

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

Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins<sup>\*</sup>

Magno Vamberto Batista da Silva<sup>\*\*</sup>

Juliane da Silva Ciriaco<sup>\*\*\*</sup>

Otoniel Rodrigues dos Anjos Júnior<sup>\*\*\*\*</sup>

---

**Resumo:** O objetivo do presente estudo é testar, a partir das externalidades marshallianas, a clusterização horizontal do emprego das micro, pequenas e médias empresas dos setores de confeções e de couro-calçadista para os municípios da Região Nordeste brasileira entre 2002 e 2012. Para isso, utilizamos 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. Nesse modelo, controlamos as estimativas da oferta e da demanda isolando o efeito da intensidade inicial do *cluster*, bem como o possível estágio dos efeitos de congestão. Os resultados encontrados sugerem que há uma clusterização horizontal no setor de confeções. Em couros e calçados, por outro lado, parece não haver tal clusterização.

**Palavras-chave:** Externalidades Marshallianas; Nova Geografia Econômica; Econometria Espacial

**Abstract:** The objective of the present study is to test, from the Marshallian externalities, the horizontal employment clustering of the micro, small and medium-sized enterprises regarding the garment and leather-footwear sectors in the municipalities of the Northeast Brazilian Region between 2002 and 2012. For this, we used the spatial model proposed by Fingleton, Iglioni and Moore (2005), which tests explanatory variables of sector employment growth in micro, small and medium enterprises. In this model, we control the supply and demand estimative by isolating the effect of the initial intensity of the cluster, as well as the possible stage of congestion effects. The results suggest that there is a

---

<sup>\*</sup> Doutorando em Economia Pela Universidade Federal de Pernambuco (PIMES-UFPE). Mestre em Economia Pela Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB). Graduado em Economia Pela Universidade Federal Rural de Pernambuco (DECON-UFRPE).

<sup>\*\*</sup> Professor Associado II da Universidade Federal da Paraíba.

<sup>\*\*\*</sup> Bacharel em Economia pela Universidade Federal do Ceará (2012) e mestre pela Universidade Federal da Paraíba (2015). Doutoranda do CAEN/UFC.

<sup>\*\*\*\*</sup> Doutorando em Economia (PPGE-UFPB), mestre em Economia (PPGE-UFPB) e bacharel pela Universidade Federal da Paraíba.

horizontal clustering in the clothing sector. In leather and footwear, on the other hand, there seems to be no such clustering.

**Keywords:** Marshallian externalities; New Economic Geography; Spatial Econometrics

**JEL Code:** C21; R11; R12

---

## 1. Introdução

*Clusters* produtivo é uma expressão muito usada em Economia Regional para definir uma região geográfica em que há uma alta concentração de firmas interdependentes entre si. Tais firmas podem ser de setores diversos (o que denominados *cluster* vertical) ou do mesmo setor (o que denominamos *cluster* horizontal). Atualmente, boa parte da fundamentação teórica das economias de aglomeração ou externalidades marshallianas (isto é, as vantagens das empresas se aglomerarem no espaço) advém da Nova Geografia Econômica (NGE), que colocou a questão espacial no *mainstream* da economia moderna, microfundamentando muitas das teorias que tentavam entender a aglomeração econômica no espaço (CRUZ *et al.*, 2011).

O conceito de economias externas (ou externalidades marshallianas), por sua vez, surgiu 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 pode permitir 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 os agentes econômicos (CAMPOS; PAULA, 2008). De forma geral, a Nova Geografia Econômica aponta diversos fatores que podem levar as firmas a obterem vantagens ao se agruparem no mesmo espaço geográfico: a proximidade de um grande mercado consumidor, interação entre as demandas das firmas (relação de fornecimento de insumos entre firmas), retornos crescentes de escala decorrentes da aglomeração, diminuição dos custos de transporte, etc. Este efeito concentrador também poderia vir da mobilidade da mão-de-obra, uma vez que o *match* entre trabalhadores e firmas seria mais fácil, e da inovação e disseminação de novas técnicas produtivas gerando um fácil transbordamento desses novos

conhecimentos devido à proximidade geográfica entre as unidades produtoras e o intenso fluxo de trabalhadores entre diferentes firmas.

Para Baptista e Swann (1998), os benefícios do processo de “clusterização” horizontal<sup>1</sup>, 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, assim como cooperam para que haja maior competição entre as firmas do *cluster*. Já no lado da oferta, Baptista e Swann (1998), do mesmo modo que Krugman (1991) 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, relacionadas à transmissão de conhecimento entre as firmas de um *cluster*.

No entanto, deve-se supor que acima de certo nível de clusterização existam impactos negativos que atuam sobre o emprego (ALVES; SILVEIRA NETO, 2011); e que 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. A ideia desses efeitos perversos (congestão) decorre de vários fatores, que vão desde a simples limitação física do espaço a gargalos de infraestrutura urbana. Além disso, podemos ter determinantes econômicos, como o alto custo dos terrenos e outros fatores de mercado, relacionados à própria exaustão do excesso da concentração das atividades.

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 ambíguos. Diante disso, o

---

<sup>1</sup> A clusterização horizontal é o processo de formação de *clusters* produtivos. O processo admite firmas que fazem parte do mesmo segmento industrial; e, embora o modelo utilizado também admita que existam benefícios oriundos das relações inter-indústrias, adota-se aqui as ideias do modelo MAR - Marshall (1920), Arrow (1962) e Romer (1986) - e Porter (1990), de que a difusão do conhecimento é mais eficiente no contexto intra-industrial. Neste processo de beneficiamento da concentração espacial, a clusterização do emprego apresenta um comportamento contrário ao da convergência, ou seja, quanto maior a concentração do emprego setorial em uma determinada localidade, mais o emprego setorial tende a crescer nesse local.

presente trabalho está baseado na linha de pensamento da Nova Geografia Econômica, mais precisamente, na ideia de economias externas como determinantes para o desenvolvimento de aglomerados produtivos em determinadas localidades.

Alguns trabalhos, contudo, 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 (2011), Neri e Batista da Silva (2009), 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 absoluto das micro, pequenas e médias empresas dos setores de confecções e couro-calçadista; porém, à medida que esta clusterização cresce, há impacto negativo nos já citados setores. No entanto, os modelos apresentados são não 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 do crescimento absoluto do emprego das micros, pequenas e médias empresas (MPMEs) dos setores de confecções e de couro-calçadista nos municípios da Região Nordeste brasileira, no período compreendido entre 2002 e 2012, levando em consideração a questão da interação espacial.

O modelo utilizado será o proposto por Fingleton, Iglioni e Moore (2005) e avança empiricamente na metodologia ao incluir a questão da dependência espacial no modelo econométrico mediante o uso do Estimador de Mínimos Quadrados em Dois Estágios Espacial de Kelejian e Prucha (1997, 1998). Além dessa vantagem metodológica, levar-se-á em consideração não apenas os municípios de algum estado isoladamente, como nos trabalhos empíricos locais acima citados, mas todos os da região Nordeste do país, o que permite uma análise de efeito vizinhança entre municípios de estados vizinhos. Esse fato é importante, pois permite levar em consideração os efeitos de transbordamento que atravessam os estados, bem como a utilização de dados mais recentes da RAIS e uma janela temporal maior.

Dessa forma, o modelo econométrico aqui estimado verificará o impacto da clusterização horizontal sobre crescimento absoluto do emprego das MPMEs dos setores de confecções e couro-calçadista, levando em consideração a

interação espacial entre localidades. Além disso, entre outras coisas, também será verificada a existência de possíveis efeitos de congestão, isto é, se acima de certo nível de concentração do emprego, há impacto negativo em seu crescimento nos dois setores acima citados.

Juntamente com esta introdução, o presente trabalho possui quatro seções. Na próxima seção, 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. Estratégia Empírica

### 2.1 Especificação do Modelo Econométrico

A regressão estimada neste trabalho, é baseada no modelo proposto por Fingleton, Iglioni e Moore (2005). Estes autores partiram da análise microfundamentada desenvolvida por Fujita e Thisse (2002) no intuito de 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*.

Nós nos baseamos nesse modelo para fazer os mesmos testes nos setores de confecções e couro-calçadista, de modo que procuramos estimar os mesmos determinantes do crescimento absoluto do emprego das micro, pequenas e média empresas (MPMEs), mas para os setores de confecções e couro-calçadista dos municípios do Nordeste brasileiro, entre 2002 e 2012.

A especificação do modelo é apresentada na equação 1. Nesta equação, a variável dependente (*PIEG*) será explicada por sua defasagem espacial (*WPIEG*) e por mais um conjunto de regressores principais e variáveis de controle (estas últimas representadas na matrix *X*). Os resíduos, por sua vez, estão expressos no vetor  $u \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ . A definição dos regressores de interesse está apresentada na Tabela 1.

$$PIEG = \beta_0 + \rho WPIEG + \beta_1 MC + \beta_2 MC^2 + \beta_3 PTEG + \beta_4 LTEG + \beta_5 ETOT + X\theta + u \quad (1)$$

A variável dependente do modelo (*PIEG*) é a variação absoluta do emprego das MPMEs nos setores no 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) preveem 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 aumente devido às externalidades positivas. Entretanto, é provável que, em algum momento, as externalidades negativas aumentem, em decorrência do efeito congestão, e também comecem a ter um efeito que neutralize cada vez mais as externalidades positivas. Com o aumento da intensidade de clusterização, pelo efeito de congestão, o crescimento do emprego poderá tender a zero, podendo tornar-se negativo<sup>2</sup>, o que poderia resultar em um processo de desconcentração produtiva do espaço, decorrente, por exemplo, de gargalos de infraestrutura e altos custos dos terrenos.

**Tabela 1 - Variáveis dependente e explicativas do modelo econométrico.**

Variável	Descrição
<i>PIEG</i>	Varição absoluta do emprego industrial setorial das MPMEs (2002-2012).
<i>WPIEG</i>	Defasagem espacial de <i>PIEG</i> .
<i>MC</i>	Emprego industrial setorial das MPMEs em 2002.
<i>MC<sup>2</sup></i>	Quadrado do emprego industrial setorial das MPMEs em 2002.
<i>PTEG</i>	Varição absoluta do emprego das MPMEs da indústria de transformação (2002-2012).
<i>LTEG</i>	Varição absoluta do emprego das grandes empresas da indústria de transformação (2002-2012).
<i>ETOT</i>	Emprego da indústria de transformação em 2002 menos <i>MC</i> .

Fonte: Elaboração própria com base em Fingleton, Iglioni e Moore (2005).

Inicialmente, como variáveis explicativas presentes na equação 1, temos *MC* e *MC<sup>2</sup>* que medem os efeitos das externalidades positivas (caso  $\beta_1 > 0$ ) e as

<sup>2</sup> Esses efeitos, positivos e negativos, são fundamentados nos Modelos de Desigualdade em Forma de Sino, da Nova Geografia Econômica, que 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 dessa concentração passariam a dominar os eventuais efeitos positivos do centro, levando a uma desconcentração das atividades (CRUZ *et al.*, 2011).

externalidades negativas (caso  $\beta_2 < 0$ ) da aglomeração, respectivamente. Outros condicionantes são o crescimento absoluto do emprego das MPMEs da indústria de transformação (*PTEG*) e o crescimento absoluto do emprego das grandes empresas da indústria de transformação (*LTEG*). Destas, a primeira visa a capturar o crescimento da demanda das MPMEs, independentemente do setor, e também reflete a provisão de insumos das MPMEs em outros setores. A segunda variável é uma *proxy* para a demanda das grandes empresas em outros setores que não de confecções e couro-calçados e também representa a provisão de insumos das grandes firmas em outros setores. Se essas variáveis influenciam o crescimento do emprego setorial de confecções e couro-calçadista, espera-se que  $\beta_3 > 0$  e  $\beta_4 > 0$ .

Por fim, o modelo teórico incluiu também uma variável explicativa que é uma *proxy* 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, o que melhoraria 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*). Ela faz uma comparação entre o emprego total da indústria e o emprego total setorial em uma determinada área geográfica, de maneira que quanto maior essa diferença, ou seja, quanto maior *ETOT*, maior é a estrutura produtiva da indústria de transformação da localidade em relação à indústria setorial de interesse.

Tradicionalmente, é desejável que não haja problemas de endogeneidade no modelo, ou seja, viés de variável relevante omitida correlacionada com algum regressor, erros de medição<sup>3</sup> nos regressores ou dupla causação. No caso de *MC*, *MC*<sup>2</sup> e *ETOT*, como essas variáveis são construídas a partir de informações do ano base, eliminam-se problemas de dupla causação e de viés de variável relevante omitida no termo de erro. Neste caso, o estimador, embora seja tendencioso (uma vez que não há garantias nenhuma de que não exista variável relevante omitida no termo de erro), é consistente<sup>4</sup>, isto é, os parâmetros estimados convergem para os verdadeiros parâmetros à medida que a amostra tende ao infinito.

---

<sup>3</sup> Com relação a esta questão, os dados da RAIS têm caráter censitário, compulsório e são amplamente usados na literatura nacional pela sua credibilidade.

<sup>4</sup> Um problema comum em modelos desse tipo, é tentar incluir a variável dependente do ano base como regressor. Neste caso, essa variável estaria correlacionada com o termo de erro, o que resultaria em estimador, além de tendencioso, inconsistente.

Entretanto, como *PTEG* e *LTEG* consistem de uma variação do emprego entre 2002 e 2012, são dois regressores que apresentam um elevado potencial para endogeneidade, pelo simples fato de que cada uma dessas variáveis pode ser uma resposta à variação em *PIEG*. Em outras palavras, há uma questão de dupla causalidade. Além disso, não há garantia nenhuma de que outros fatores não observáveis e que estão no termo de erro, estejam correlacionados com esses dois regressores. Dessa forma, temos que  $E(u_i PTEG_i) \neq 0$  e  $E(u_i LTEG_i) \neq 0$ . Por fim, por definição, *WPIEG* também é uma variável endógena em decorrência tanto da reflexibilidade com *PIEG*, quanto de estar correlacionada com variáveis omitidas no termo de erro. Em função disso, é necessário o uso do método das Variáveis Instrumentais (VI), que leva em consideração a correção desses efeitos (JOHNSTON, 1976), dado que, nesta situação, o estimador além de ser tendencioso é inconsistente.

De maneira sucinta, a técnica de VI consiste em uma estimação em dois estágios e baseia-se no uso de variáveis que não sejam correlacionadas com o termo de erro e que sejam correlacionadas com as variáveis endógenas. Estas variáveis são chamadas de instrumentos e podem ser discretas ou contínuas. No entanto, na maioria das vezes, as variáveis naturalmente encontradas para potenciais instrumentos têm um efeito sobre as variáveis explicativas endógenas, mas também têm um efeito direto sobre a variável dependente, não sendo suficientemente exógenas. Isso gera sérios problemas, o que faz com que seja tarefa difícil encontrar instrumentos válidos. Com relação ao instrumento que deve expurgar a endogeneidade de *WPIEG*, deixaremos para a seção 2.2 os procedimentos que serão realizados. Por ora, focaremos nos instrumentos necessários para expurgar a endogeneidade de *PTEG* e *LTEG*.

Assim, levando em conta a endogeneidade desses dois regressores não espaciais, e seguindo o procedimento metodológico semelhante ao de Fingleton, Iglioni e Moore (2005) e Alves e Silveira Neto (2011), foram construídos dois tipos de instrumentos para cada regressor endógeno. O primeiro tipo de instrumento foi criado mediante o método dos três grupos: a variável instrumental assume valor -1 quando houver crescimento negativo do emprego, valor 0 caso haja crescimento nulo e valor 1 caso tenha ocorrido crescimento positivo em cada uma das variáveis endógenas de interesse. O segundo tipo de instrumento são *dummies* que assumem valor 0 caso os regressores endógenos tenham (cada um) assumido valores negativos ou nulos e 1 se assumiram valores

positivos. Dessa forma, temos quatro instrumentos, sendo dois, um de cada tipo, para cada regressor<sup>5</sup>.

Já a metodologia aqui utilizada garante instrumentos altamente correlacionados com *PTEG* e *LTEG* e não correlacionados com os resíduos, baseando-se sempre no padrão de comportamento do crescimento do emprego desses regressores. Além disso - dado que os instrumentos utilizados podem apresentar baixa correlação com os regressores endógenos, isto é, serem satisfatoriamente exógenos, mas fracamente correlacionados com os regressores endógenos - é necessário o uso de testes que verifiquem sua eficácia. Dessa forma, a validade dos instrumentos será verificada pelos testes de sobre-identificação de Sargan (1958) e Basman (1960), que testam a validade conjunta dos instrumentos criados. O primeiro tem uma distribuição qui-quadrado ( $\chi^2$ ), e o segundo, por outro lado, apresenta uma distribuição *F*. Em ambos os testes, a hipótese nula é a de que os instrumentos são conjuntamente válidos. Logo, se a hipótese nula for rejeitada, pelo menos um instrumento se correlaciona com o termo do erro. Além disso, os testes são assintoticamente equivalentes (BAUM; SCHAFFER; STILLMAN, 2003).

## 2.2 Estimação do Modelo Econométrico

Nesta seção, explicaremos como contornaremos o problema de endogeneidade do regressor de defasagem espacial, e também como incorporaremos o modelo de variáveis instrumentais apresentados anteriormente, de modo a obter em uma única especificação e estimação, tanto os efeitos causais dos regressores não espaciais, quanto o efeito de transbordamento espacial do regressor espacial.

Frequentemente, 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

---

<sup>5</sup> Num esforço de criar bons instrumentos, utilizou-se o método de três grupos, que como destacam Alves e Silveira Neto (2011) é usado geralmente para superar problemas de erro de medida em regressores. Tal método também fornece estimativas consistentes, tendo propriedades assintóticas. Cada instrumento tem níveis -1, 0 e 1, dependendo de o respectivo regressor endógeno estar abaixo, no meio, ou acima de algum *ranking* aleatório escolhido pelo pesquisador. Por exemplo, no trabalho de Fingleton o *ranking* variou de 1 a 167 empregos. Por outro lado, no trabalho de Alves e Silveira Neto, o *ranking* variou de 1 a 100 empregos. A ideia da técnica é a de que o instrumento só afete o regressando indiretamente, através do padrão de mudanças do emprego do regressor endógeno, com o uso da definição exógena desse *ranking*. Assim, o instrumento tem alta correlação com o regressor endógeno, por construção, mas não apresenta nenhuma relação direta (em termos teóricos) com a variável explicada, a não ser devido ao efeito indireto desse regressor endógeno sobre a variável de interesse.

dependência espacial (CARVALHO; 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, Prucha e Yuzefovich (2004). Nestes artigos, os autores propuseram o Estimador Espacial de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (S2SLS), específico para modelos de defasagem espacial (*Spatial Autorregressive Model*). Entre as vantagens do uso deste estimador, pode-se destacar a possibilidade da estimação de modelos com regressores endógenos, bem como correção de heterocedasticidade.

Neste último ponto, sabe-se que, na presença de heterocedasticidade o tradicional estimador VI apresenta problemas de ineficiência, enquanto que a matriz padrão estimada de covariância é inconsistente. Em geral, a literatura sugere que, caso constatada a presença de heterocedasticidade e dada uma amostra elevada, é preferível o uso de outros estimadores como o Método de Momentos Generalizados (BAUM; SCHAFFER; STILLMAN, 2003). No entanto, no caso do estimador de S2SLS, não temos esse problema, uma vez que ele apresenta uma versão adaptada ao problema de não homocedasticidade dos resíduos, tão comum em estudos regionais, e que usaremos neste trabalho<sup>6</sup>.

Partiremos da apresentação do modelo exposto em Carvalho e Albuquerque (2011). O estimador surge da equação 2, onde  $y$  é um vetor coluna contendo as  $n$  observações empilhadas para a variável resposta,  $\rho$  é o coeficiente do *lag* espacial da variável resposta,  $W$  é uma matriz de vizinhança exogenamente definida,  $A$  é uma matriz com regressores endógenos,  $v$  é um vetor de coeficientes dos regressores endógenos,  $X$  é uma matriz com os regressores exógenos,  $\beta$  é o vetor com coeficientes dos regressores exógenos, o vetor  $u$  é um vetor coluna, de dimensão  $nx1$  com os resíduos do modelo.

$$y = \rho W y + A v + X \beta + u \quad (2)$$

---

<sup>6</sup> Heterocedasticidade em econometria é um problema apenas de eficiência, uma vez que não torna o nosso estimador tendencioso. Como o nosso trabalho é de cunho de identificação causal, e não de previsão, não há preocupações maiores com esse possível problema. De qualquer modo, visto que ela afeta a estatístico do teste t, uma vez que poder tornar o erro-padrão muito grande, incluímos a correção no nosso modelo de forma a dar maior poder a esse teste.

Ao definir  $Z = [Wy, A, X]$  e  $\gamma = [\rho, \nu', \beta']'$ , tem-se  $y = [Z \gamma + u]$ . Seja  $H$  uma matriz com observações das variáveis instrumentais para os regressores endógenos em  $Y$ . Os instrumentos para a variável endógena  $Wy$  são dados pelos lags espaciais dos regressores exógenos  $WX$ . A matriz com todas as variáveis instrumentais pode ser então representada como  $Q = [X, WX, H]$ . Dessa forma, o estimador de mínimos quadrados em dois estágios espacial (*spatial two stage least squares* – S2SLS) tem expressão dada pela equação 3.

$$\hat{Y}_{S2SLS} = [Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'Z]^{-1}Z'Q(Q'Q)^{-1}Qy \quad (3)$$

Na ausência de heteroscedasticidade e autocorrelação espacial dos resíduos, o estimador para a variância assintótica dos estimadores é dado por:

$$\hat{\Sigma}_{\hat{Y}_{S2SLS}} = \{[(y - Z\hat{Y}_{S2SLS})'(y - Z\hat{Y}_{S2SLS})/n][Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'Z]^{-1}\} \quad (4)$$

Uma vez controlada a autocorrelação espacial dos resíduos, mas constatada a presença de heteroscedasticidade, a estimativa robusta para a matriz de variância assintótica tem expressão:

$$\hat{\Sigma}_{\hat{Y}_{S2SLS}} = [Z'Q(Q'SQ)^{-1}Q'Z]^{-1} \quad (5)$$

onde  $S$  é uma matriz diagonal contendo o quadrado dos resíduos da equação estimada via S2SLS.

Na presença de heteroscedasticidade e autocorrelação espacial, pode-se utilizar a versão robusta do estimador. Para isso, é preciso estimar  $\psi = Q'SQ$ . Uma forma para esta estimativa é dada por:

$$\hat{\psi}_{r,s} = \frac{1}{n} \sum_i \sum_j q_{ir} q_{is} \hat{u}_i \hat{u}_j K\left(\frac{d_{ij}}{d}\right) \quad (6)$$

onde  $q_{ij}$  são elementos da matriz  $Q$ , e  $\hat{u}$  é o vetor de resíduos da equação estimada via S2SLS. O termo  $K\left(\frac{d_{ij}}{d}\right)$  é uma função *Kernel* que pode ser Triangular (Barlett), de Epanechnikov, Biquadrada, entre outras. A distância  $d$  é uma distância máxima de corte. Pode-se escolher o valor de  $d$  como fixo para todas as observações, ou  $d$  variável, de modo a considerar um número fixo de vizinhos mais próximos de cada observação  $i$  (CARVALHO; ALBUQUERQUE, 2011).

Dessa forma, pode-se escrever a variância assintótica, robusta à heterocedasticidade e autocorrelação espacial nos resíduos, para o estimador S2SLS, com a expressão dada na equação 7, onde  $Z'_q Z_q = Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'Z$ .

$$\hat{\Sigma}_{\hat{\gamma}_{S2SLS}} = \left[ (Z'_q Z_q)^{-1} Z'Q(Q'Q)^{-1} \bar{\Psi} (Q'Q)^{-1} Q'Z (Z'_q Z_q)^{-1} \right] \quad (7)$$

Em geral, o modelo de *lag* espacial é estimado comumente por máxima verossimilhança. Isso faz com que a interpretação da estimativa do coeficiente de defasagem espacial ( $\rho$ ) seja complexa e deva ser vista com cautela, devido aos efeitos indiretos e realimentadores entre regiões. Nesse tipo de estimação, uma restrição sobre  $\rho$ , é a de que ele assuma valor em módulo menor que um, ou seja, que haja um efeito de transbordamento geográfico que diminua à medida que há afastamento do epicentro do choque, sendo preciso decompor o efeito total em efeitos diretos e indiretos (ALMEIDA, 2012). Assim, em uma estimação de um modelo de *lag* espacial por máxima verossimilhança, um valor positivo dos coeficientes estimados associado à **WPIEG** indica que um alto valor do crescimento da variável dependente nas regiões vizinhas de  $i$  aumenta o valor dessa variável dependente na região  $i$ . Nesse sentido, uma mudança na variável explicativa numa região afetará não apenas a própria região pelo efeito direto, mas poderá afetar o valor da variável dependente nas regiões próximas pelo efeito indireto. O efeito marginal total de uma variação em um determinado regressor é dado pelos efeitos marginais diretos e indiretos proporcionados por esta mudança e pela realimentação que ocorre através das regiões, impossibilitando uma interpretação de causalção.

No caso do modelo S2SLS, a estimação de  $\rho$  é realizada por variável instrumental (através dos regressores exógenos defasados espacialmente), e uma das vantagens é a de que, como o modelo é estrutural, o problema de interpretação do parâmetro decorrente de efeitos de retroalimentação entre regiões próximas é contornado, de maneira que podemos avaliar o efeito total direto do coeficiente estimado sobre o regressando (o efeito médio de transbordamento). Além disso, diferentemente do método de estimação por máxima verossimilhança, por exemplo, a vantagem da estimação de  $\rho$  pelo estimador S2SLS é de que ele permita garantir interpretação causal do transbordamento (ou seja unidirecional, sem interferência da já citada reflexibilidade entre regiões) uma vez que a dupla causalidade natural de  $WPIEG$  é eliminada pelos instrumentos espaciais na previsão de  $\widehat{WPIEG}$  no primeiro estágio, garantindo uma variação exógena desse regressor no segundo estágio.

### 2.3 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 do Brasil. Como o 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>7</sup>.

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.

---

<sup>7</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). Os municípios de Aroeiras do Itaim (PI), Pau D'arco do Piauí (PI), Nazária (PI), Jundiá (RN), Jequiá da Praia (AL), Luís Eduardo Magalhães (BA) e Barrocas (BA) não existiam em 2002. Utilizou-se uma média simples para a construção das variáveis destas AMCs.

**Tabela 2 – Divisão selecionada da CNAE 95.**

Confecção de artigos de vestuário e acessórios	
Código	Atividade Econômica (Divisão 18)
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	
Código	Atividade Econômica (Divisão 19)
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.

Como pode ser observado na Tabela 2, levar-se-á em consideração apenas o emprego das atividades expostas nos subsetores abaixo discriminados, baseado na classificação nacional de atividade econômica CNAE 95. 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 se considerando, assim, toda a cadeia produtiva desses setores, uma vez que estamos interessados na parte produtiva referente à atividade industrial.

Um ponto que deve ser esclarecido é o de que muitas vezes uma mesma empresa do ramo couro-calçadista fabrica outros itens que não estão associados a couros e calçados, como malas e artefatos para viagem de qualquer material. Neste caso, o ideal seria eliminar essas empresas, mas perderíamos muita informação, já que, em geral, fábricas desse ramo são multiprodutos. Por isso, nesse caso, optou-se por manter esses empregos. De qualquer forma a CNAE classifica produtos deste tipo como pertencentes ao ramo couro-calçadista, pelo fato de que esses bens tendem a ser produzidos em associação com os produtos de calçados e de couro na cadeia produtiva.

### 3. Análise dos Resultados

#### 3.1 Estatísticas Descritivas e Análise Exploratória de Dados Espaciais

Vê-se, na tabela 3, que de forma geral, os maiores crescimentos do emprego formal das MPMEs no período e setores em estudo ocorreram em municípios do Ceará e Pernambuco. Por outro lado, no setor de couro e calçados destacam-se os municípios do Ceará e da Bahia. Na Tabela 4, por sua vez, temos as principais estatísticas descritivas das variáveis relevantes em estudo nos dois setores, em que vemos que a média de empregos no setor de confecções é cerca de 3 vezes maior que no setor de couro-calçadista.

Quando se analisa a dependência espacial do emprego setorial das MPMEs em 2002 e 2012, constata-se pelo *I* de Moran global<sup>8</sup> da Tabela 5 que houve um aumento do efeito da concentração espacial do emprego nos dois setores no decênio em estudo. Em 2002 encontra-se um valor significativo 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 significativo de 0,18 e para o segundo setor uma estatística de 0,13.

Esses resultados positivos sugerem que, embora pequena, há uma correlação espacial global positiva do emprego setorial das MPMEs na região, bem como o processo de crescimento do emprego nesses setores no período de estudo também apresenta essa mesma característica. Além disso, embora o *I* de Moran global seja uma medida descritiva de autocorrelação espacial para a toda a região, pode haver variação no padrão espacial nas partições que compõem a área. Nesse contexto, a literatura sugere o uso *I* de Moran Local (conhecido como LISA). Esta estatística difere da primeira, por permitir visualizar os padrões espaciais locais através de mapas em que as unidades espaciais próximas são agrupados por similaridades na concentração (padrões alto-alto e baixo-baixo), e dissimilaridades nessa concentração (padrões alto-baixo e baixo-alto), segundo a significância da estatística.

---

<sup>8</sup> Utilizamos a matriz de ponderação espacial do tipo *Queen* normalizada por ela apresentar maior estatística nos testes do *I* de Moran. Todas as estatísticas de Moran foram realizadas com o uso do *software* GEODA.

**Tabela 3 – As 10 maiores variações do emprego das MPMEs entre 2002 e 2012.**

Confecções			Couros e Calçados		
Estado	Município	Variação	Estado	Município	Variação
CE	Fortaleza	9.983	CE	Juazeiro do Norte	2.868
PE	Santa Cruz do Capibaribe	3.251	BA	Conceicao do Coite	867
PE	Caruaru	3.149	BA	Serrinha	818
CE	Maracanau	2.224	CE	Barbalha	687
PE	Toritama	1.873	CE	Fortaleza	581
BA	Salvador	1.551	CE	Iraucuba	562
PE	Recife	1.444	MA	Governador Edison Lobão	514
CE	Caucaia	1.325	BA	Santaluz	487
CE	Frecheirinha	1.081	BA	Castro Alves	475
CE	Maranguape	956	PB	Campina Grande	437

Fonte: Elaboração própria.

**Tabela 4 – Estatística descritivas das variáveis.**

Confecções					
Variável	Média	Mediana	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>PIEG</i>	22,7	0,00	282,1	-526	9.983
<i>MC</i>	30,1	0,00	465,8	0	18.599
<i>MC<sup>2</sup></i>	21.7781,9	0,00	8.189.522	0	3,46E+08
<i>PTEG</i>	66,8	1,00	458,6	-1.644	14.761
<i>LTEG</i>	73,7	0,00	530,3	-3.125	6.289
<i>ETOT</i>	326,8	3,00	1.684,7	0	39.643
Couros e Calçados					
<i>PIEG</i>	6,6	0,00	91,9	-427	2.868
<i>MC</i>	11,1	0,00	75,6	0	2002
<i>MC<sup>2</sup></i>	5.843,8	1,00	103.118,4	0	4.008.004
<i>PTEG</i>	66,8	0,00	458,6	-1.644	14.761
<i>LTEG</i>	73,7	0,00	530,3	-3.125	6.289
<i>ETOT</i>	345,8	3,00	2.006,7	0	57.142

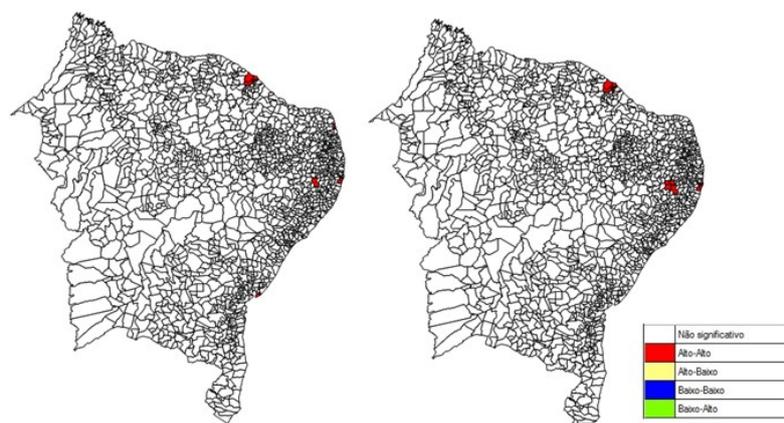
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

**Tabela 5 – I de Moran global dos setores de confecções e couro-calçados.**

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

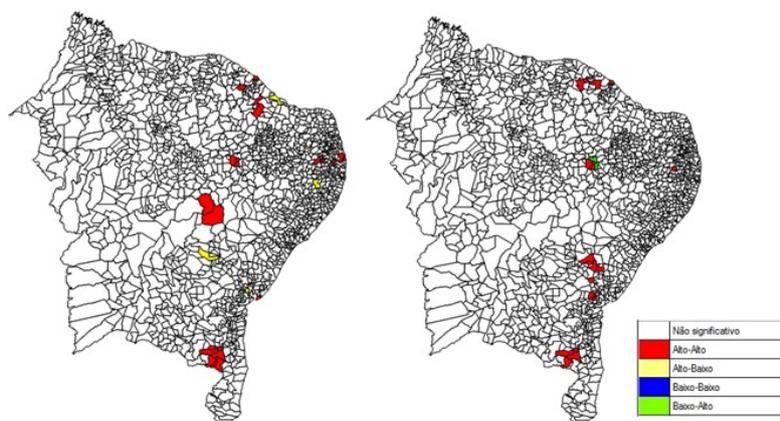
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS; \* denota  $p < 0,05$ .

**Figura 1 – Mapas dos *clusters* LISA do emprego MPMEs do setor de confecções em 2002 e 2012**



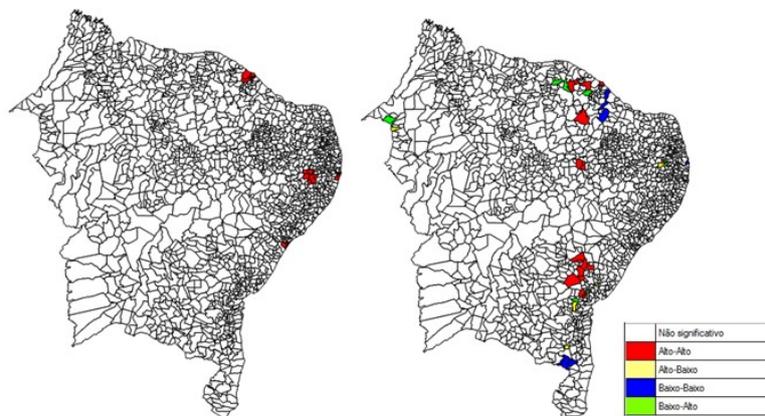
Fonte: Elaboração Própria.

**Figura 2 – Mapas dos *clusters* LISA do emprego das MPMEs do setor de couros e calçados em 2002 e 2012.**



Fonte: Elaboração Própria.

**Figura 3 – Mapas dos clusters LISA da variação do emprego das MPMEs dos setores de confecções e de couros e calçados entre 2002 e 2012.**



Fonte: Elaboração Própria.

Na Figura 1, quando analisamos os resultados do LISA do emprego em 2002 (mapa da esquerda) e 2012 (mapa da direita) das MPMEs percebe-se que para o setor de confecções praticamente não houve alteração na estrutura dos *clusters* do tipo alto-alto, isto é, municípios com alta concentração de empregos neste setor e que são rodeados por municípios que também possuem alta concentração de empregos nesse setor. Por outro lado, quando analisa-se o setor de couros e calçados (Figura 2), parece haver uma mudança na estrutura dos *clusters* de alta concentração do emprego setorial. Isso sugere que, embora o processo de dependência espacial do emprego no período tenha se elevado, constatado pelo I de Moran, houve uma mudança na configuração espacial dessa dependência entre os municípios da região.

Essa hipótese parece ter mais sustentação quando avaliamos a estatística *LISA* da variação do emprego dos dois setores (Figura 3). Além disso, baseando-se na análise espacial dos *clusters* tipo alto-alto, no setor de confecções, os maiores crescimentos do emprego se agruparam principalmente nas mesmas regiões que se destacavam pela alta concentração da variável em 2002: o *cluster* do agreste pernambucano e do entorno de Fortaleza, no Ceará. Em se tratando de couros e calçados, por outro lado, o destaque de crescimento foi principalmente fora das regiões que se destacavam na concentração do emprego em 2002.

### 3.2 Resultados do Modelo Econométrico

As regressões foram estimadas com a variável dependente e as variáveis explicativas não espaciais exógenas e endógenas normalizadas<sup>9</sup>. Como é de praxe em estudos com econometria espacial, a análise foi iniciada a partir do modelo não espacial, que consiste no modelo inicial sem o *lag* da variável dependente.

O procedimento metodológico é apresentado de forma esquemática abaixo:

#### Primeiro Estágio

Estima

$$- se: \begin{cases} PTEG = \alpha_0 + \alpha_1 Instrumento_{PTEG_1} + \alpha_2 Instrumento_{PTEG_2} + \varepsilon & (8) \\ LTEG = \alpha_0 + \alpha_1 Instrumento_{LTEG_1} + \alpha_2 Instrumento_{LTEG_2} + \varepsilon & (9) \end{cases}$$

Obtêm - se:  $\widehat{PTEG}$ ,  $\widehat{LTEG}$

#### Segundo Estágio

$$PIEG = \beta_0 + \beta_1 MC + \beta_2 MC^2 + \beta_3 \widehat{PTEG} + \beta_4 \widehat{LTEG} + \beta_5 ETOT + X\theta + u \quad (10)$$

Uma vez expurgada a endogeneidade dos regressores problemáticos no usual primeiro estágio do S2SLS, estamos interessados em estimar a equação 10. Na Tabela 6, encontram-se os resultados da estimação desse modelo, que foram obtidos pelo tradicional Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS) nos dois setores em estudo<sup>10</sup>. No entanto, como destacado anteriormente, quando uma variável de estudo apresenta indícios de autocorrelação espacial, ou seja, um padrão de distribuição geográfica não aleatória, estimações que não levem em consideração este efeito resultarão em problemas de má especificação. Dessa forma, como verificado posteriormente, o modelo não espacial servirá apenas de

---

<sup>9</sup> As estimações dos modelos econométricos foram realizadas com o uso dos *softwares* Stata e do ipeaGEO. O primeiro estágio desse modelo não espacial se encontra na Tabela 10, em anexo.

<sup>10</sup> Os resultados dos parâmetros das variáveis de controle foram retiradas da análise uma vez que não apresentaram significância estatística para o período em nenhum dos modelos estimados. Além disso, mesmo em uma situação em que houvesse significância, como estas variáveis são endógenas, os resultados dos parâmetros não poderiam ser usados para uso de inferência, visto que estariam viesados (servem apenas para diminuir a variância do estimador).

subsídio para verificar essa má especificação mediante a análise da autocorrelação espacial dos resíduos.

No que estamos mais interessados nos resultados da tabela 6 é a verificação da validade dos instrumentos não espaciais utilizados. E pelas estatísticas dos testes de Sargan (1958) e Basman (1960) constatamos que não se pode rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são conjuntamente válidos; em outras palavras, são fortes.

O próximo passo é testar a dependência espacial dos resíduos deste modelo. Na Tabela 7, os resultados do *I* de Moran Global acusam dependência espacial, uma vez que a hipótese nula de aleatoriedade espacial dos resíduos é rejeitada. Dessa forma, a não inclusão da variável que capture o processo de dependência espacial nos modelos gera estimativas enviesadas e inconsistentes (FINGLETON; IGLIORI; MOORE, 2005).

Assim, é estimado o modelo que inclui a variável dependente defasada espacialmente (*WPIEG*) nos regressores, ou seja, o modelo de defasagem espacial (SAR). Consequentemente, os coeficientes do modelo são estimados via Mínimos Quadrados em Dois Estágios Espacial (S2SLS) em sua versão robusta à heterocedasticidade. Os resultados encontram-se na Tabela 8.

Como já foi destacado anteriormente, o processo de estimação do modelo espacial via S2SLS é feito da seguinte maneira: no primeiro estágio *WPIEG*, *PTEG* e *LTEG* são regredidos em relação aos seus devidos instrumentos<sup>11</sup>. Em seguida são obtidos  $\widehat{WPIEG}$ ,  $\widehat{PTEG}$  e  $\widehat{LTEG}$ , que são usados na estimação do segundo estágio, conforme o esquema abaixo:

### Primeiro Estágio

*Estima*

$$\begin{cases}
 WPIEG = \alpha_0 + \alpha_1 WMC + \alpha_2 WMC^2 + \alpha_3 WETOT + \epsilon & (11) \\
 - se: \begin{cases}
 PTEG = \alpha_0 + \alpha_1 Instrumento\_PTEG_1 + \alpha_2 Instrumento\_PTEG_2 + \epsilon & (12) \\
 LTEG = \alpha_0 + \alpha_1 Instrumento\_LTEG_1 + \alpha_2 Instrumento\_LTEG_2 + \epsilon & (13)
 \end{cases}
 \end{cases}$$

---

<sup>11</sup> No modelo SAR, a defasagem espacial da variável de estudo (*WPIEG*) é por natureza um regressor endógeno, devido à multidirecionalidade da dependência espacial (ANSELIN, 1992). No entanto, o estimador de S2SLS utiliza-se dos regressores exógenos defasados espacialmente como instrumentos para corrigir esse problema de forma eficiente. Soma-se a isso também a utilização dos instrumentos aqui criados para tratar a endogeneidade de *PTEG* e *LTEG*. O primeiro estágio desse modelo espacial se encontra na Tabela 10, em anexo.

Obtem-se:  $\widehat{WPIEG}$ ,  $\widehat{PTEG}$ ,  $\widehat{LTEG}$

Segundo Estágio

$$PIEG = \beta_0 + \rho \widehat{WPIEG} + \beta_1 MC + \beta_2 MC^2 + \beta_3 \widehat{PTEG} + \beta_4 \widehat{LTEG} + \beta_5 ETOT + X\theta + u \quad (14)$$

**Tabela 6 – Estimativas do modelo não espacial para os municípios Nordestinos (S2SLS).**

<b>Confecções</b>		
Variáveis Explicativas	Coeficientes	p-valor
Constante	-0,005763	0,46
<i>MC</i>	0,822409*	0,00
<i>MC</i> <sup>2</sup>	-0,494849	0,12
<i>PTEG</i>	0,184929*	0,00
<i>LTEG</i>	0,020111	0,11
<i>ETOT</i>	-0,051828*	0,00
R <sup>2</sup> = 0,88	Sargan schi2(2) = 0,07519	p-valor(0,96)
Wald chi2(5) = 12756,12 Prob > chi2= 0,000	Basman schi(2) = 0,0748	p-valor(0,96)
<b>Couros e Calçados</b>		
Variáveis Explicativas	Coeficientes	p-valor
Constante	-1,35E-17*	0,00
<i>MC</i>	-0,563811*	0,00
<i>MC</i> <sup>2</sup>	1,01095*	0,00
<i>PTEG</i>	0,490465*	0,00
<i>LTEG</i>	0,01505	0,55
<i>ETOT</i>	-0,013899	0,44
R <sup>2</sup> = 0,43	Sargan schi2(2) = 1,00277	p-valor(0,60)
Wald chi2(5) = 1752,79 Prob > chi2= 0,000	Basman schi(2) = 0,9988	p-valor(0,60)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS; \* denota p<0,05.

**Tabela 7 – Teste de I de Moran global dos resíduos do modelo não espacial.**

Indicador	Valor da Estatística	p-valor
Resíduos do modelo de confecções	0,14822*	0,00
Resíduos do modelo de couros e calçados	0,14216*	0,00

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS; \* denota p<0,05.

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 não espacial. As variáveis significativas desse modelo foram *MC* e *PTEG* ao nível de significância de 1%, e *WPIEG* foi significativo apenas a 10%.

As estimativas dos coeficientes significativos associados à variável de defasagem espacial (*WPIEG*), que foi de 0,144 no setor de confecções e 0,505 no setor de couros e calçados, mostram que o setor de couros e calçados apresenta um efeito bem maior do *spillover* setorial do que o setor de confecções. Quando contrastamos essa análise com o *I* de Moran de *PIEG* no período, que foi 0,18 em confecções e 0,13 em couros e calçados, verifica-se que a dependência espacial é bem mais acentuada no setor de confecções. Tudo isso sugere que o crescimento do emprego no setor de confecções entre 2002 e 2012, embora apresente uma concentração espacial maior, parece ter seu efeito de transbordamento entre municípios vizinhos menor. Por outro lado, no setor de couros e calçados há uma menor concentração espacial do crescimento do emprego setorial, embora o efeito de transbordamento entre municípios próximos seja mais elevado.

**Tabela 8 – Estimativas do modelo SAR (S2SLS).**

Confecções		
Variáveis Explicativas	Coefficientes	<i>p</i> -valor
Constante	-0,0057	0,40
<i>WPIEG</i>	0,1449**	0,05
<i>MC</i>	0,7018*	0,00
<i>MC</i> <sup>2</sup>	-0,0066	0,97
<i>PTEG</i>	0,2471*	0,00
<i>LTEG</i>	-0,0022	0,30
<i>ETOT</i>	-0,0297	0,60
R <sup>2</sup> = 0,89    F = 2518,51 <i>p</i> -valor (0,000)		
Couros e Calçados		
Variáveis Explicativas	Coefficientes	<i>p</i> -valor
Constante	0,0013	0,92

<b>WPIEG</b>	0,5054*	0,00
<b>MC</b>	-0,4361*	0,00
<b>MC<sup>2</sup></b>	1,0026*	0,00
<b>PTEG</b>	0,1062**	0,09
<b>LTEG</b>	-0,0137	0,19
<b>ETOT</b>	0,0663*	0,00
R <sup>2</sup> = 0,59    F = 438,045    p-valor (0,00)		
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS; * denota p<0,05 e ** p<0,1.		

**Tabela 9 – Teste de I de Moran global dos resíduos do modelo SAR.**

Indicador	Valor da Estatística	p-valor
Resíduos do modelo SAR de confecções	0,00873	0,470
Resíduos do modelo SAR de couros e calçados	- 0,00521	0,750

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS; Nota: \* denota p<0,05.

No setor de confecções, o coeficiente da variável que mede o efeito das externalidades marshallianas (**MC**) apresentou sinal positivo e significativo, confirmando as expectativas do modelo proposto por Fingleton, Iglioni e Moore (2005) de que a concentração espacial gera externalidades positivas para os agentes econômicos na região. Assim, os municípios que mais cresceram setorialmente, entre 2002 e 2012, foram os que apresentavam os maiores níveis de emprego neste setor no início do período em estudo.

É interessante notar que, embora haja evidências de clusterização horizontal no setor de confecções, parece ainda não haver efeito de congestão nestas localidades (constatado pela não significância de **MC<sup>2</sup>**). De fato, o setor de confecções no Nordeste brasileiro tem crescido bastante nos últimos anos, mas a região ainda tem pouca representatividade diante da concentração setorial do Sul e Sudeste. Além disso, a não significância do coeficiente associado a **MC<sup>2</sup>**, indica que o processo de beneficiamento da proximidade física ainda pode se intensificar sem que decorram os problemas oriundos dos efeitos de congestão sobre o crescimento do emprego.

O sinal positivo e significativo do coeficiente do regressor **PTEG** corrobora a afirmação teórica de que uma elevada concentração do emprego das MPMEs da indústria de transformação favorece positivamente o crescimento do emprego setorial das MPMEs dos setores em estudo. Assim, parece haver ganhos

setoriais significativos quando há um elevado emprego das MPMEs da indústria de transformação como um todo na região.

Por outro lado, no setor de couros e calçados, embora o ajuste do modelo, definido pelo  $R^2$  de 59%, tenha sido menor do que o do setor de confecções, houve uma evolução significativa em comparação com o ajuste do modelo não espacial (43%). Além disso, este modelo apresentou mais variáveis com coeficientes significativos, sendo *WPIEG*, *MC*, *MC<sup>2</sup>* e *ETOT* significativos a 1% e *PTEG* a 10%.

A interpretação do  $\rho$  estimado nesse setor é idêntica ao anterior, ou seja, há um efeito de transbordamento espacial positivo que não deve ser descartado para entender o crescimento do emprego setorial da MPMEs. No entanto, *MC* e *MC<sup>2</sup>* apresentam sinais contrários ao que foi proposto por Fingleton, Iglioni e Moore (2005). Em outras palavras, 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. Esse sinal negativo 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 *MC<sup>2</sup>* mostra que ainda não há efeitos de congestão oriundos da aglomeração do emprego no setor.

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. De mesmo modo, *PTEG*, que também apresenta sinal condizente com o que foi proposto no modelo.

Em ambos os setores, o coeficiente associado à variável *LTEG* não apresentou significância estatística. Possivelmente, a interação entre firmas nessas localidades, seja do mesmo setor ou não, deriva do seu porte, pois é mais provável uma maior interação e beneficiamento mútuo entre empresas que não têm isoladamente condições de resolver seus problemas. Quando uma empresa é grande, a possibilidade de soluções decorrente simplesmente de seu maior poder econômico ou de barganha é um fator que em geral a beneficia isoladamente.

É importante deixar exposto que claramente constatam-se padrões diferentes do crescimento do emprego das MPMEs nos dois setores. No setor de confecções, verifica-se um processo de clusterização que ainda não apresenta evidências de efeitos de congestão. Por outro lado, parece não haver tal processo

de clusterização no setor de couros e calçados, e sim um processo de convergência do emprego setorial. Naturalmente, os resultados divergentes derivam da estrutura produtiva, institucional, tecnológica, de mercado, política, entre outros condicionantes, fatores e processos que estão além do escopo deste trabalho. Além disso, os resultados dos modelos parecem ser coerentes com o apresentado pela AEDE do emprego no período. De forma geral, percebe-se que, enquanto no setor de confecções houve ampliação ou manutenção dos *clusters* já existente (notadamente o agreste pernambucano e o entorno de Fortaleza); no setor de couros e calçados, a concentração espacial do emprego migrou para fora das regiões destaques do início do período (2002).

Deve-se ainda salientar que os resultados aqui encontrados convergem e divergem em alguns aspectos dos trabalhos já realizados na região para os mesmos setores. No setor de confecções, por exemplo, Alves e Silveira Neto (2011), embora não utilizem um modelo espacial, encontram indícios de que o processo de clusterização em Pernambuco apresenta efeitos de congestão e de que a variável indicadora de infraestrutura urbana é um elemento importante para explicar o crescimento do emprego setorial entre 1995 e 2005. O trabalho de Santana, Fernandes e Batista da Silva (2011), por outro lado, testa o fenômeno para o Estado do Rio Grande do Norte no período compreendido entre 2000 e 2009. Embora os resultados encontrados para as variáveis  $MC$  e  $MC^2$ , sejam semelhantes ao trabalho feito para Pernambuco, no Estado do Rio Grande do Norte, a questão da infraestrutura urbana parece não ser condicionante do crescimento do emprego setorial no presente estudo. Ademais, os resultados do presente trabalho se assemelham a esses dois apenas pelo sinal e significância dos coeficientes das variáveis  $MC$  e  $PTEG$ .

Por outro lado, no setor de couros e calçados, os resultados aqui encontrados para os sinais das variáveis  $MC$  e  $MC^2$  são opostos aos encontrados nos trabalhos de Neri e Batista da Silva (2009) e Silva, Freitas e Batista da Silva (2011). O primeiro testou a clusterização horizontal para o Estado da Paraíba no período compreendido entre 2000 e 2007, e o segundo para o Estado da Bahia entre 2000 e 2009. Em ambos os trabalhos foram encontrados indícios de que há uma acumulação do emprego decorrente dos efeitos de aglomeração nessas localidades, mas de que também já existe um processo de congestão da atividade em certas localidades.

De qualquer forma, as divergências dos resultados encontrados no presente trabalho com os acima citados, decorre das diferenças de período de análise e principalmente da abordagem metodológica mais ampla e avançada que aqui foi usada, principalmente por que os trabalhos citados são locais e não espaciais. Também, apenas o trabalho de Alves e Silveira Neto (2011), não necessitava da incorporação de uma variável espacial no modelo, devido à não detecção de autocorrelação espacial global no setor em Pernambuco à época. No entanto, todos os outros trabalhos apresentaram dependência espacial da atividade e não incluíram no modelo econométrico a variável que capture o processo de dependência espacial, gerando resultados enviesados dos parâmetros estimados nesses modelos.

#### **4. Considerações Finais**

Este trabalho procurou verificar o impacto da “clusterização” horizontal no crescimento do emprego das micro, pequenas e médias empresas (MPMEs) de confecções e couro-calçados do Nordeste entre 2002 e 2012.

Posto o fato de que aglomerações produtivas geram externalidades positivas, que em algumas situações podem ser superadas pelas externalidades negativas, devido ao efeito congestão, o objetivo principal foi verificar se, acima de certo nível de clusterização, existem impactos negativos no crescimento do emprego dos setores no período. Além disso, também foi observado se condições do lado da demanda e da oferta afetaram o crescimento do emprego das MPMEs dos setores e Região de estudo.

Os resultados encontrados mostraram que foi confirmada evidência de autocorrelação espacial através do indicador  $I$  de Moran, que verifica a existência de autocorrelação espacial global. A análise exploratória de dados espaciais também mostrou que o Nordeste do país apresentou uma concentração espacial do crescimento do emprego nos dois setores em alguns municípios. Enquanto no setor de confecções, a concentração se deu nos estados de Ceará, Pernambuco e Bahia; no setor de couros e calçados, por sua vez, Ceará e a Bahia se destacam. Além disso, verificou-se um efeito de transbordamento espacial no período (comparação dos *clusters* de alta concentração do emprego entre 2002 e 2012) bem como a constatação de que o setor de couros e calçados apresentou um número mais elevado e disperso de aglomerados se comparado ao de confecções, embora estes aglomerados estejam concentrados em apenas dois estados.

Partiu-se, então, para a estimação dos modelos através do Estimador de Mínimos Quadrados em Dois Estágios Espacial (S2SLS) em sua versão robusta à heterocedasticidade, que incorpora a questão de dependência espacial na análise. Conseqüentemente, 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 de defasagem espacial (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 de 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 nesse crescimento, dado que o coeficiente da variável que mede os efeitos de congestão não foi significativo. 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 convergência condicional do emprego das MPMEs na Região.

Além disso, os modelos também apontam que as condições de demanda e oferta locais são fatores que explicam o crescimento do emprego. No setor de confecções, a variável *PTEG* foi a única significativa desse grupo, mostrando que o nível do emprego industrial das MPMEs é importante para explicar o crescimento do emprego setorial das MPMEs. No setor de couros e calçados, além de *PTEG*, a variável associada à infra-estrutura urbana (*ETOT*) também se mostrou significativa. Por outro lado, a variável associada à demanda das grandes empresas da indústria de transformação (*LTEG*) não se mostrou significativa, o que parece indicar que não há beneficiamento oriundo da interação entre as MPMEs setoriais e as grandes empresas não setoriais.

Dada a relevância dos dois setores no emprego formal regional, este trabalho tem também o intuito dar subsídio para o mapeamento de onde houve a concentração espacial do crescimento do emprego nessa localidade, no período, e, assim, fornecer uma ferramenta para a elaboração de políticas de desenvolvimento locais mais eficientes. Nesse sentido, o papel do Estado através de políticas públicas deve visar ao fornecimento de infraestrutura, serviços tecnológicos, treinamento e crédito. Quando bem aplicados, estes elementos têm-se mostrado ser de

fundamental importância para o crescimento e sustentação desses tipos de localidades (IACONO; NAGANO, 2007).

Como destaca Rodrigues *et al.* (2012) aos estados e municípios caberia incentivar o nível de articulação entre os atores regionais e locais, no sentido de identificar problemas comuns e propor soluções conjuntas. A esse respeito, medidas que possam reduzir problemas de qualificação de mão de obra e gestão empresarial, bem como as condições de infraestrutura, poderiam ser promovidas em nível local e regional. Ademais, a ênfase na geração e assimilação de conhecimentos gerais e específicos promoveria a elevação da capacidade produtiva e inovativa local e regional. Do ponto de vista de política setorial o que se espera do governo federal são proposições de apoio às exportações, incentivos de aquisição de capital e tecnologia e políticas de crédito direcionadas para a atividade de confecção e couro-calçadista no país com maior capacidade de geração de emprego e renda.

Evidentemente, este trabalho não esgota 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 (que inclua outros processos de dependência espacial), a inclusão de outras variáveis explicativas, bem como a correção da heterogeneidade espacial resultante de condicionantes não observáveis. 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, compartilhamento de insumos intermediários, facilidade do *matching* no mercado de trabalho, entre outros fatores, dada a limitação da base de dados.

## Referências

ALMEIDA, E. S. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas: Alínea Editora, 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. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 42, p. 333-350, 2011.

ANSELIN, L. Tutorial do *SpaceStat*. University of Illinois, 1992.

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

BAPTISTA, R.; SWANN, P. Do firms in clusters innovate more? *Research Policy*, v. 27, p. 525-540, 1998.

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.

BASMANN, R. L. On finite sample distributions of generalized classical linear identifiability test statistics. *Journal of the American Statistical Association*, 55, 650-659, 1960.

BAUM, C.; SCHAFFER, M.; STILLMAN, S. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Stata Journal*, 3(1), 1-33, 2003.

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.; *et al.* *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.

IACONO, A.; NAGANO, M. S. Uma análise e reflexão sobre os principais instrumentos para o desenvolvimento sustentável dos Arranjos Produtivos Locais no Brasil. *Revista Gestão Industrial* 3(1), 37-51, 2007.

JOHNSTON, J. *Métodos Econométricos*. São Paulo: Atlas, 1976.

KELEJIAN, 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.; 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, p.163-198.

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

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

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

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.

PORTER, M. E. *The Competitive Advantage of Nations*. New York: Free Press, 1990.

RODRIGUES, M.A.; *et al.* Identificação e Análise Espacial das Aglomerações Produtivas do Setor de Confecções na Região Sul. *Revista de Economia Aplicada*, v.16, n.2, pg. 331-338, 2012.

ROMER, D. Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, pp. 1002-1037, 1986.

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: *VIII 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 Desenhahia*, v. 8, p. 61-85, 2011.

## Anexo

**Tabela 10 - Estimativas do primeiro estágio do modelo não espacial e espacial.**

<b>Confecções – Variável PTEG</b>		
Variáveis Explicativas	Coefficientes	<i>p</i> -valor
Constante	-0,1768*	0,000
<i>Instrumento_PTEG<sub>1</sub></i>	0,1766*	0,000
<i>Instrumento_PTEG<sub>1</sub></i>	0,1456*	0,000
R <sup>2</sup> = 0,11		Prob > F= 0,000
<b>Couros e Calçados – Variável LTEG</b>		
Variáveis Explicativas	Coefficientes	<i>p</i> -valor
Constante	-0,1389*	0,000
<i>Instrumento_LTEG<sub>1</sub></i>	1,9223*	0,000
<i>Instrumento_LTEG<sub>2</sub></i>	0,7469*	0,040
R <sup>2</sup> = 0,54		Prob > F= 0,000
<b>Confecções – Variável WPIEG</b>		
Variáveis Explicativas	Coefficientes	<i>p</i> -valor
Constante	1,2677*	0,000
<i>WMC</i>	0,2533*	0,000
<i>WMC<sup>2</sup></i>	-0,4672	0,300
<i>WETOT</i>	-0,000*	0,000
R <sup>2</sup> = 0,23		Prob > F= 0,000
<b>Couros e Calçados – Variável WPIEG</b>		
Variáveis Explicativas	Coefficientes	<i>p</i> -valor
Constante	0,3811	0,1984
<i>WMC</i>	-0,8733*	0,005
<i>WMC<sup>2</sup></i>	0,1011*	0,000
<i>WETOT</i>	0,8755	0,1786
R <sup>2</sup> = 0,19		Prob > F= 0,000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS; \* denota  $p < 0,05$ .