. R.; YUZEFOVICH, Y. Instrumental variable estimation of a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances: large and small sample results. In: LESAGE, J.; PACE, R. K. *Spatial and spatiotemporal econometrics, advances in econometrics*, New York: Elsevier, 2004. v.18, p.163-198.

\_\_\_\_\_. H. H.; ROBINSON, D. P. HAC estimation in a spatial framework. *J. Econ.*, Amsterdam, v.140, n.1, p.131-154, 2007.

\_\_\_\_\_. H. H.; ROBINSON, D. P. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *J. Econ.*, Amsterdam, 2009.

KELLER, P. F. Clusters, distritos industriais e cooperação interfirmas: uma revisão da literatura. *Revista Economia & Gestão*, v.8, p.1-18, 2008.

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

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

MARSHALL, A. *Principles of economics*. London: Macmillan and Co. Ltd. 8ª edição, 1920.

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

NERI, I. L. A.; BATISTA DA SILVA, M. V. Uma análise do crescimento do emprego do setor de couros e calçados do estado da Paraíba, no período 2000-2007. In: *XXXVII ANPEC Nacional*, Foz de Iguaçu-PR, v. 1. p. 1-20, 2009.

OTTAVIANO, G.; THISSE, J. Agglomeration and economic geography. In: Henderson, J.; THISSE, J. *Handbook of Regional and Urban Economics*, v. 4, cap. 58, 2004.

SANTANA, F. L.; FERNANDES, M. F. D. ; BATISTA DA SILVA, Magno Vamberto. Análise do crescimento do emprego no setor de confecções do Rio Grande do Norte no Período de 2000 a 2009. In: *VII Encontro de Economia Baiana*, Salvador, p. 36-37, 2012.

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

SILVA, L. D. C.; FREITAS FILHO, P. R. S.; BATISTA DA SILVA, M. V. A dinâmica do emprego industrial na Bahia: uma análise para o setor de couros e calçados no período de 2000-2009. *Revista Desenbahia*, v. 8, p. 61-85, 2011.

VENABLES, A. Equilibrium locations of vertically linked industries. *International Economic Review*, v. 37, n. 2, p. 341-59, 1996.