

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

JULYAN GLEYVISON MACHADO GOUVEIA LINS

**UM ESTUDO SOBRE A CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DO EMPREGO NOS
SETORES DE CONFECÇÕES E COURO-CALÇADISTA NO NORDESTE DO
BRASIL**

JOÃO PESSOA - PB

2015

JULYAN GLEYVISON MACHADO GOUVEIA LINS

**UM ESTUDO SOBRE A CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DO EMPREGO NOS
SETORES DE CONFECÇÕES E COURO-CALÇADISTA NO NORDESTE DO
BRASIL**

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

Orientador: Prof. Dr. Magno Vamberto Batista da Silva

JOÃO PESSOA - PB

2015

L759u Lins, Julyan Gleyvison Machado Gouveia.
Um estudo sobre a concentração espacial do emprego nos
setores de confecções e couro-calçadista no nordeste do
Brasil/ Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins.- João Pessoa,
2015.
81f.
Orientador: Magno Vamberto Batista da Silva
Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA
1. Economia. 2. Externalidades marshallianas. 3. *Clusters*
produtivos. 4. Crescimento do emprego - setores de couro e
calçado.

UFPB/BC

CDU: 33(043)

JULYAN GLEYVISON MACHADO GOUVEIA LINS

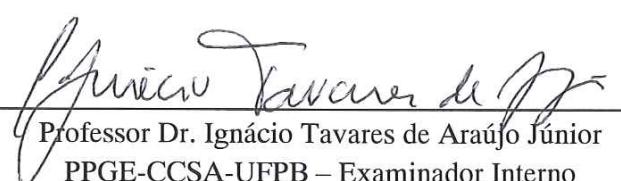
**UM ESTUDO SOBRE A CONCENTRAÇÃO ESPACIAL DO EMPREGO
INDUSTRIAL NOS SETORES DE CONFECÇÕES E COURO-CALÇADISTA
NO NORDESTE DO BRASIL**

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

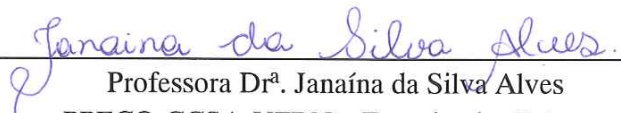
COMISSÃO EXAMINADORA



Professor Dr. Magno Vamberto Batista da Silva
PPGE-CCSA-UFPB – Orientador



Professor Dr. Ignácio Tavares de Araújo Júnior
PPGE-CCSA-UFPB – Examinador Interno



Professora Dr^a. Janaína da Silva Alves
PPECO-CCSA-UFRN – Examinador Externo

João Pessoa, 26 de fevereiro de 2015

RESUMO

A partir de dois ensaios independentes, esta dissertação procurou verificar a concentração espacial do emprego dos setores de confecções e de couros e calçados nos municípios do Nordeste. Para atingir este objetivo, partiu-se da fundamentação teórica da Nova Geografia Econômica de que a concentração espacial das atividades produtivas gera efeitos benéficos para os agentes econômicos locais. O primeiro ensaio, que é de caráter descritivo, utilizou a Análise Espacial de Concentração para a identificação e verificação da evolução espacial dos *clusters* produtivos dos dois setores entre 1997 e 2012. Os resultados encontrados sugerem que o setor de confecções apresenta concentração espacial dos *clusters* produtivos nos Estados de Pernambuco, Ceará e Rio Grande do Norte. O setor de couros e calçados, por sua vez, apresenta maior concentração nos Estados do Ceará e da Bahia. Além disso, percebe-se transbordamento espacial dos *clusters* nos dois setores entre os municípios no período em estudo. O segundo ensaio, por sua vez, objetivou testar, a partir das externalidades marshallianas, a clusterização horizontal do emprego das micros, pequenas e médias empresas dos setores para os municípios da região 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 micros, 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. *Clusters* Produtivos. Crescimento do Emprego.

ABSTRACT

From two independent experiments, this thesis aimed to investigate the spatial concentration of employment of clothing and leather footwear and municipalities in the Brazilian Northeast sectors. To achieve this goal, broke the theoretical foundation of the New Economic Geography of the spatial concentration of productive activities generate benefits for local economic agents. The first trial, which is descriptive in nature, used the Spatial Analysis of Settlement for the identification and verification spatial evolution of clusters of two productive sectors between 1997 and 2012. The results suggest that the clothing industry has spatial concentration of productive clusters in the states of Pernambuco, Ceara and Rio Grande do Norte. The leather and footwear sector, in turn, is more concentrated in the states of Ceara and Bahia. Moreover, we perceive spatial spillover of clusters in the two sectors between the municipalities in the study period. The second essay, in turn, aimed to test from the marshallian externalities horizontal clustering of employment of micro, small and medium enterprises in the sectors for municipalities in the region between 2002 and 2012. For this, was used the spatial model proposed by Fingleton, 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 clothing sector. Leather and footwear, on the other hand, seems to be no such clustering.

Keywords: Marshallian Externalities. Productive Clusters. Employment Growth.

Lista de Figuras

Apêndice A

Figura A.1 - Mapa dos Clusters LISA do setor de confecções na Região Nordeste para os anos de 1997, 1999, 2002, 2007, 2009 e 2012	63
Figura A.2 - Mapa dos Clusters LISA do setor de couros e calçados na Região Nordeste para os anos de 1997, 1999, 2002, 2007, 2009 e 2012	64

Lista de Tabelas

Capítulo 2

Tabela 2.1 - Autovetores da matriz de correlação	19
Tabela 2.2 - Autovalores da matriz de correlação	20
Tabela 2.3 - Autovetores da matriz de correlação recalculados	20
Tabela 2.4 - Peso dos índices de concentração no <i>ICn</i>	21
Tabela 2.5 - Divisão selecionada da CNAE 95	25
Tabela 2.6 - Peso dos índices de concentração no <i>ICn</i> na Região Nordeste	27
Tabela 2.7 - Número de municípios acima da média do <i>ICn</i>	27
Tabela 2.8 - I de Moran global dos Setores de confecções e couro-calçados	29
Tabela 2.9 - Evolução dos <i>clusters</i> alto-alto para o Nordeste	30
Tabela 2.10 - Evolução dos <i>clusters</i> alto-alto para CE.....	32
Tabela 2.11 - Evolução dos <i>clusters</i> alto-alto para RN	32
Tabela 2.12 - Evolução dos <i>clusters</i> alto-alto para PE	32
Tabela 2.13 - Evolução dos <i>clusters</i> alto-alto para CE.....	33
Tabela 2.14 - Evolução dos <i>clusters</i> alto-alto para PB.....	34
Tabela 2.15 - Evolução dos <i>clusters</i> alto-alto para BA	34

Capítulo 3

Tabela 3.1 - Variáveis do modelo econométrico	40
Tabela 3.2 - Divisão selecionada da CNAE 95	45
Tabela 3.3 - Estatísticas descritivas das variáveis	46
Tabela 3.4 - I de Moran global dos Setores de confecções e couro-calçados	47
Tabela 3.5 - Estimativas do modelo aespacial para os municípios Nordestinos	48
Tabela 3.6 - Teste de I de Moran global dos resíduos do modelo aespacial	48
Tabela 3.7 - Estimativas do modelo SAR	49
Tabela 3.8 - Teste de I de Moran global dos resíduos do modelo SAR	50

Apêndice B

Tabela B.1 - Peso relativo dos Estados da Região Nordeste no emprego do setor de Confecções da Região (%)	65
Tabela B.2 - Peso relativo dos Estados da Região Nordeste no emprego do setor de couro-calçadista da Região (%).....	65

Apêndice C

Tabela C.1 - <i>LISA</i> Confecções 1997.....	66
Tabela C.2 - <i>LISA</i> Confecções 1999.....	67
Tabela C.3 - <i>LISA</i> Confecções 2002.....	68
Tabela C.4 - <i>LISA</i> Confecções 2007.....	69
Tabela C.5 - <i>LISA</i> Confecções 2009.....	70
Tabela C.6 - <i>LISA</i> Confecções 2012.....	71
Tabela C.7 - <i>LISA</i> Couros e Calçados 1997	73
Tabela C.8 - <i>LISA</i> Couros e Calçados 1999	74
Tabela C.9 - <i>LISA</i> Couros e Calçados 2002	75
Tabela C.10 - <i>LISA</i> Couros e Calçados 2007	76
Tabela C.11 - <i>LISA</i> Couros e Calçados 2009	78
Tabela C.12 - <i>LISA</i> Couros e Calçados 2012	80

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	11
2 IDENTIFICAÇÃO E ANÁLISE ESPACIAL DE CONCENTRAÇÃO DOS <i>CLUSTERS</i> PRODUTIVOS DOS SETORES DE CONFECÇÕES E COURO- CALÇADISTA NA REGIÃO NORDESTE ENTRE 1997 E 2012.....	15
2.1 Introdução.....	15
2.2 Estratégia Empírica.....	17
2.2.1 Índice de Concentração Normalizado.....	17
2.2.2 Componentes Principais	19
2.2.3 Análise Exploratória de Dados Espaciais	21
2.2.4 Análise Espacial de Concentração.....	23
2.2.5 Os Dados	24
2.3 Análise dos Resultados.....	25
2.3.1 Transbordamentos Espaciais	30
2.3.1.1 Setor de Confeccções	31
2.3.1.2 Setor de Couros e Calçados	33
2.3.2 Os <i>Outliers</i> Espaciais	34
2.4 Considerações Finais	35
3 CLUSTERIZAÇÃO DO EMPREGO DOS SETORES DE CONFECÇÕES E COURO- CALÇADISTA NOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO NORDESTE ENTRE 2002 E 2012.....	37
3.1 Introdução.....	37
3.2 Estratégia Empírica.....	39
3.2.1 Especificação do Modelo Econométrico	39
3.2.2 Estimação do Modelo Econométrico.....	42
3.2.3 Os Dados	44
3.3 Análise dos Resultados.....	45
3.4 Considerações Finais	53
4 CONCLUSÃO.....	55
5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	57
APÊNDICES	63

1 INTRODUÇÃO

Quando se analisa a distribuição geográfica da produção de bens e serviços, percebe-se, em geral, algum grau de concentração espacial das atividades econômicas em determinadas localidades. De fato, não se pode negar que fatores naturais como abundância de recursos minerais, terra agricultável, água doce, relevo e clima propícios, entre outros fatores naturais, tem peso relevante no sucesso do desenvolvimento das atividades econômicas de uma localidade. No entanto, isso não parece ser suficiente para explicar o processo, muitas vezes contínuo, de concentração econômico-geográfica, principalmente porque muitas vezes, regiões que não tem tais vantagens naturais apresentam forte nível de desenvolvimento, enquanto que outras que têm tais recursos ficam estagnadas. Assim, parece haver ganhos puramente econômicos, ou derivados de forças de mercado, que fazem com que a aproximação física seja benéfica para os agentes econômicos.

A abordagem Marshalliana da Escola Clássica foi a primeira a mostrar que as aglomerações (*clusters* produtivos) 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 econômico (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; PAULA, 2008).

Atualmente, boa parte da fundamentação teórica das economias de aglomeração advém da Nova Geografia Econômica (NGE), 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 incluiu concorrência imperfeita num arcabouço de equilíbrio geral, mantendo a hipótese de espaço homogêneo, microfundamentando e sistematizando muito das teorias das décadas anteriores que tentavam entender a aglomeração no espaço (CRUZ *et al.*, 2011).

Para Ottaviano e Thisse (2004), na NGE, a questão das desigualdades regionais direciona-se a partir de três linhas de pensamento: dos modelos dos efeitos de mercado interno (*Home*

Market Effect), dos modelos de centro-periferia; e, finalmente, dos modelos de desigualdade em forma de sino.

Segundo Cruz *et al.* (2011), o primeiro ramo 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, por sua vez, herdam da literatura de desenvolvimento dos anos 1950, os chamados processos de concentração cumulativos, ou efeitos “bola de neve”. Segundo Hirschman (1977) e Myrdal (1972) 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. Assim, o crescimento seria desigual concentrando-se onde existe uma “atmosfera industrial”.

Por fim, 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.

Vale destacar que para Krugman (1991a, 1991b) o confronto entre forças centrípetas, que tendem a promover a concentração espacial das atividades econômicas; e forças centrífugas, que se opõem a tal concentração, são determinantes na estruturação espacial da economia. Ou seja, a interação entre demanda, retornos crescentes e custos de transporte e a concentração da produção depende, então, da existência de externalidades e o resultado será um processo cumulativo de divergência regional. Este efeito concentrador viria da mobilidade da mão de obra ou de firmas, que acabaria por reforçar o efeito de mercado interno.

Fujita *et al.* (1999) incorporaram questões espaciais relacionadas à economia urbana, regional e internacional, com destaque para a possibilidade do equilíbrio evolutivo em que defendem a existência de um processo de ajustamento que ocorre pela transferência dos fatores de produção para localidades em que é possível obter rendimentos mais elevados. Dessa forma, pode-se argumentar que as indústrias localizam-se onde o mercado é maior, e o mercado é maior onde as indústrias se localizam, ou seja, menores salários ou benefícios fiscais podem não ser suficientes para compensar fatores favoráveis ao “centro” como, por

exemplo, maior mercado consumidor, melhores condições de infra-estrutura e logística e outras economias externas (RODRIGUES *et al.*, 2012).

Fujita e Thisse (2002) e Venables (1996) com pensamento semelhante, ressaltaram a maior interação intra-industrial que a inter-setorial 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 consequentemente surgiriam fortes disparidades regionais dentro de um mesmo país e regiões implicando na existência de *clusters* em diferentes escalas espaciais.

Dessa forma, baseado nos fundamentos da NGE, esta dissertação buscará analisar a concentração geográfica do emprego e do crescimento do emprego formal dos setores de confecções e de couros e calçados nos municípios do Nordeste Brasileiro através de dois trabalhos independentes. No primeiro Ensaio, o objetivo é a identificação e a análise espacial de concentração dos *clusters* produtivos dos setores entre 1997 e 2012. O segundo Ensaio, por sua vez, busca evidenciar a clusterização horizontal dos setores entre 2002 e 2012.

Essas atividades em questão são uma das mais intensivas em fator trabalho e relevantes na indústria de transformação, respondendo nacionalmente em 2012, segundo dados da RAIS, respectivamente pela geração 401.849 e 670.904 empregos formais; e no Nordeste, por 124.983 e 118.052 empregos formais, respectivamente. Além disso, embora a nível nacional a importância relativa dos respectivos setores no emprego total da indústria de transformação não tenha sofrido grandes alterações nos últimos anos, os setores da região estão ganhando espaço no setor nacional, principalmente o couro-calçadista. O peso regional do emprego do setor de confecções do Nordeste no setor nacional passou de 13,68% em 1997 para 17,59% em 2012 e o setor couro-calçadista passou de 11,73% para 31,10%, respectivamente.

A justificativa para o primeiro ensaio se dá pelo fato de que mesmo em suas formas mais incipientes, as aglomerações produtivas locais possuem impactos significativos sobre o desempenho das firmas, notadamente as micros, pequenas e médias, que segundo dados do Ministério do Trabalho e Emprego, foram responsáveis pela geração de mais de 70% do emprego no Brasil em 2012. Por isso, identificar e conhecer melhor tal fenômeno podem contribuir na formulação e implementação de políticas públicas que visem promover o desenvolvimento econômico do Nordeste. Consequentemente, é necessário utilizar-se de metodologias mais precisas que ajudem os gestores de políticas de desenvolvimento a identificá-las, principalmente em seus primeiros estágios de desenvolvimento.

A justificativa para o segundo ensaio, por sua vez, se dá pela necessidade de incorporar modelos que levem em consideração o processo de interação espacial, na verificação de clusterização horizontal dos setores na região. Este fato é relevante uma vez que muitas atividades produtivas são conduzidas por conjunto de municípios espacialmente localizados, que se associam positivamente e que muitas vezes, suas influências transbordam fronteiras e delimitações político-territoriais, contribuindo também, dessa forma, para a formulação de políticas públicas de desenvolvimento regional ou local.

Os dois trabalhos baseiam-se sempre no conceito de que a interação espacial entre as localidades é fator importante para o sucesso da atividade setorial, e por isso, não deve ser descartada. Isso é relevante uma vez que as estratégias governamentais de desenvolvimento local podem ser focadas em regiões, e não se pode desconsiderar a interação espacial entre as diferentes localidades. E estes são elementos importantes para uma maior eficiência nas políticas de desenvolvimento econômico e social no Nordeste.

2 IDENTIFICAÇÃO E ANÁLISE ESPACIAL DE CONCENTRAÇÃO DOS CLUSTERS PRODUTIVOS DOS SETORES DE CONFECÇÕES E COURO-CALÇADISTA NA REGIÃO NORDESTE ENTRE 1997 E 2012

2.1 Introdução

A identificação de *clusters*¹ produtivos pode ser um importante instrumento de subsídio para a elaboração eficiente de políticas de desenvolvimento local. Segundo Crocco *et al.* (2006) em uma economia regionalmente tão desigual como a brasileira, a identificação das principais aglomerações produtivas e, especialmente, aquelas em potencial nas regiões menos desenvolvidas, pode ser um poderoso auxílio na tomada de decisão para o melhor direcionamento de ações governamentais que mitiguem as desigualdades regionais.

No entanto, um problema surge porque parte considerável dos estudos empíricos tem se concentrado em análises de aglomerações já amplamente conhecidas, realizando uma avaliação *ex post* das características dessas aglomerações. De fato, raros são os estudos que procuram (ou são capazes de) identificar o surgimento e o processo dinâmico de tais aglomerações ao longo do tempo. Do ponto de vista da elaboração de políticas de desenvolvimento econômico e regional, essa lacuna é grave, uma vez que leva a privilegiar aglomerações já estabelecidas em detrimento daquelas em formação ou potenciais. Fora isso, ainda existe certa precariedade em se identificar aglomerados produtivos, principalmente porque, em geral, são utilizadas variáveis como emprego e número de estabelecimentos para a construção de algum índice específico, que mede apenas algum tipo de concentração. Além disso, estes índices são aespaciais, ou seja, não levam em consideração processos de interação espacial, algo muito presente em pólos produtivos. Dessa forma, tais metodologias podem ser subestimadoras se tais localidades possuírem dependência espacial (CROCCO *et al.*, 2006).

Tendo isso em vista, e dada a precariedade de se identificar aglomerações produtivas do modo tradicional, é aqui proposto o uso de uma metodologia de identificação que leva em consideração a correção destes dois problemas. Tal metodologia se baseia na Análise Espacial de Concentração (AEC) que consiste na combinação do Índice de Concentração Normalizado (*ICn*) com a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), em que o *ICn* é a combinação

¹ Segundo Porter (1990) *cluster* horizontal é a concentração de empresas, em um espaço geográfico, que desempenham atividades parecidas, beneficiando-se do transbordamento do conhecimento e insumos especializados. Estas empresas criam um ambiente onde firmas competem, mas também cooperam, estabelecendo um sistema de parcerias junto a entidades pesquisadoras e de ensino, o que facilita a difusão de inovações tecnológica por parte das empresas, tornando-as mais dinâmicas.

linear de indicadores de especialização, concentração e importância relativa do emprego setorial, que são característicos de aglomerados produtivos.

A AEC tem sido amplamente utilizada na literatura internacional para a identificação de pólos produtivos, destacando-se os trabalhos de Arbia (2001), Lodde (2007) e Guillain e Le Gallo (2010). Entre os trabalhos brasileiros mais recentes destacam-se Rocha, Magalhães e Távora (2004), Rodrigues e Simões (2004), Santana e Santana (2004), Carvalho e Chaves (2007), Souza e Perobelli (2007) e Rodrigues *et al.* (2012). No entanto, ainda são raros ou inexistentes os trabalhos que fazem esse tipo de análise setorial na região Nordeste, seja para determinado ano, seja em uma análise ao longo do tempo.

Dessa forma, este trabalho se propõe na identificação e análise temporal a nível municipal da evolução das aglomerações produtivas dos setores couro-calçadista e de confecções na região Nordeste do Brasil entre 1997 e 2012. Assim, o problema central da pesquisa consistirá na identificação, não apenas a partir de sua concentração nos municípios por meio de índices, mas também, observar o *spillover* (transbordamento setorial) proporcionado pela proximidade geográfica dos aglomerados².

Além da vantagem metodológica com a associação do ICn com a AEDE, 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 estaduais³. Além disso, a ampla janela de tempo aqui utilizada, de 15 anos, permitirá uma análise mais rica uma vez que proporcionará visualizar a configuração espacial dos aglomerados diante das várias mudanças econômicas internas e externas ocorridas entre 1997 e 2012.

Primeiro, será verificado se há algum tipo de autocorrelação espacial para o índice de concentração normalizado dos municípios nordestinos. Depois, será analisado se há um processo de concentração espacial global crescente do indicador na Região. Além disso, será verificada a dependência espacial local, como *clusters* e *outliers*. E por fim, analisado a dinâmica dos *clusters* espaciais, verificando tanto o transbordamento quanto concentração ou estabilidade em *spillover* ao longo do período.

² A proximidade física é um fator decisivo que cria condições para uma interação cooperativa derivada de redes horizontais e verticais entre firmas. Para mais detalhes, ver Lundvall (1988), Best (1998), Ceglie e Dini (1999), Mytelka (1999), Schmitz (2000) e Hasenclever e Zissimos (2006).

³ Segundo Martin e Sunley (2003) em relação à delimitação territorial, os *clusters* deixam para a dimensão econômica a demarcação do território de abrangência da concentração de empresas. Este princípio parece apropriado, já que a concentração de empresas pode ultrapassar o espaço limitado por uma fronteira política, como uma cidade, ou por uma fronteira física, como um rio, assim como pode ser menor que o espaço limitado pelas mesmas fronteiras.

Além desta introdução este trabalho apresenta mais três seções. A próxima apresentará a metodologia e a base de dados utilizada. Por fim, serão apresentados os resultados encontrados e as considerações finais.

2.2 Estratégia Empírica

2.2.1 Índice de Concentração Normalizado

Segundo Crocco *et al.* (2006) para a elaboração de critérios de identificação de aglomerações produtivas locais, é interessante elaborar um indicador que seja capaz de levar em consideração características de concentração, especialização e importância do setor local nacionalmente.

Existem na literatura de Economia Regional, inúmeras medidas de captação isoladas dessas características⁴. No entanto, pelo fato de indicarem características parciais das aglomerações, seus usos isolados implicam em uma análise limitada. Torna-se necessário, portanto, a construção de um único indicador que leve em consideração todas as características citadas acima. Três indicadores em conjunto levam em consideração estes pontos: O Índice de Hirschman-Herfindahl modificado, o Quociente Locacional e o Índice de Peso Relativo.

O Índice de Hirschman-Herfindahl modificado (*IHHm*) permite captar o real significado do peso da atividade setorial na estrutura produtiva local. Esse indicador possibilita comparar o peso da atividade *i* da região *j* na atividade *i* do país com o peso da estrutura produtiva da região *j* na estrutura do país. O índice pode apresentar valor positivo, nulo ou negativo. O primeiro caso ocorre quanto a estrutura setorial local é mais importante que a estrutura industrial local. Quando o estrutura setorial é menos relevante que a estrutura industrial o índice apresenta valor negativo.

$$IHHm = \frac{E_j^i}{E_{BR}^i} - \frac{E_j}{E_{BR}} \quad (1)$$

Tomando a indústria de transformação como exemplo, temos:

E_j^i : Emprego da atividade industrial *i* na região *j*

E_{BR}^i : Emprego da atividade industrial *i* no Brasil

⁴ Destacam-se na literatura o Quociente Locacional, Índice de Krugman, Índice de Gini, Hirschman Herfindal, entre outros.

E_j : Emprego da indústria de transformação da região j

E_{BR} : Emprego da indústria de transformação no Brasil

O Quociente Locacional (QL) possibilita a identificação da especialização em certa atividade ou setor, a divisão do trabalho e as interações entre as empresas aglomeradas (Suzigan *et al.*, 2003). O seu cálculo é baseado na razão entre duas estruturas econômicas: A concentração relativa de uma determinada indústria numa região comparativamente à participação desta mesma indústria, no espaço definido como base de comparação, no caso o Brasil.

$$QL = \frac{E_j^i / E_j}{E_{BR}^i / E_{BR}} \quad (2)$$

O Índice de Participação Relativa (PR) é responsável por captar a importância da atividade i no município j mediante o total de emprego do setor no Brasil. Esse indicador varia entre zero e um, e, quanto mais próximo de um, maior será a importância do setor local no setor nacional.

$$PR = \frac{E_j^i}{E_{BR}^i} \quad (3)$$

A combinação destes índices fornece a base necessária para a elaboração de um único indicador de concentração, que leve em consideração todas as características desejáveis já citadas. Esse índice é denominado de Índice de Concentração Normalizado ICn . Para seu cálculo, Crocco *et al.* (2006) propõe realizar uma combinação linear dos três indicadores padronizados analisados para cada setor i de atividade e unidade geográfica j em estudo, como pode ser constatado na equação 4.

$$ICn_{ij} = \varphi_1 IHHn_{ij} + \varphi_2 QLn_{ij} + \varphi_3 PRn_{ij} \quad (4)$$

Onde φ_1 , φ_2 e φ_3 representam o peso de cada um dos indicadores para a atividade produtiva específica. Como cada um dos três índices utilizados na construção do ICn podem ter distinta capacidades de representar as forças aglomerativas, principalmente quando se leva

em conta as diversas atividades industriais da economia, é necessário calcular os pesos específicos de cada um dos indicadores em cada um dos setores produtivos.

2.2.2 Componentes Principais

Uma metodologia bastante utilizada para o cálculo de pesos na construção de índices é a estimação dos Componentes Principais da Análise Multivariada. Essa técnica é bastante útil quando não se têm *a priori* uma justificativa teórica para a determinação dos pesos atribuídos a cada variável que compõe um índice.

O objetivo da Análise de Componentes Principais⁵ (ACP) é de explicar a estrutura de variância-covariância de um vetor composto de p variáveis aleatórias, por meio de combinações lineares das variáveis originais, de modo que as variáveis originais são substituídas por informações contidas em k ($k < p$) combinações lineares, processo esse resultante da solução de um problema de otimização condicionada. Como pode ser visto na Tabela 2.1, estas combinações lineares são chamadas de Componentes Principais (CP) e são não correlacionadas entre si. Assim, a partir de p variáveis originais é possível obter p componentes principais não correlacionados e ordenados pelo maior poder de explicação na variância dos dados.

Uma vez obtidos os componentes principais, parte-se para a determinação dos pesos dos indicadores do *ICn*. Como mostrado na Tabela 2.2, cada componente possui uma explicação na variância, denominados β_1 , β_2 e β_3 . O somatório dos β consiste na variância total dos componentes principais, e, portanto, a variância total dos três indicadores. Como o objetivo da metodologia é encontrar os pesos de cada indicador, serão utilizados todos os componentes, e dessa forma, a variância explicada será igual a 100% (CROCCO *et al.*, 2006).

Tabela 2.1 - Autovetores da matriz de correlação

Índice	Componente 1	Componente 2	Componente 3
<i>IHHm</i>	α_{11}	α_{12}	α_{13}
<i>QL</i>	α_{21}	α_{22}	α_{23}
<i>PR</i>	α_{31}	α_{32}	α_{33}

Fonte: Elaboração própria com base em Crocco *et al.* (2006)

⁵ O modelo dos componentes principais desenvolvido neste trabalho será empregado na sua forma clássica exposta em Johnson e Wichern (1992).

Tabela 2.2 - Autovalores da matriz de correlação

Componente	Autovalor	Variância Explicada Pelo Componente	Variância Explicada Total
1	λ_1	$\beta_1 = \lambda_1 / \sum_{i=1}^3 \lambda_i$	β_1
2	λ_2	$\beta_2 = \lambda_2 / \sum_{i=1}^3 \lambda_i$	$\beta_1 + \beta_2$
3	λ_3	$\beta_3 = \lambda_3 / \sum_{i=1}^3 \lambda_i$	$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 100\%$

Fonte: Elaboração própria com base em Crocco *et al.* (2006)

Posteriormente, são recalculados os autovetores da matriz de correlação, com a intenção de achar seu valor relativo no componente. Primeiro, é tomado o módulo de cada um. Segundo, cada componente do autovetor, em valor absoluto, é dividido pelo somatório dos componentes absolutos dos autovetores. Logo é encontrada sua participação no componente correspondente, como pode ser constatado na Tabela 2.3.

Como cada linha da matriz apresentada acima está associada a um índice de concentração, e de posse dos autovetores relativos, o passo seguinte é multiplicá-los pela variância correspondente do seu componente. Somando os resultados, é encontrado o peso de cada índice de concentração, utilizado na formação do *ICn*, como é destacado na Tabela 2.4.

Tabela 2.3 - Autovetores da matriz de correlação recalculados

Índice	Componente 1	Componente 2	Componente 3
<i>IHHm</i>	$\alpha'_{11} = \frac{ \alpha_{11} }{ \alpha_{11} + \alpha_{21} + \alpha_{31} }$	$\alpha'_{12} = \frac{ \alpha_{12} }{ \alpha_{12} + \alpha_{22} + \alpha_{32} }$	$\alpha'_{13} = \frac{ \alpha_{13} }{ \alpha_{13} + \alpha_{23} + \alpha_{33} }$
<i>QL</i>	$\alpha'_{21} = \frac{ \alpha_{21} }{ \alpha_{11} + \alpha_{21} + \alpha_{31} }$	$\alpha'_{22} = \frac{ \alpha_{22} }{ \alpha_{12} + \alpha_{22} + \alpha_{32} }$	$\alpha'_{23} = \frac{ \alpha_{23} }{ \alpha_{13} + \alpha_{23} + \alpha_{33} }$
<i>PR</i>	$\alpha'_{31} = \frac{ \alpha_{31} }{ \alpha_{11} + \alpha_{21} + \alpha_{31} }$	$\alpha'_{32} = \frac{ \alpha_{32} }{ \alpha_{12} + \alpha_{22} + \alpha_{32} }$	$\alpha'_{33} = \frac{ \alpha_{33} }{ \alpha_{13} + \alpha_{23} + \alpha_{33} }$

Fonte: Elaboração própria com base em Crocco *et al.* (2006)

Tabela 2.4 - Peso dos índices de concentração no ICn

Índice	Peso
<i>IHHm</i>	$\varphi_1 = \alpha'_{11} \beta_1 + \alpha'_{12} \beta_2 + \alpha'_{13} \beta_3$
<i>QL</i>	$\varphi_2 = \alpha'_{21} \beta_1 + \alpha'_{22} \beta_2 + \alpha'_{23} \beta_3$
<i>PR</i>	$\varphi_3 = \alpha'_{31} \beta_1 + \alpha'_{32} \beta_2 + \alpha'_{33} \beta_3$

Fonte: Elaboração própria com base em Crocco *et al.* (2006)

Dado que a soma dos pesos é igual a um, pode ser feita uma combinação linear dos indicadores devidamente normalizados, na qual os coeficientes são justamente os pesos calculados pelo método aqui realizado. Dessa forma, para o setor *i*, e região *j*, temos:

$$ICn_{ij} = (\alpha'_{11} \beta_1 + \alpha'_{12} \beta_2 + \alpha'_{13} \beta_3) IHHn_{ij} + (\alpha'_{21} \beta_1 + \alpha'_{22} \beta_2 + \alpha'_{23} \beta_3) QLn_{ij} + (\alpha'_{31} \beta_1 + \alpha'_{32} \beta_2 + \alpha'_{33} \beta_3) PRn_{ij} \quad (5)$$

Crocco *et al.* (2006) advertem que o cálculo dos pesos não deve ser feito para a economia como um todo, mas, sim, repetido para cada um dos setores que se quer trabalhar, de forma a se ter uma análise mais precisa das peculiaridades setoriais.

2.2.3 Análise Exploratória de Dados Espaciais

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. As mais utilizadas nas pesquisa empíricas são as estatísticas *I* de Moran global e o *Local Indicator of Spatial Association (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 uma matriz de ponderação espacial que pode ser normalizada na linha. Formalmente, o I de *Moran* global é expresso da seguinte forma:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (6)$$

Em que x é um vetor ($n \times 1$) das observações de x_i em desvios da média $\bar{x}$, W é definida como a matriz de peso espacial com ($n \times n$) elementos w_{ij} e 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 contiguidade 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*⁶.

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:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j \quad (7)$$

⁶ Baseado neste critério, este trabalho utilizará a matriz de contiguidade do tipo *Queen* normalizada.

Em que w_{ij} indica os elementos da matriz de pesos espaciais W entre as localidades i e j ; z_i e z_j indicam o valor da variável padronizada 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 o diagrama de análise é dividido em quatro quadrantes representando os 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 (BA), região com baixo valor, circunvizinha de uma vizinhança cujo valor médio é alto, e Alto-Baixo (AB), região com alto valor na qual a média das regiões contíguas é baixa.

2.2.4 Análise Espacial de Concentração

Segundo Guillain e Le Gallo (2010), os índices de concentração têm a fraqueza de serem aespaciais, uma vez que as unidades geográficas são consideradas espacialmente independentes umas das outras. Assim, todas as regiões são tratadas identicamente, mesmo que sejam vizinhas ou distantes, o que pode fazer que uma aglomeração espacial como um todo possa ser subestimada. A identificação das aglomerações é, por conseguinte, altamente dependente da arbitrariedade dos filtros utilizados.

Como ressaltam Carroll, Reid e Smith (2008), a metodologia de identificação dos aglomerados potenciais através de índices de aglomeração considera apenas a estrutura industrial local, e não seu arredor. No entanto, as estratégias e políticas governamentais podem ser focadas em regiões, e não somente em lugares individuais e, é razoável considerar o efeito espacial envolvido.

Segundo Rodrigues *et al.* (2012) a intenção de unir índices de concentração à Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é superar as limitações isoladas dessas metodologias. Primeiramente, a construção do *ICn* mediante o uso dos três indicadores normalizados ponderados, dá maior precisão e refinamento na identificação de aglomerados produtivos, pois levam em consideração inúmeras vantagens metodológicas. A primeira é que como cada índice analisa um atributo específico do setor na região, ao combiná-los

obtemos uma análise mais completa das peculiaridades locais. Em segundo lugar, os pesos de cada índice, por sua vez, são determinados mediante critérios estatísticos do uso de componentes principais, que permite levar em consideração as variâncias advindas das diversidades regionais e setoriais. Em terceiro lugar, o *ICn* e a AEDE combinados auxiliam na identificação das aglomerações e mostra as relações espaciais entre elas, ou seja, sua dependência geográfica.

A combinação destas diferentes metodologias é chamada de Análise Espacial de Concentração (AEC) e pode dar maiores percepções sobre as características em estudo do que se aplicadas às metodologias de forma individual (RODRIGUES *et al.*, 2012).

2.2.5 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 1997 e 2012 em toda a Região Nordeste, com cortes para os anos de 1997, 1999, 2002, 2007, 2009 e 2012, sendo utilizado o emprego total das micros, pequenas, médias e grandes empresas de cada região.

O período de estudo compreende vários anos, e para compatibilizar os municípios que existiam em 2012 com os de 1997, 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 2012⁷. A justificativa para o não avanço em um horizonte temporal maior, é que em 1997 foram instalados 229 novos municípios na região, e a inclusão de anos anteriores geraria dificuldades na criação de AMCs. Além disso, a partir do ano de 1997 foi iniciado o processo de coleta eletrônica da RAIS, o que deu mais confiabilidade na qualidade dos dados.

Como pode ser observado na Tabela 2.5, se levará 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.

⁷ 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).

Tabela 2.5 - 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

2.3 Análise dos Resultados

Como pode ser verificado na Tabela B.1, no apêndice B, o emprego formal do setor de confecções do Nordeste está concentrado nos Estados de Pernambuco, Ceará e Rio Grande do Norte. Estes três juntos, representaram em 2012, 78,71% do emprego formal do setor regional.

Na verdade, Ceará e Pernambuco vêm mantendo suas posições de representatividade relativa regionalmente ao longo desses anos, com 44,36% e 18,61% respectivamente em 1997 e 44,97% e 19,30% em 2012. O destaque do avanço do emprego é dado pelo Rio Grande do Norte que tinha em 1997 pouco mais de 7,2% de peso regional no setor e passou para 14,55% em 2012, o que representa um crescimento de mais de 100% em termos dessa participação.

Por seu turno, no setor de couros e calçados há uma concentração também em três Estados: Ceará, Bahia e Paraíba com 52,75%, 26,26% e 12,15%, respectivamente em 2012. No entanto, pela Tabela B.2, também em apêndice, constata-se que os três Estados apresentaram comportamentos diferentes neste período. Enquanto o Ceará tem praticamente mantido seu peso regional com 53,9% em 1997 e 52,75% em 2012, a Paraíba saiu de 24,19%

em 1997 para 12,15% em 2012; e a Bahia apresentou um salto na geração de emprego no setor, deixando de ter, em 1997, 4,3% do emprego regional para ter 26,26% em 2012.

Dessa forma, percebe-se que em ambos os setores o emprego formal concentra-se em poucos Estados, fato que não mudou com o tempo. No entanto, uma vez já constatada a concentração do emprego entre os Estados, é necessário verificar a concentração entre os municípios. E mais ainda, é necessário verificar se a concentração setorial entre municípios é geograficamente aleatória, ou se esta concentração apresenta-se mediante grupos de associação entre municípios espacialmente próximos.

O próximo passo foi construir os indicadores *IHHm*, *QL* e *PR* para cada corte anual. Posteriormente, utilizou-se da estimação dos componentes principais para o cálculo dos pesos atribuídos a cada indicador na construção do *ICn*. Como está expresso na Tabela 2.6, os pesos encontrados foram semelhantes à proposição feita por Crocco *et al.* (2003) e encontrados no estudo de Campos e Paula (2008), que seriam próximos de $1/3^8$. Além disso, percebe-se que, pelo menos regionalmente e nestes setores, há estabilidade desses valores nesse patamar ao longo do período de estudo.

Como destacam Crocco *et al.* (2006) e Rodrigues *et al.* (2012) o processo de identificação das aglomerações produtivas baseado na metodologia aqui realizada permite uma hieraquização minuciosa dos municípios dentro de cada atividade. Para a identificação correta, antes de tudo é necessário eliminar os municípios cujos *ICn's* estão abaixo da média ponderada da atividade em questão no Brasil, isto é, com valores abaixo de zero, dado que o índice é uma variável normalizada. Isso por que, deve-se partir do princípio que qualquer município candidato a potencial destaque setorial deve estar no mínimo no patamar médio nacional.

⁸ Rodrigues *et al.* (2012) utilizaram esta mesma metodologia para analisar o setor de confecções na Região Sul e encontraram pesos bastante diferentes dos trabalhos de Campos e Paula (2008). Os pesos do *IHHm*, *QL* e *PR* oscilaram em patamares ao redor de 25%, 63% e 10%, respectivamente ao longo dos anos. Isso mostra que as nuances regionais e a estrutura industrial e setorial local são fatores relevantes e, por isso, a construção dos pesos mediante critérios estatísticos é tão importante em estudos deste tipo.

Tabela 2.6 - Peso dos índices de concentração no *ICn* na Região Nordeste

Confecções			
Ano	Índice <i>IHHm</i>	Índice <i>QL</i>	Índice <i>PR</i>
1997	0,33282	0,33996	0,32722
1999	0,33317	0,33417	0,33267
2002	0,33325	0,33423	0,33252
2007	0,33317	0,33424	0,33259
2009	0,33309	0,33415	0,33276
2012	0,33258	0,33485	0,33256
Couros e Calçados			
1997	0,33312	0,33393	0,33295
1999	0,33592	0,33592	0,32841
2002	0,33457	0,33495	0,33048
2007	0,33393	0,33442	0,33165
2009	0,33370	0,33401	0,33229
2012	0,33374	0,33437	0,33189

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Tabela 2.7 - Número de municípios acima da média do *ICn*

Confecções	
Ano	Número de Municípios
1997	130
1999	160
2002	170
2007	190
2009	195
2012	218
Couros e Calçados	
1997	141
1999	88
2002	107
2007	120
2009	120
2012	125

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Depois de retirados os municípios com *ICn* menor do que zero, naturalmente, há uma queda substancial das regiões envolvidas na análise. Pela Tabela 2.7, percebe-se que o setor de confecções apresenta um maior número de cidades acima da média setorial nacional, se comparados ao setor de couros e calçados. No entanto, verificar somente a relevância de um município específico não é suficiente para identificar um potencial aglomerado produtivo local. Isso por que em muitos casos, as atividades produtivas ultrapassam os limites administrativos e políticos de seus territórios. Portanto, deve-se verificar o entorno relacionado à atividade industrial, ao considerar se existe influência da concentração localizada sobre as atividades do mesmo ramo nos demais municípios próximos.

Apesar dos indícios das aglomerações produtivas terem aumentado, é preciso verificar se existiu efeito transbordamento entre as cidades vizinhas. Para testar a hipótese de interação espacial do *ICn* foram estimados o *I* de Moran dos setores para os anos de 1997, 1999, 2002, 2007, 2009 e 2012. Além de testar a hipótese de autocorrelação espacial em cada ano, é interessante analisar a evolução da estatística, que pode fornecer um subsídio precioso para avaliar a evolução do processo de dependência espacial dos municípios ao longos do tempo.

Pela Tabela 2.8, vê-se que em ambos os setores há um processo de dependência espacial positivo do *ICn* na região. Isso implica dizer que municípios com elevado *ICn* em geral, estão rodeados por municípios que também apresentaram elevados *ICn*. Assim, há um possível efeito de transbordamento e interação espacial entre os municípios no que tange a relevância setorial. Além disso, constata-se que a partir de 1999 há uma autocorrelação espacial crescente do *ICn* no setor de confecções. O ano de 1997 apresentou um alto valor para a estatística, de 0,24, que cai abruptamente para 0,07 em 1999. Desde então, o índice constantemente se eleva, mas mesmo em 2012 não chegou ao patamar de autocorrelação existente no início do período de estudo. Por outro lado, o *I* de Moran se eleva constantemente no setor de couros e calçados desde 1997, caindo levemente em 2012.

Tabela 2.8 - I de Moran global do *ICn* dos setores

Confecções		
Ano	I-Moran	p-valor
1997	0,2445*	0,000
1999	0,0792*	0,000
2002	0,0799*	0,002
2007	0,0818*	0,002
2009	0,1068*	0,002
2012	0,1250*	0,000
Couros e Calçados		
1997	0,0453*	0,010
1999	0,0791*	0,004
2002	0,0906*	0,000
2007	0,0942*	0,004
2009	0,1097*	0,002
2012	0,1033*	0,000

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

As relações espaciais do *ICn* na Região Nordeste decorrentes do indicador *LISA*, para os cortes de ano, podem ser vistas na Figura A.1 e Figura A.2, do apêndice A, as quais mostram os mapas das aglomerações existentes no Nordeste para os dois setores em estudo⁹. Além disso, a lista de todos estes municípios, em cada ano e setor de estudo, pode ser analisada no conjunto de Tabelas C em apêndice.

De forma sucinta, para o ano mais recente do estudo, que é ano de 2012, no setor de confecções foram encontrados 42 *clusters* do tipo Alto-Alto (AA) e 02 *outliers*, sendo um do tipo Alto-Baixo (AB) e outro do tipo Baixo-Alto (BA), totalizando 44 municípios. A distribuição dos *clusters* se dá de forma bem concentrada: 14 estão no Ceará, 12 no Rio Grande do Norte, 15 em Pernambuco e 01 na Paraíba. Além disso, o Rio Grande do Norte apresenta 01 *outlier* do tipo AB e Ceará 01 do tipo BA. Couros e Calçados, por outro lado, apresenta 51 *clusters* e 06 *outliers*, registrados em 57 municípios. Dos *clusters* do tipo Alto-Alto (AA), 19 estão no Ceará, 05 na Paraíba, 05 em Sergipe e 22 na Bahia. O Ceará concentra todos os *outliers* do tipo BA e Bahia apresenta 01 do tipo AB.

⁹ A estatística foi obtida mediante 1.000 permutações aleatórias e ao nível de significância de 5%. Além disso, embora neste trabalho tenha sido utilizada a matriz de peso espacial do tipo *Queen*, testou-se a robustez dos resultados em relação à escolha de outros tipos de matrizes como a *Rook* e a de *k* vizinhos. De modo geral, os resultados encontrados foram praticamente os mesmos, onde a única diferença era a ordem dos municípios dada pela estatística *LISA*.

Pela tabela 2.9, constata-se que no setor de confecções há uma queda do número de *clusters* em 1999, que se eleva em 2002 e volta a cair em 2007. Em 2009, há um forte aumento, de mais de 35%, que se mantém em 2012. No entanto, como pode-se perceber pela análise da Figura A.1, parece haver uma desconfiguração espacial dos *clusters* em 1999 quando comparamos com 1997. A partir de 1999, vê-se claramente um processo de direcionamento e concentração espacial dos pólos produtivos em algumas regiões dos Estados do Ceará, Rio Grande do Norte e Pernambuco. Por outro lado, o setor de couros e calçados há uma explosão de *clusters* em 1999, posteriormente leve queda em 2002 e forte crescimento em 2007 e 2012. De modo geral, como percebe-se pela visualização da Figura A.2, esse crescimento não apresenta um mesmo padrão temporal nítido como no setor de confecções, embora se concentre nos Estados do Ceará e da Bahia.

Tabela 2.9 - Evolução dos *clusters* em número de municípios alto-alto para o Nordeste

Confecções		
Ano	Número de Municípios	Crescimento (%)
1997	27	-
1999	25	-7,4
2002	30	20,0
2007	28	-6,6
2009	38	35,7
2012	42	10,5
Couros e Calçados		
1997	15	-
1999	32	113,3
2002	31	-3,1
2007	44	41,9
2009	44	0,0
2012	51	15,9

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

2.3.1 Transbordamentos Espaciais

Quando se analisa o cálculo da taxa de crescimento do número de *clusters* resultantes da estatística *LISA*, há interesse no resultado do transbordamento e interação setorial entre

municípios vizinhos que formam pólos de produção. Isto por que, pode ser que um determinado município apresente um elevado *ICn*, mas não exerça nenhum efeito de influência em sua vizinhança. Assim, o cálculo do *spillover* setorial, permite analisar a importância da influência setorial entre vizinhos ao longo do tempo. Esta análise é mais rica do que quando se avaliar apenas o crescimento dos municípios com alto *ICn*, uma vez que o estudo foca-se em pólos produtivos.

O cálculo do comportamento de crescimento dos *clusters* tanto do setor de confecções quanto o de couros e calçados será focada nos Estados que foram os mais representativos na análise da estatística *LISA*. Para o setor de confecções estes Estados são Ceará, Rio Grande do Norte e Pernambuco. Em couros e calçados são Ceará, Paraíba e Bahia. Em primeiro lugar será analisado o setor de confecções e em seguida o de couros e calçados.

2.3.1.1 Setor de Confecções

Na tabela 2.10, têm-se a taxa de crescimento do número de aglomerados para os municípios do Ceará. Com exceção do ano de 2002, percebe-se um vigoroso crescimento do números de *clusters* no Estado. Em 2012 foi constatado a existência de 14 municípios: Acarape, Araçoiaba, Barreira, Caucaia, Chorozinho, Fortaleza, Frecheirinha, Itaitinga, Maracanau, Maranguape, Ocara, Pacajus, Pacatuba e Redenção.

Por outro lado, na Tabela 2.11, vê-se que o Rio Grande do Norte apresenta grandes variações positivas e negativas. Destaca-se o crescimento de mais de 130% entre 1999 e 2002 e o crescimento de 114% entre 2007 e 2009. Os 12 municípios produtivos em 2012 estão em: Caicó, Cerro Cora, Jardim do Seridó, Lajes Pintadas, Passa e Fica, Rodolfo Fernandes, Santa Cruz, São Francisco do Oeste, São José do Seridó, São Tomé, Serra de São Bento e Taboleiro Grande.

Os dados da Tabela 2.12 mostram que Pernambuco, com exceção do período entre 1999 e 2002, apresentou grande crescimento do número de aglomerados, principalmente entre 1997 e 1999. Os 15 municípios em 2012 são: Agrestina, Altinho, Brejo da Madre de Deus, Caruaru, Cumaru, Cupira, Jataúba, Riacho das Almas, Santa Cruz do Capibaribe, Santa Maria do Cambuca, São Caetano, Surubim, Taquaritinga do Norte, Toritama e Vertentes.

Tabela 2.10 - Evolução dos *clusters* em número de municípios alto-alto para CE

Confecções		
Ano	Número de Municípios	Crescimento (%)
1997	03	-
1999	05	66,6
2002	05	0,0
2007	08	60,0
2009	10	25,0
2012	14	40,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Tabela 2.11 - Evolução dos *clusters* em número de municípios alto-alto para RN

Confecções		
Ano	Número de Municípios	Crescimento (%)
1997	05	-
1999	06	20,0
2002	14	130,3
2007	07	-50,0
2009	15	114,2
2012	12	-25,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Tabela 2.12 - Evolução dos *clusters* em número de municípios alto-alto para PE

Confecções		
Ano	Número de Municípios	Crescimento (%)
1997	05	-
1999	09	80,0
2002	09	0,0
2007	11	22,2
2009	13	18,1
2012	15	15,3

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

2.3.1.2 Setor de Couros e Calçados

Conforme a Tabela 2.13, no Ceará, o maior crescimento do número de aglomerados se deu entre 1997 e 1999. No entanto, em números absolutos seu ápice é atingido em 2012. Neste ano as aglomerações encontradas são constituídas pelos seguintes municípios: Barbalha, Boa Viagem, Cariré, Cascavel, Catunda, Crato, Guaiuba, Horizonte, Irauçuba, Itapagé, Juazeiro do Norte, Mamanguape, Morada Nova, Pentecoste, Quixeramobim, Santa Quitéria, Sobral, Tururu e Uruburetama.

Por sua vez, conforme registrado na Tabela 2.14, a Paraíba, não tinha aglomerações produtivas no setor em 1997, e em 1999 foi detectado o surgimento de 11 cidades. A partir daí vem tendo crescimento negativo ou nulo, embora tenha apresentado uma alta em 2012. Os *clusters* de 2012 são formados pelas cidades de Bayeux, Cabaceiras, Campina Grande, Lagoa Seca e Massaranduba.

Por fim, a Tabela 2.15 registra que na Bahia os maiores crescimentos se dão no período 1997-1999 e 2002-2007. Os 22 municípios em 2012 são: Anguera, Caatiba, Castro Alves, Conceição do Almeida, Conceição do Coite, Cruz das Armas, Firmino Alves, Ipira, Itaberaba, Itambé, Itapetinga, Itororó, Macarani, Presidente Tancredo Neves, Ruy Barbosa, Santaluz, Santo Estevão, Sapeacu, Serra Preta, Teolândia, Ubaíra e Valente.

Tabela 2.13 - Evolução dos *clusters* em número de municípios alto-alto para CE

Couros e Calçados		
Ano	Número de Municípios	Crescimento (%)
1997	04	-
1999	10	150,0
2002	13	30,0
2007	15	15,3
2009	15	0,0
2012	19	26,6

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Tabela 2.14 - Evolução dos *clusters* em número de municípios alto-alto para PB

Couros e Calçados		
Ano	Número de Municípios	Crescimento (%)
1997	0	-
1999	11	-
2002	7	-36,3
2007	4	-42,8
2009	4	0,0
2012	5	25,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

Tabela 2.15 - Evolução dos *clusters* em número de municípios alto-alto para BA

Couros e Calçados		
Ano	Número de Municípios	Crescimento (%)
1997	0	-
1999	07	-
2002	11	57,1
2007	21	90,9
2009	22	4,7
2012	22	0,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

2.3.2 Os *Outliers* Espaciais

A identificação de *outliers* é tão importante quanto a dos *clusters*. Primeiro, porque os do tipo Alto-Baixo (ilhas produtivas) são possíveis embriões de aglomerados futuros. Segundo, os do tipo Baixo-Alto pode indicar o direcionamento futuro do aglomerado mais próximo. Dado que estas regiões tendem a estar próximas de aglomerações já consolidadas, o *spillover* setorial poderá incluir estas cidades no pólo produtivo em períodos futuros.

No setor de confecções para o ano de 2012 há apenas dois *outliers*: O município de Eusébio (CE) e o Município de Natal (RN), sendo o primeiro do tipo Baixo-Alto (BA) e o segundo do tipo Alto- Baixo (AB). A caracterização de Eusébio na AEDE como BA decorre

de sua proximidade com Fortaleza e Itaitinga. Por outro lado, Natal é uma ilha produtiva no setor que ainda não conseguiu expandir e exercer influência significativa em sua vizinhança.

O setor de couros e calçados, por seu turno, apresenta um município caracterizado como ilha produtiva, que é município de Jequié, na Bahia. Além disso, têm-se 06 municípios do tipo Baixo-Alto todos no Ceará: Forquilha, Groaíras, Meruoca, Miraima e Santana do Acaraú. Todos recebendo forte influência de Sobral, bem como de alguns outros municípios próximos como Cariré, Santa Quitéria e Irauçuba.

2.4 Considerações Finais

Este trabalho se propôs a realizar a combinação de indicadores de concentração, especialização e relevância nacional setorial para a construção do Índice de Concentração normalizado (*ICn*). A unificação mediante o uso dos componentes principais foi associada à Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) o que possibilitou um aprimoramento do procedimento metodológico para identificação das aglomerações produtivas locais dos setores de confecções e couro-calçadista dos municípios nordestinos entre 1997 e 2012. Ao considerar a concentração setorial nos municípios e suas interdependências espaciais, combinou-se elementos para uma análise mais refinada de dois dos fatores essenciais para formação de aglomerações produtivas: Concentração produtiva e proximidade física, que muitas vezes não são levados em consideração nos estudos regionais.

A Análise Espacial de Concentração mostrou que o Nordeste apresenta uma concentração espacial dos *clusters* produtivos nos dois setores. Enquanto o setor de confecções a concentração se dá nos Estados do Ceará, Rio Grande do Norte e Pernambuco, 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 em estudo bem como a constatação de que o setor de couros e calçados apresenta um número mais elevado e disperso de aglomerados se comparado ao de confecções, embora esteja concentrado em apenas dois Estados.

Dada a relevância dos dois setores no emprego formal regional, este trabalho tem o intuito dar subsídio para o mapeamento atualizado dessas localidades e assim fornecer uma ferramenta para a elaboração de políticas de desenvolvimento locais mais eficientes. Neste 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).

Além disso, segundo Crocco *et al.* (2006) a identificação desses municípios é apenas o início para a elaboração de programas eficientes de políticas de desenvolvimento, pois as metodologias de identificação baseadas em dados secundários não permitem um aprofundamento e quantificação do estágio e do nível de interação econômica, política, social, tecnológica e institucional dos *clusters*. Dessa forma, além dos fatores considerados na identificação dos aglomerados produtivos locais, especialização setorial e proximidade geográfica, o mais prudente é examinar o ambiente local, por meio de pesquisa de campo, no intuito de constatar predominância de micros, pequenas e médias Empresas (MPMEs), interações entre as firmas, densidade institucional e outros elementos necessários à elaboração de programas públicos de apoio local específicos às necessidades de cada pólo produtivo.

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 este 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. Além disso, 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 as 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.

3 CLUSTERIZAÇÃO DO EMPREGO DOS SETORES DE CONFECÇÕES E COURO-CALÇADISTA NOS MUNICÍPIOS DA REGIÃO NORDESTE ENTRE 2002 E 2012

3.1 Introdução

Para Baptista e Swann (1998), os benefícios do processo de “clusterização” horizontal¹⁰, 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*.

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, Igliore 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 vai desde a simples limitação física do espaço, gargalos de infraestrutura urbana, até determinantes econômicos como alto custo dos terrenos e outros fatores de mercado, relacionados à própria exaustão do excesso da concentração das atividades econômicas.

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. Dessa forma, o presente trabalho está baseado na linha de pensamento da Nova

¹⁰ 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 neste local.

Geografia Econômica, mais precisamente, na ideia 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 (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 micros, pequenas e médias empresas dos setores de confecções e couro-calçadista; porém, à medida que esta clusterização cresce, há impacto negativo nestes. No entanto, os modelos apresentados são aespaciais, ou seja, não levam em consideração a interação geográfica entre as localidades.

Consequentemente, 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, 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 sim todos os da região Nordeste. Esse fato é importante, pois permite levar em consideração os efeitos de transbordamento estaduais, 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 setorial das MPMEs, levando em consideração a interação espacial entre localidades. Além disso, entre outras coisas, também serão verificados a existência de possíveis efeitos de congestão, ou seja, se acima de certo nível de concentração do emprego, há impacto negativos em seu crescimento nos dois setores acima citados.

Juntamente com essa 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.

3.2 Estratégia Empírica

3.2.1 Especificação do Modelo Econométrico

A regressão estimada neste trabalho, que utiliza dados em corte, é baseada no modelo proposto por Fingleton, Iglioni e Moore (2005), que procura estimar os determinantes para o crescimento absoluto do emprego das micros, pequenas e média empresas (MPMEs) dos setores de confecções e couro-calçadista dos municípios do Nordeste brasileiro entre 2002 e 2012.

Esses 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 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 representados na matriz X . Os resíduos por sua vez, estão expressos no vetor $u \sim N(0, \sigma^2 I_n)$. A definição das variáveis está apresentada na Tabela 3.1.

$$PIEG = \rho WPIEG + X\beta + u \quad (1)$$

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) 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 negativo¹¹.

Tabela 3.1 - Variáveis do modelo econométrico

Variável	Descrição
<i>PIEG</i>	Variação 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</i> ²	Quadrado do emprego industrial setorial das MPMEs em 2002
<i>PTEG</i>	Variação absoluta do emprego das MPMEs da indústria de transformação (2002-2012)
<i>LTEG</i>	Variação 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 matriz *X* da equação 1, temos *MC* e *MC*² que medem os efeitos das externalidades positivas e as externalidades negativas, respectivamente. Outros condicionantes de controle 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*). 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 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. 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*).

Tradicionalmente, é desejável que não haja problemas de endogeneidade no modelo. Entretanto, *PTEG* e *LTEG* são dois regressores que apresentam um elevado potencial para esse problema, pelo simples fato de que cada uma dessas variáveis pode ser uma resposta à

¹¹ 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 desta concentração passariam a dominar os eventuais efeitos positivos do centro, levando a uma desconcentração das atividades (CRUZ *et al.*, 2011).

variação em *PIEG*. Dessa forma, temos que $E(u_i PTEG_i) \neq 0$ e $E(u_i LTEG_i) \neq 0$. Em função disso, é necessário o uso do método das Variáveis Instrumentais (VI) que leva em consideração esse efeito (JOHNSTON, 1976).

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 endógenas, mas também têm um efeito direto sobre a variável dependente, ou seja, não são suficientemente exógenas. Isso gera sérios problemas, o que faz com que seja tarefa difícil encontrar instrumentos válidos.

Levando em conta este fato, e seguindo os procedimentos metodológicos de Fingleton, Iglioni e Moore (2005) e Alves e Silveira Neto (2007), 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 houver crescimento nulo e valor 1 caso tenha ocorrido crescimento positivo em cada uma das variáveis endógenas. 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.

Assim, 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 teste que verifiquem sua eficácia. Dessa forma, a validade dos instrumentos será verificada pelos testes de sobre-identificação de Sargan (1958) e Basmann (1960), que testam a validade conjunta dos instrumentos criados. O primeiro tem uma distribuição qui-quadrado (χ^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 rejeita-se a hipótese nula, pelo menos um instrumento se correlaciona com o termo do erro. Além disso, os testes são assintoticamente equivalentes (BAUM; SCHAFFER; STILLMAN, 2003).

3.2.2 Estimação do Modelo Econométrico

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 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.

O estimador parte da equação 2, onde y é um vetor coluna contendo as n observações empilhadas para a variável resposta, ρ 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, β é o vetor com coeficientes dos regressores exógenos, o vetor u é um vetor coluna, de dimensão $n \times 1$ com os resíduos do modelo.

$$y = \rho Wy + Av + X\beta + u \quad (2)$$

Ao definir $Z = [Wy, A, W]$ e $\gamma = [\rho, v', \beta']'$, 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 espacial de dois estágios (*spatial two stage least squares* – S2SLS) tem expressão dada pela equação 3.

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

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

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

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:

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

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

Na presença de heterocedasticidade 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:

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

Onde q_{ir} 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 ou Biquadrada. 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 $Z'_q Z_q = Z'Q(Q'Q)^{-1}Q'Z$.

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

Deve-se salientar que a interpretação da estimativa do coeficiente de defasagem espacial (ρ) neste tipo de modelo é complexa e deve ser vista com cautela, devido aos efeitos indiretos e realimentadores entre regiões. Uma restrição sobre ρ , é que ele assuma valor em módulo menor que um, ou seja, que há um efeito de transbordamento geográfico que diminui à medida que há afastamento do epicentro do choque (ALMEIDA, 2012).

Assim, 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 . Assim, uma mudança na variável explicativa numa região afetará não apenas a própria região pelo efeito direto, mas pode afetar o valor da variável dependente em todas as regiões 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.

3.2.3 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. 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 2012¹².

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

¹² 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).

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 3.2 se levará 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.

Tabela 3.2 - 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

3.3 Análise dos Resultados

Na Tabela 3.3 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, evidenciando que o crescimento do emprego das MPMEs do setor de confecções é mais disperso em relação à média se comparado ao setor de couros e calçados.

Em nível municipal, os maiores crescimentos absolutos do emprego das MPMEs, no período 2002-2012, no setor de confecções ocorreram nos Estados do Ceará e Pernambuco, destacando-se no primeiro Fortaleza (9.983), Maracanaú (2.224) e Caucaia (1.325); e no segundo, Santa Cruz do Capibaribe (3.251), Caruaru (3.149), Toritama (1.873) e Recife (1.444). Por outro lado, no setor de couro e calçados, destacam-se os crescimentos nos municípios do Ceará e da Bahia como Juazeiro do Norte (2.868), Barbalha (687), Fortaleza (581) e Iraucuba (562) no primeiro; e Conceição do Coite (867), Serrinha (818) e Santaluz (487), no segundo.

Tabela 3.3 - Estatísticas descritivas das variáveis

Confecções				
Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>PIEG</i>	22,7	282,1	-526	9.983
<i>MC</i>	30,1	465,8	0	18.599
<i>MC²</i>	21.7781,9	8.189.522	0	3,46E+08
<i>PTEG</i>	66,8	458,6	-1.644	14.761
<i>LTEG</i>	73,7	530,3	-3.125	6.289
<i>ETOT</i>	326,8	1.684,7	0	39.643
Couros e Calçados				
<i>PIEG</i>	6,6	91,9	-427	2.868
<i>MC</i>	11,1	75,6	0	2002
<i>MC²</i>	5.843,8	103.118,4	0	4.008.004
<i>PTEG</i>	66,8	458,6	-1.644	14.761
<i>LTEG</i>	73,7	530,3	-3.125	6.289
<i>ETOT</i>	345,8	2.006,7	0	57.142

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS

A concentração espacial do emprego pode indicar a existência de *clusters* que serão testados a partir do *I* de Moran. Quando se analisa a dependência espacial do emprego setorial das MPMEs em 2002 e 2012, constata-se pelo *I* de Moran global da Tabela 3.4 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 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 3.4 - I de Moran global dos setores de confecções e couro-calçados

Confecções		
Ano/período	I-Moran	p-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 $p < 0,05$

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 3.5, encontram-se os resultados da estimação deste modelo, que foram obtidos pelo tradicional Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS) nos dois setores em estudo.

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 resultará em problemas de má especificação. Dessa forma, como verificado posteriormente, o modelo aespacial servirá apenas de subsídio para verificar essa má especificação mediante a análise da autocorrelação espacial dos resíduos.

O que estamos mais interessados nos resultados da tabela 3.5 é a verificação da validade dos instrumentos utilizados. E pelas estatísticas dos testes de Sargan (1958) e Basman (1960) constata-se que não se pode rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são conjuntamente válidos, ou seja, são fortes e eficientes em expurgar a endogeneidade de *PTEG* e *LTEG*.

Tabela 3.5 - Estimativas do modelo aespacial para os municípios Nordestinos (2SLS)

Confecções		
Variáveis Explicativas	Coefficientes	p-valor
Constante	-0,005763	0,46
<i>MC</i>	0,822409*	0,00
<i>MC</i> ²	-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 ² = 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)
Couros e Calçados		
Variáveis Explicativas	Coefficientes	p-valor
Constante	-1,35E-17*	0,00
<i>MC</i>	-0,563811*	0,00
<i>MC</i> ²	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 ² = 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

O próximo passo é testar a dependência espacial dos resíduos deste modelo. Na Tabela 3.6, 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 viesadas e inconsistentes (FINGLETON; IGLIORI; MOORE, 2005).

Tabela 3.6 - Teste de I de Moran global dos resíduos do modelo aespacial

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

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 3.7¹³.

Tabela 3.7 - Estimativas do modelo SAR (S2SLS)

Confecções		
Variáveis Explicativas	Coeficientes	p-valor
Constante	-0,0057	0,40
<i>WPIEG</i>	0,1449**	0,05
<i>MC</i>	0,7018*	0,00
<i>MC</i> ²	-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 ² = 0,89 F = 2518,51 p-valor (0,000)		
Couros e Calçados		
Variáveis Explicativas	Coeficientes	p-valor
Constante	0,0013	0,92
<i>WPIEG</i>	0,5054*	0,00
<i>MC</i>	-0,4361*	0,00
<i>MC</i> ²	1,0026*	0,00
<i>PTEG</i>	0,1062**	0,09
<i>LTEG</i>	-0,0137	0,19
<i>ETOT</i>	0,0663*	0,00
R ² = 0,59 F = 438,045 p-valor (0,00)		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS; * denota $p < 0,05$ e ** $p < 0,1$

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 3.8 o modelo estimado controla a dependência espacial presente nos dados dos dois setores.

¹³ 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*.

Tabela 3.8 - 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 $p < 0,05$

Ao analisar os coeficientes estimados do modelo espacial na Tabela 3.7, 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%, 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 que o setor de confecções. De fato, pelas estatísticas descritivas o crescimento do emprego das MPMEs apresentou uma dispersão menor no período, se comparado ao setor de confecções. No entanto, não há como saber mediante esta simples análise, se essa dispersão apresentou um padrão espacial ou foi de forma geograficamente aleatória. Quando acrescenta-se a essa análise 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 embora apresente uma concentração espacial maior, seu efeito de transbordamento entre municípios vizinhos é 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.

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^2). 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, a não significância do coeficiente associado a MC^2 , 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. 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.

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

A interpretação do ρ estimado neste 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 das MPMEs. No entanto, MC e MC^2 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 MC^2 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. Bem como $PTEG$, 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 tem 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 constata-se padrões diferentes do crescimento do emprego das MPMEs nos dois setores no que tange ao processo de clusterização horizontal. 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 no setor de couros e calçados. 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.

Deve-se ainda salientar que os resultados aqui encontrados convergem e diferem 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 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. Além disso, 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 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 aespaciais. Ademais, apenas o trabalho de Alves e Silveira Neto (2007), não necessitava da incorporação de uma variável espacial no modelo, devido a 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 viesados dos parâmetros estimados nestes modelos.

3.4 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 entre 2002 e 2012.

Devido ao 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, há a existência de impactos negativos no crescimento do emprego dos setores no período. Além disso, também foram observadas 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, 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. 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. 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 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 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 neste, 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 deste 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.

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 resultado 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.

4 CONCLUSÃO

O objetivo geral da dissertação foi evidenciar a concentração espacial do emprego setorial nos setores de confecções e de couro-calçadista no Nordeste do Brasil. Para isso, utilizou-se da fundamentação teórica da Nova Geografia Econômica (NGE) que mostra os benefícios da concentração espacial das atividades produtivas para os agentes econômicos locais.

A dissertação avança na metodologia até então utilizadas nos trabalhos empíricos semelhantes feitos para os setores na Região, tanto na questão da identificação dos *clusters* produtivos, quanto na verificação da clusterização horizontal.

O primeiro ensaio, que foi de caráter descritivo, busca fazer a identificação e análise temporal de *clusters* dos setores de confecções e couro-calçadista nos municípios do Nordeste entre 1997 e 2012. Como a atividade econômica não é algo estável no tempo, o trabalho não só procurou fazer a identificação contemporânea, mas também analisar as mudanças espaciais ocorridas ao longo do período, calculando os transbordamentos setoriais na região e nos principais Estados produtivos.

Para isso, utilizou-se da Análise Espacial de Concentração e os resultados encontrados sugerem, entre outros, que a concentração espacial da atividade nos dois setores se intensificou no período, apresentando forte transbordamento concentrado em alguns Estados, a depender do setor. Além disso, verificou-se que no setor de couros e calçados os *clusters* se encontram mais espacialmente distribuídos, enquanto que no setor de confecções a concentração espacial é mais evidente.

O segundo ensaio, por sua vez, parte do pressuposto teórico que os benefícios da concentração espacial da produção apresentam um limite, ou seja, a partir de certo ponto os custos de aglomeração seriam maiores que os benefícios. Isso decorreria da elevação dos efeitos de congestão, custos de transporte, saturação do aproveitamento do espaço, escassez de terrenos, entre outros fatores.

Dessa forma, foi utilizado um modelo empírico de verificação dos efeitos da clusterização horizontal e dos possíveis efeitos de congestão nos dois setores nos municípios da região entre 2002 e 2012. Os resultados sugerem, entre outros, que o setor de confecções apresenta um processo de clusterização do emprego que ainda não exhibe efeitos de congestão. O setor de couros e calçados, por outro lado, não apresenta um processo de clusterização, mas sim uma convergência do crescimento do emprego no período.

Por fim, deve-se destacar a limitação da base de dados utilizada nos dois ensaios, uma vez que a RAIS só leva em consideração o emprego formal. Como destaca Campos (2008), esta

fonte de dados tende a viesar os resultados, uma vez que a informalidade não se distribui homogeneamente no espaço, no tempo e entre os setores. Contudo, como a RAIS possui caráter censitário, eventuais erros de medida diluem-se setorialmente ou em regiões com muito emprego. Além disso, é a única pesquisa anual nacional, que permite verificar a distribuição espacial do emprego em níveis setoriais e municipais. Assim, mesmo a RAIS apresentando viés de subestimar o emprego, a análise ao longo dos anos permite que seja revelada parte da dinâmica econômica. E assim, a variação do emprego formal pode ser uma boa *proxy* para a variação do emprego total¹⁴.

Além disso, este trabalho não esgota os temas. Como já citado aqui, há uma precariedade de se verificar o nível de interação econômico-social-político e institucional dos agentes dos *clusters*, com dados secundários. Inevitavelmente, para estudos mais avançados sobre ambas as temáticas aqui desenvolvidas, são necessárias pesquisas de campo que forneçam dados e informações das peculiaridades locais.

Isso é um fato relevante, pois a heterogeneidade espacial é um fator importante que não pode ser descartada. Dado que cada município e/ou Estado possui peculiaridades locais diferenciadas, não levar em consideração este quesito pode prejudicar a elaboração de políticas públicas eficientes. Dessa forma, o trabalho aqui desenvolvido é apenas um começo para entender melhor a dinâmica da concentração espacial dos setores em questão ao longo do tempo na região.

¹⁴ No entanto, alterações na política de fiscalização do trabalho, crescimento vigoroso da economia e aumento da produtividade do trabalho podem afetar esta suposições. No primeiro, o incremento da fiscalização do trabalho provavelmente irá diminuir a informalidade, fazendo com que o crescimento observado do emprego formal seja uma *proxy* viesada para cima da variação real do emprego. No segundo, momentos de intenso crescimento econômico estimulam a formalização do trabalho. Por fim, se houver incrementos na produtividade do trabalho, o crescimento observado do emprego formal será uma *proxy* viesada para baixo do emprego total (CAMPOS, 2008).

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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. *SpaceStat tutorial*. Mimeo., University of Illinois, 1992.

_____. 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.

ARBIA, G. The role of spatial effects in the empirical analysis of regional concentration. *Journal of Geographical Systems* 3(3), 271–281, 2001.

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.

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.

BEST, M. Cluster dynamics in theory and practice with application to Penang. *United Nations Industrial Development Organization*, Viena, 1998.

CAMPOS, L. H. R. O emprego formal no setor de confecções de Pernambuco: análise temporal, espacial e migratória. *Revista Economia e Desenvolvimento (UFPE)*, v. 7, n. 2, 2008.

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.

CARROLL, M.; REID, N.; SMITH, B. Location quotients versus spatial autocorrelation in identifying potential cluster regions. *The Annals of Regional Science* 42(2), 449–463, 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.

CARVALHO, S. S. M.; CHAVEZ, C. V. Pólos tecnológicos e desenvolvimento regional. *XXXV Encontro Nacional de Economia*, Recife. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2007.

CEGLIE, G.; DINI, M. SME cluster and network development in developing countries: the experience of UNIDO, United Nations Industrial Development Organization. *PSD Technical Working Papers Series*. UNIDO, Viena, 1999.

CROCCO, M. A; *et al.* Metodologia de identificação de aglomerações produtivas locais. *Nova Economia* 16(2), 211–241, 2006.

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

_____. M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. *The spatial economy: cities, regions and international trade*. MIT Press, Cambridge, 1999.

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

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

GUILLAIN, R.; LE GALLO, J. Agglomeration and dispersion of economic activities in Paris and its surroundings: an exploratory spatial data analysis. *Environment and Planning B: Planning and Design* 37(6), 961–981, 2010.

HASENCLEVER, L.; ZISSIMOS, I. A evolução das configurações produtivas locais no Brasil: uma revisão da literatura. *Estudos Econômicos* 36(3), 407–433, 2006.

HIRSCHMAN, A. Transmissão inter-regional e internacional do crescimento econômico. In: SCHWARTZMAN, J. *Economia regional: textos escolhidos*. Belo Horizonte: Cedeplar, 1977.

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.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Prentice-Hall, Inc., A Simon & Schuster Company Upper Saddle River, New Jersey, 1992.

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.

KELLER, P. F. Clusters, distritos industriais e cooperação interfirmas: uma revisão da literatura. *Revista Economia & Gestão* 8(16), 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.

LODDE, S. Specialization and concentration of the manufacturing industry in the italian local labor systems. Centre for North South Economic Research, University of Cagliari and Sassari, *CRENoS Working Paper*, 2007.

LUNDVALL, B. A. Innovation as an interactive process: from user-producer interaction to the national innovation systems. In: DOSI, G.; FREEMAN, C.; NELSON, R. R., SILVERBERG, G.; SOETE, L. (Eds.). *Technical Change and Economic Theory*, London: Pinter, 1988.

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

MARTIN, R.; SUNLEY, P. Deconstructing clusters: chaotic concept or policy panacea?. *Journal of Economic Geography*, v.3, n. 1, p. 5-35, 2003.

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

MYRDAL, G. *Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas*. 3. ed., Rio de Janeiro: Saga, 1972.

MYTELKA, L. K. Competition, innovation and competitiveness: a framework for analysis. *Competition, innovation and competitiveness in Developing Countries*, Paris, OECD, 1999.

_____. FARINELLI, F. *Local clusters, innovation systems and sustained competitiveness*. In: Arranjos e sistemas produtivos locais e as novas políticas de desenvolvimento industrial e tecnológico. Instituto de Economia/UFRJ, 2000.

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.

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

ROCHA, R. M.; MAGALHÃES, A.; TÁVORA JÚNIOR, J. L. Aglomerações geográficas e sistemas produtivos locais: um exame para o setor de informática do estado de Pernambuco. *IX Encontro Regional de Economia*, Fortaleza. Fórum BNB de Desenvolvimento, 2004.

RODRIGUES, C. G.; SIMÕES, R. Aglomerados industriais e desenvolvimento socioeconômico: uma análise multivariada para Minas Gerais. *Ensaios FEE* 25(1), 203–232, 2004.

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.

SANTANA, A. C.; SANTANA, A. L. Mapeamento e análise de arranjos produtivos locais na Amazônia. *Revista Teoria e Evidência Econômica* 12(22), 9–34, 2004.

SANTOS, F.; CROCCO, M.; LEMOS, M. B. Arranjos e sistemas produtivos locais em espaços industriais periféricos: estudo comparativo de dois casos brasileiros. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 6, n. 2, p. 147-180, jul./dez. 2002.

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

SCHIMITZ, H. Local upgrading in global chains. *Seminário Local: Clusters, Innovation Systems and Sustained Competitiveness, IE-BNDES*, Nota Técnica 5, Rio de Janeiro, 2000.

_____. H.; NADVI, K. Clustering and industrialization: Introduction. *World Development*, v. 27, n. 9, p. 1503-1514, 1999.

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.

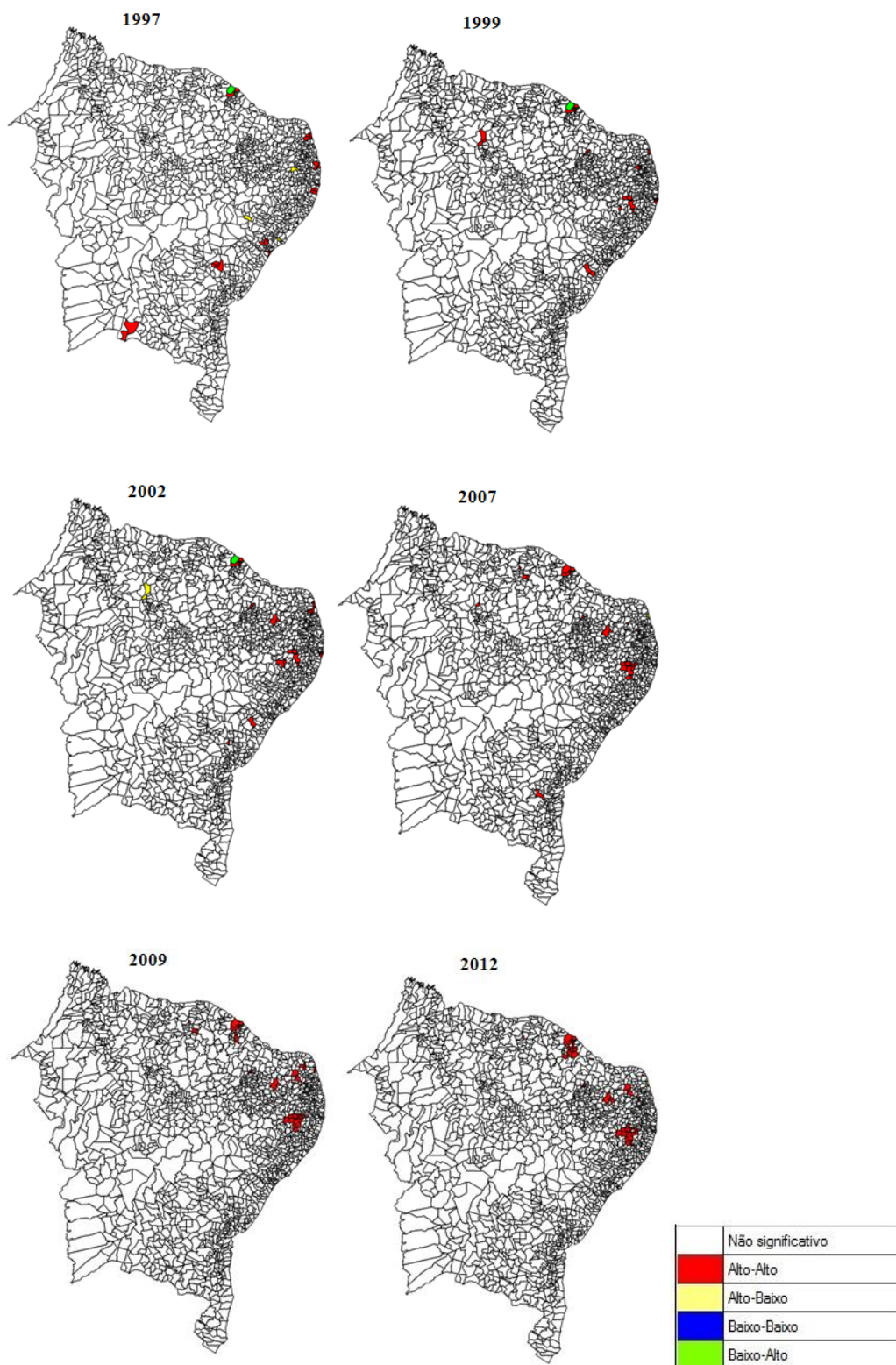
SOUZA, R. M.; PEROBELLI, F. S. Diagnóstico espacial da concentração produtiva do café no Brasil, no período de 1991 a 2003. *Revista de Economia e Agronegócio* 5(3), 353–378, 2007.

SUZIGAN, W.; FURTADO, J.; GARCIA, R.; SAMPAIO, S. E. K. Coeficientes de Gini locais - GL: aplicação à indústria de calçados do Estado de São Paulo. *Nova Economia* 13(2), 39–60, 2003.

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

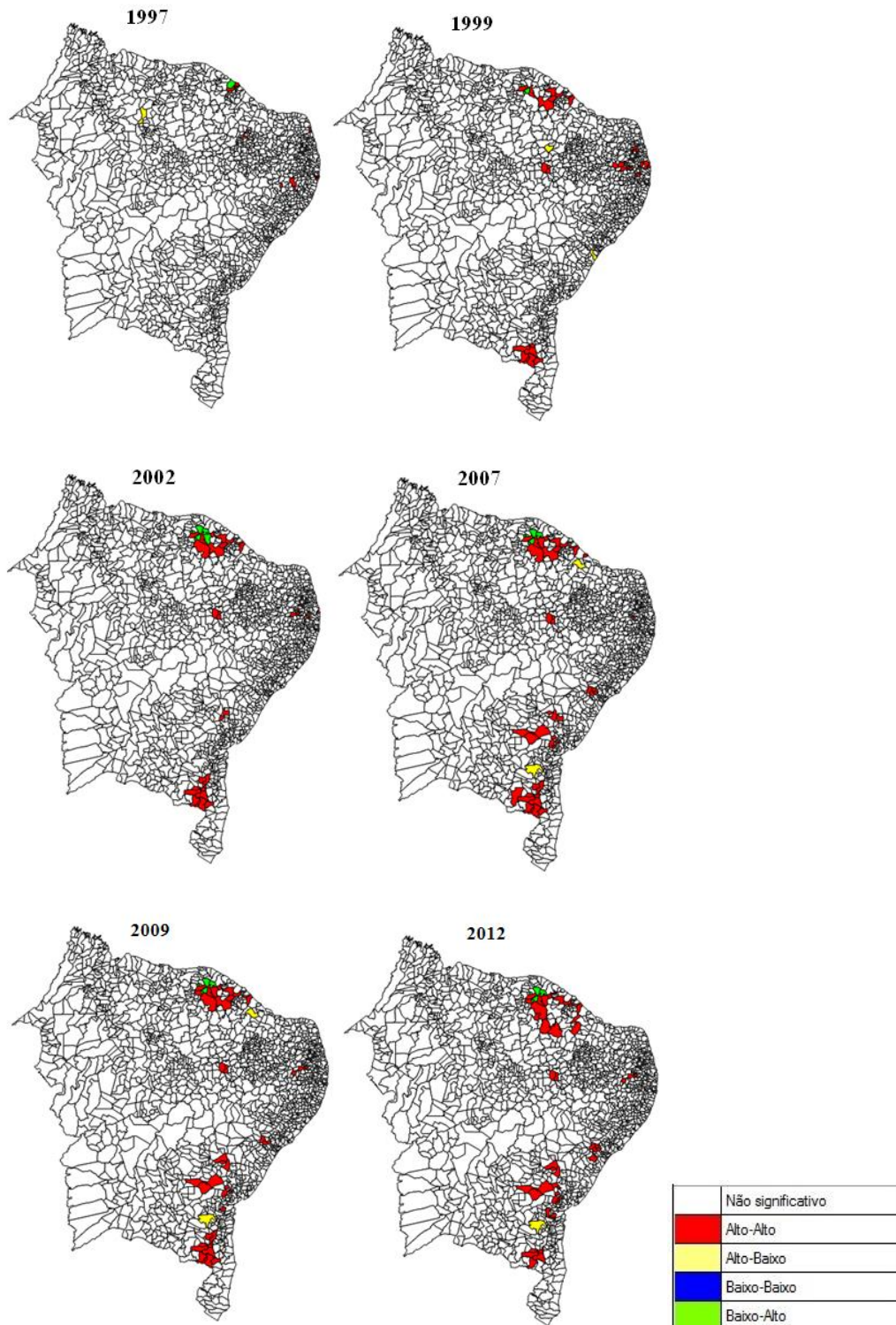
APÊNDICE A

Figura A.1 - Mapas dos Clusters LISA do setor de confecções na Região Nordeste para os anos de 1997, 1999, 2002, 2007, 2009 e 2012.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS

Figura A.2 - Mapa dos Clusters LISA do setor de couros e calçados na Região Nordeste para os anos de 1997, 1999, 2002, 2007, 2009 e 2012.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS

APÊNDICE B

Tabela B.1 - Peso relativo dos Estados da Região Nordeste no emprego do setor de Confecções da Região (%)

Ano	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	Total
1997	0,80	8,03	44,36	7,25	5,78	18,61	0,78	1,94	12,44	100
1998	0,73	6,54	45,78	7,24	5,80	18,77	0,73	2,52	11,89	100
1999	0,55	5,83	47,67	7,50	5,71	17,48	0,61	2,88	11,77	100
2000	0,50	6,17	48,88	7,99	5,53	16,57	0,58	2,46	11,32	100
2001	0,61	5,85	46,58	12,59	4,88	15,38	0,58	2,37	11,16	100
2002	0,67	5,73	42,58	17,81	4,46	15,30	0,56	2,35	10,54	100
2003	0,72	5,57	45,40	14,90	4,06	15,45	0,67	2,84	10,40	100
2004	1,00	4,53	46,61	13,70	3,98	16,07	0,52	3,02	10,57	100
2005	1,05	4,14	46,26	13,82	3,92	16,77	0,51	2,80	10,72	100
2006	1,07	4,04	45,36	13,85	3,87	17,02	0,57	2,74	11,48	100
2007	1,06	3,73	43,64	16,49	3,25	16,72	0,89	2,35	11,86	100
2008	1,05	3,71	43,56	19,12	3,28	15,64	0,66	2,28	10,68	100
2009	0,72	3,84	44,11	18,35	3,49	16,04	0,65	2,25	10,55	100
2010	0,66	3,71	43,67	18,90	3,40	16,77	0,52	2,14	10,23	100
2011	0,77	3,75	44,29	16,63	3,80	17,79	0,57	2,10	10,31	100
2012	0,87	3,57	44,97	14,55	3,81	19,30	0,59	2,23	10,11	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS

Tabela B.2 - Peso relativo dos Estados da Região Nordeste no emprego do setor de couro-calçadista da Região (%)

Ano	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	Total
1997	0,45	1,57	53,90	4,52	24,19	7,86	0,34	2,87	4,30	100
1998	0,34	1,03	57,00	3,52	21,08	7,12	0,28	1,98	7,64	100
1999	0,51	1,01	53,95	3,47	18,23	7,02	0,19	1,71	13,92	100
2000	0,39	0,66	53,91	3,01	16,71	5,23	0,19	1,56	18,34	100
2001	0,61	0,54	52,73	2,96	14,96	4,52	0,21	1,72	21,75	100
2002	0,63	0,45	57,74	2,66	12,22	3,18	0,18	1,67	21,27	100
2003	0,53	0,63	58,59	2,59	10,51	1,75	0,11	1,28	24,01	100
2004	0,54	0,65	55,53	2,61	10,45	2,78	0,10	1,22	26,10	100
2005	0,44	0,55	51,28	2,10	11,63	2,84	0,14	2,43	28,59	100
2006	0,44	0,53	51,23	2,01	12,75	2,56	0,08	2,42	27,97	100
2007	0,52	0,48	50,98	1,34	12,49	2,35	0,09	2,84	28,92	100
2008	0,54	0,48	48,67	1,05	12,04	2,25	0,07	3,17	31,73	100
2009	0,49	0,39	52,33	0,64	9,78	1,88	0,09	3,55	30,86	100
2010	0,50	0,34	49,63	0,63	10,73	2,04	0,12	4,48	31,54	100
2011	0,46	0,36	49,67	0,67	11,15	2,06	0,15	4,94	30,54	100
2012	0,51	0,40	52,75	0,74	12,15	2,20	0,20	4,80	26,26	100

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da RAIS

APÊNDICE C

Tabela C.1 - LISA Confeções 1997

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230440	Ce-Fortaleza	11,15717	Alto-Alto
230765	Ce-Maracanau	15,9797	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	0,338233	Alto-Alto
240325	Rn-Parnamirim	4,698845	Alto-Alto
240360	Rn-Extremoz	2,633651	Alto-Alto
240710	Rn-Macaíba	2,219281	Alto-Alto
240810	Rn-Natal	10,59298	Alto-Alto
241200	Rn-São Gonçalo do Amarante	11,26954	Alto-Alto
250180	Pb-Bayeux	4,770934	Alto-Alto
250750	Pb-João Pessoa	4,75873	Alto-Alto
251370	Pb-Santa Rita	1,290683	Alto-Alto
260290	Pe-Cabo de Santo Agostinho	2,289726	Alto-Alto
260345	Pe-Camaragibe	2,707946	Alto-Alto
260790	Pe-Jaboatão dos Guararapes	0,822569	Alto-Alto
260940	Pe-Moreno	2,739408	Alto-Alto
261070	Pe-Paulista	2,38139	Alto-Alto
280030	Se-Aracaju	7,382027	Alto-Alto
280190	Se-Cumbe	2,302321	Alto-Alto
280460	Se-Nossa Senhora das Dores	2,257882	Alto-Alto
280480	Se-Nossa Senhora do Socorro	3,607208	Alto-Alto
280600	Se-Ribeiropolis	2,075228	Alto-Alto
290840	Ba-Conceição do Coite	1,533189	Alto-Alto
291733	Ba-Iuiu	2,047537	Alto-Alto
292340	Ba-Palmas de Monte Alto	1,513115	Alto-Alto
292610	Ba-Retirolândia	2,035399	Alto-Alto
292895	Ba-São Domingos	2,094938	Alto-Alto
293300	Ba-Valente	2,874264	Alto-Alto
250400	Pb-Campina Grande	5,439063	Alto-Baixo
270240	Al-Delmiro Gouveia	3,782792	Alto-Baixo
280440	Se-Neopolis	3,474815	Alto-Baixo
230370	Ce-Caucaia	0	Baixo-Alto
230970	Ce-Pacatuba	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.2 - LISA Confeccões 1999

Código	UF-Município	ICn	Classificação
220330	Pi-Demerval Lobão	2,395678	Alto-Alto
221100	Pi-Teresina	4,022145	Alto-Alto
230440	Ce-Fortaleza	27,48077	Alto-Alto
230625	Ce-Itaitinga	0,164191	Alto-Alto
230765	Ce-Maracanau	2,088213	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	0,685219	Alto-Alto
230970	Ce-Pacatuba	3,427938	Alto-Alto
240325	Rn-Parnamirim	0,819642	Alto-Alto
240810	Rn-Natal	3,225577	Alto-Alto
241100	Rn-Rodolfo Fernandes	2,428123	Alto-Alto
241190	Rn-São Francisco do Oeste	2,224171	Alto-Alto
241330	Rn-Serra de São Bento	2,497246	Alto-Alto
241360	Rn-Severiano Melo	2,402731	Alto-Alto
250100	Pb-Araruna	2,397089	Alto-Alto
260030	Pe-Agrestina	2,388428	Alto-Alto
260410	Pe-Caruaru	3,673084	Alto-Alto
260960	Pe-Olinda	0,363141	Alto-Alto
261070	Pe-Paulista	5,105537	Alto-Alto
261160	Pe-Recife	1,047456	Alto-Alto
261240	Pe-Sanharo	2,273609	Alto-Alto
261250	Pe-Santa Cruz do Capibaribe	3,153214	Alto-Alto
261500	Pe-Taquaritinga do Norte	1,261006	Alto-Alto
261540	Pe-Toritama	2,555911	Alto-Alto
280300	Se-Itabaianinha	2,533251	Alto-Alto
280740	Se-Tobias Barreto	2,485175	Alto-Alto
230370	Ce-Caucaia	0	Baixo-Alto
230428	Ce-Eusebio	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.3 - LISA Confeccões 2002

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230440	Ce-Fortaleza	25,38324	Alto-Alto
230625	Ce-Itaitinga	0,19218	Alto-Alto
230765	Ce-Maracanau	1,601543	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	1,065676	Alto-Alto
230970	Ce-Pacatuba	3,562809	Alto-Alto
240180	Rn-Brejinho	2,188249	Alto-Alto
240200	Rn-Caico	1,305114	Alto-Alto
240325	Rn-Parnamirim	0,535715	Alto-Alto
240360	Rn-Extremoz	0,500843	Alto-Alto
240780	Rn-Monte Alegre	0,684438	Alto-Alto
240810	Rn-Natal	12,36337	Alto-Alto
241100	Rn-Rodolfo Fernandes	2,426476	Alto-Alto
241190	Rn-São Francisco do Oeste	2,28592	Alto-Alto
241220	Rn-São Jose de Mipibu	0,827905	Alto-Alto
241240	Rn-São Jose do Serido	1,470778	Alto-Alto
241360	Rn-Severiano Melo	2,389555	Alto-Alto
241380	Rn-Taboleiro Grande	2,384632	Alto-Alto
241400	Rn-Tangara	2,087175	Alto-Alto
241480	Rn-Vera Cruz	2,4154	Alto-Alto
260030	Pe-Agrestina	2,194013	Alto-Alto
260410	Pe-Caruaru	3,940587	Alto-Alto
261070	Pe-Paulista	3,062581	Alto-Alto
261090	Pe-Pesqueira	1,015462	Alto-Alto
261160	Pe-Recife	1,557491	Alto-Alto
261240	Pe-Sanharo	2,444697	Alto-Alto
261250	Pe-Santa Cruz do Capibaribe	3,479607	Alto-Alto
261500	Pe-Taquaritinga do Norte	1,810514	Alto-Alto
261540	Pe-Toritama	3,096977	Alto-Alto
280740	Se-Tobias Barreto	2,120405	Alto-Alto
293110	Ba-Tanquinho	1,83978	Alto-Alto
221100	Pi-Teresina	4,404048	Alto-Baixo
230370	Ce-Caucaia	0,02397	Baixo-Alto
230428	Ce-Eusebio	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.4 - LISA Confeções 2007

Código	UF-Município	ICn	Classificação
220330	Pi-Demerval Lobão	1,13522	Alto-Alto
230370	Ce-Caucaia	0,421401	Alto-Alto
230440	Ce-Fortaleza	26,03875	Alto-Alto
230450	Ce-Frecheirinha	2,191031	Alto-Alto
230765	Ce-Maracanau	0,475337	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	1,676495	Alto-Alto
230970	Ce-Pacatuba	3,680324	Alto-Alto
231170	Ce-Reriutaba	2,38217	Alto-Alto
231395	Ce-Varjota	2,040615	Alto-Alto
240200	Rn-Caico	1,439475	Alto-Alto
240680	Rn-Lajes Pintadas	1,934821	Alto-Alto
240910	Rn-Passa e Fica	2,357166	Alto-Alto
241100	Rn-Rodolfo Fernandes	2,398052	Alto-Alto
241190	Rn-São Francisco do Oeste	1,957705	Alto-Alto
241240	Rn-São Jose do Serido	1,960514	Alto-Alto
241330	Rn-Serra de São Bento	2,423128	Alto-Alto
260030	Pe-Agrestina	0,390595	Alto-Alto
260080	Pe-Altinho	0,604789	Alto-Alto
260260	Pe-Brejo da Madre de Deus	1,087587	Alto-Alto
260410	Pe-Caruaru	5,776337	Alto-Alto
260580	Pe-Frei Miguelinho	0,388122	Alto-Alto
261170	Pe-Riacho das Almas	2,154962	Alto-Alto
261250	Pe-Santa Cruz do Capibaribe	4,382066	Alto-Alto
261450	Pe-Surubim	1,837514	Alto-Alto
261500	Pe-Taquaritinga do Norte	1,70608	Alto-Alto
261540	Pe-Toritama	3,226022	Alto-Alto
261620	Pe-Vertentes	1,941892	Alto-Alto
291760	Ba-Jaguaquara	1,371151	Alto-Alto
240810	Rn-Natal	11,57288	Alto-Baixo
230428	Ce-Eusebio	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.5 - LISA Confeções 2009

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230120	Ce-Aracoiaba	2,256872	Alto-Alto
230370	Ce-Caucaia	0,568971	Alto-Alto
230440	Ce-Fortaleza	25,60707	Alto-Alto
230450	Ce-Frecheirinha	2,194964	Alto-Alto
230765	Ce-Maracanau	1,271977	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	1,989409	Alto-Alto
230970	Ce-Pacatuba	3,675959	Alto-Alto
231160	Ce-Redenção	1,402747	Alto-Alto
231170	Ce-Reriutaba	2,254873	Alto-Alto
231395	Ce-Varjota	2,007289	Alto-Alto
240160	Rn-Bento Fernandes	2,254873	Alto-Alto
240200	Rn-Caico	1,432069	Alto-Alto
240325	Rn-Parnamirim	1,040634	Alto-Alto
240680	Rn-Lajes Pintadas	1,959095	Alto-Alto
240810	Rn-Natal	12,69899	Alto-Alto
240910	Rn-Passa e Fica	1,874943	Alto-Alto
240933	Rn-Santa Maria	2,270357	Alto-Alto
241010	Rn-Poço Branco	1,603223	Alto-Alto
241100	Rn-Rodolfo Fernandes	2,267408	Alto-Alto
241120	Rn-Santa Cruz	0,92761	Alto-Alto
241190	Rn-São Francisco do Oeste	2,107389	Alto-Alto
241240	Rn-São Jose do Serido	1,930688	Alto-Alto
241290	Rn-São Tome	1,817547	Alto-Alto
241330	Rn-Serra de São Bento	2,288053	Alto-Alto
241380	Rn-Taboleiro Grande	1,827021	Alto-Alto
260080	Pe-Altinho	0,732682	Alto-Alto
260260	Pe-Brejo da Madre de Deus	1,37322	Alto-Alto
260410	Pe-Caruaru	5,227664	Alto-Alto
260580	Pe-Frei Miguelinho	0,478262	Alto-Alto
260800	Pe-Jatuba	2,26962	Alto-Alto
261170	Pe-Riacho das Almas	2,178374	Alto-Alto
261250	Pe-Santa Cruz do Capibaribe	4,285718	Alto-Alto
261270	Pe-Santa Maria do Cambuca	1,736005	Alto-Alto
261310	Pe-São Caitano	0,560403	Alto-Alto
261450	Pe-Surubim	1,820498	Alto-Alto
261500	Pe-Taquaritinga do Norte	1,500175	Alto-Alto
261540	Pe-Toritama	2,910157	Alto-Alto
261620	Pe-Vertentes	1,588279	Alto-Alto
230428	Ce-Eusebio	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.6 - LISA Confecções 2012

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230015	Ce-Acarape	0,9982	Alto-Alto
230120	Ce-Aracoiaba	2,244849	Alto-Alto
230195	Ce-Barreira	0,672061	Alto-Alto
230370	Ce-Caucaia	1,117163	Alto-Alto
230395	Ce-Chorozinho	0,818043	Alto-Alto
230440	Ce-Fortaleza	25,96997	Alto-Alto
230450	Ce-Frecheirinha	2,862537	Alto-Alto
230625	Ce-Itaitinga	0,193341	Alto-Alto
230765	Ce-Maracanau	2,498891	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	1,963499	Alto-Alto
230945	Ce-Ocara	0,849874	Alto-Alto
230960	Ce-Pacajus	2,067798	Alto-Alto
230970	Ce-Pacatuba	2,929942	Alto-Alto
231160	Ce-Redenção	1,406608	Alto-Alto
240200	Rn-Caico	0,873468	Alto-Alto
240270	Rn-Cerro Cora	1,705597	Alto-Alto
240570	Rn-Jardim do Serido	1,217763	Alto-Alto
240680	Rn-Lajes Pintadas	2,059519	Alto-Alto
240910	Rn-Passa e Fica	1,606873	Alto-Alto
241100	Rn-Rodolfo Fernandes	2,041928	Alto-Alto
241120	Rn-Santa Cruz	0,935481	Alto-Alto
241190	Rn-São Francisco do Oeste	1,660062	Alto-Alto
241240	Rn-São Jose do Serido	1,804891	Alto-Alto
241290	Rn-São Tome	2,052636	Alto-Alto
241330	Rn-Serra de São Bento	2,067932	Alto-Alto
241380	Rn-Taboleiro Grande	1,786847	Alto-Alto
250053	Pb-Alcantil	2,043458	Alto-Alto
260030	Pe-Agrestina	0,74398	Alto-Alto
260080	Pe-Altinho	1,373257	Alto-Alto
260260	Pe-Brejo da Madre de Deus	1,129615	Alto-Alto
260410	Pe-Caruaru	4,974051	Alto-Alto
260490	Pe-Cumaru	0,95289	Alto-Alto
260500	Pe-Cupira	1,915495	Alto-Alto
260800	Pe-Jatuba	1,714476	Alto-Alto
261170	Pe-Riacho das Almas	2,062511	Alto-Alto
261250	Pe-Santa Cruz do Capibaribe	5,065094	Alto-Alto
261270	Pe-Santa Maria do Cambuca	1,965944	Alto-Alto
261310	Pe-São Caitano	0,710734	Alto-Alto
Continua na próxima página...			

Tabela C.6- LISA Confeccões 2012 (continuação)

Código	UF-Município	ICn	Classificação
261450	Pe-Surubim	1,581182	Alto-Alto
261500	Pe-Taquaritinga do Norte	2,210891	Alto-Alto
261540	Pe-Toritama	3,824632	Alto-Alto
261620	Pe-Vertentes	1,460504	Alto-Alto
240810	Rn-Natal	10,37613	Alto-Baixo
230428	Ce-Eusebio	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.7 - LISA Couros e Calçados 1997

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230440	Ce-Fortaleza	26,83646	Alto-Alto
230765	Ce-Maracanau	2,438982	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	1,338682	Alto-Alto
230970	Ce-Pacatuba	0,58476	Alto-Alto
240325	Rn-Parnamirim	1,161065	Alto-Alto
240810	Rn-Natal	3,111657	Alto-Alto
240940	Rn-Pau dos Ferros	1,634179	Alto-Alto
241100	Rn-Rodolfo Fernandes	2,914104	Alto-Alto
241190	Rn-São Francisco do Oeste	2,893886	Alto-Alto
260030	Pe-Agrestina	2,647498	Alto-Alto
260410	Pe-Caruaru	3,740783	Alto-Alto
261070	Pe-Paulista	5,652234	Alto-Alto
261160	Pe-Recife	3,113306	Alto-Alto
261240	Pe-Sanharo	2,343331	Alto-Alto
261540	Pe-Toritama	2,937702	Alto-Alto
221100	Pi-Teresina	6,468519	Alto-Baixo
230370	Ce-Caucaia	0	Baixo-Alto
230428	Ce-Eusebio	0	Baixo-Alto
230625	Ce-Itaitinga	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.8 - LISA Couros e Calçados 1999

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230190	Ce-Barbalha	0,737348	Alto-Alto
230280	Ce-Caninde	1,779225	Alto-Alto
230300	Ce-Caridade	2,573653	Alto-Alto
230350	Ce-Cascavel	1,191338	Alto-Alto
230420	Ce-Crato	6,961622	Alto-Alto
230523	Ce-Horizonte	7,380395	Alto-Alto
230730	Ce-Juazeiro do Norte	5,325081	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	8,47959	Alto-Alto
231070	Ce-Pentecoste	2,980307	Alto-Alto
231290	Ce-Sobral	24,09413	Alto-Alto
240830	Rn-Nova Cruz	3,331534	Alto-Alto
241150	Rn-Santo Antonio	3,333764	Alto-Alto
250180	Pb-Bayeux	2,35348	Alto-Alto
250400	Pb-Campina Grande	6,407795	Alto-Alto
250600	Pb-Esperança	2,046115	Alto-Alto
250680	Pb-Inga	3,280935	Alto-Alto
250750	Pb-João Pessoa	1,713809	Alto-Alto
250920	Pb-Massaranduba	3,207945	Alto-Alto
251200	Pb-Pocinhos	2,909465	Alto-Alto
251370	Pb-Santa Rita	5,11834	Alto-Alto
251530	Pb-Sape	2,400145	Alto-Alto
251580	Pb-Serra Redonda	3,22225	Alto-Alto
251610	Pb-Soledade	2,484839	Alto-Alto
260550	Pe-Ferreiros	2,044087	Alto-Alto
261530	Pe-Timbauba	1,86059	Alto-Alto
291580	Ba-Itambe	2,820058	Alto-Alto
291640	Ba-Itapetinga	8,99235	Alto-Alto
291680	Ba-Itarantim	2,308426	Alto-Alto
291710	Ba-Itororo	2,340963	Alto-Alto
291970	Ba-Macarani	2,642407	Alto-Alto
292000	Ba-Maiquinique	1,310579	Alto-Alto
292540	Ba-Potiragua	2,911622	Alto-Alto
230550	Ce-Iguatu	5,916492	Alto-Baixo
280320	Se-Itaporanga D'Ajuda	4,466611	Alto-Baixo
230435	Ce-Forquilha	0	Baixo-Alto
230490	Ce-Groairas	0	Baixo-Alto
230820	Ce-Meruoca	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.9 - LISA Couros e Calçados 2002

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230190	Ce-Barbalha	0,939468	Alto-Alto
230280	Ce-Caninde	1,278532	Alto-Alto
230300	Ce-Caridade	2,569383	Alto-Alto
230350	Ce-Cascavel	3,362122	Alto-Alto
230420	Ce-Crato	6,262017	Alto-Alto
230523	Ce-Horizonte	9,328734	Alto-Alto
230630	Ce-Itapage	4,749936	Alto-Alto
230730	Ce-Juazeiro do Norte	4,100199	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	10,28983	Alto-Alto
231070	Ce-Pentecoste	2,561143	Alto-Alto
231220	Ce-Santa Quiteria	1,353648	Alto-Alto
231290	Ce-Sobral	23,36835	Alto-Alto
231380	Ce-Uruburetama	1,85056	Alto-Alto
250040	Pb-Alagoa Nova	2,464138	Alto-Alto
250180	Pb-Bayeux	1,793886	Alto-Alto
250400	Pb-Campina Grande	5,699518	Alto-Alto
250690	Pb-Itabaiana	1,959734	Alto-Alto
250750	Pb-João Pessoa	0,963796	Alto-Alto
250920	Pb-Massaranduba	2,276761	Alto-Alto
251580	Pb-Serra Redonda	2,570583	Alto-Alto
290480	Ba-Caatiba	2,360115	Alto-Alto
291090	Ba-Firmino Alves	2,395966	Alto-Alto
291230	Ba-Ibicui	2,249783	Alto-Alto
291350	Ba-Iguai	2,25888	Alto-Alto
291580	Ba-Itambe	2,496248	Alto-Alto
291640	Ba-Itapetinga	9,244086	Alto-Alto
291680	Ba-Itarantim	2,529265	Alto-Alto
291710	Ba-Itororo	2,553405	Alto-Alto
291970	Ba-Macarani	2,681357	Alto-Alto
292000	Ba-Maiquinique	1,886245	Alto-Alto
292540	Ba-Potiragua	2,40659	Alto-Alto
230050	Ce-Alcantaras	0	Baixo-Alto
230435	Ce-Forquilha	0	Baixo-Alto
230490	Ce-Groairas	0	Baixo-Alto
230610	Ce-Iraucuba	0	Baixo-Alto
230820	Ce-Meruoca	0	Baixo-Alto
230837	Ce-Miraima	0	Baixo-Alto
231200	Ce-Santana do Acarau	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.10 – LISA Couros e Calçados 2007

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230190	Ce-Barbalha	0,90545	Alto-Alto
230280	Ce-Caninde	1,245142	Alto-Alto
230300	Ce-Caridade	1,812239	Alto-Alto
230350	Ce-Cascavel	2,793225	Alto-Alto
230420	Ce-Crato	4,156518	Alto-Alto
230445	Ce-Fortim	1,531153	Alto-Alto
230523	Ce-Horizonte	12,1306	Alto-Alto
230610	Ce-Iraucuba	1,284552	Alto-Alto
230630	Ce-Itapage	4,999879	Alto-Alto
230730	Ce-Juazeiro do Norte	5,050422	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	4,040917	Alto-Alto
231070	Ce-Pentecoste	2,136551	Alto-Alto
231220	Ce-Santa Quiteria	2,072326	Alto-Alto
231290	Ce-Sobral	22,21818	Alto-Alto
231380	Ce-Uruburetama	3,113742	Alto-Alto
250180	Pb-Bayeux	2,212093	Alto-Alto
250920	Pb-Massaranduba	1,590213	Alto-Alto
251370	Pb-Santa Rita	1,627165	Alto-Alto
251530	Pb-Sape	1,448716	Alto-Alto
280140	Se-Carira	2,307951	Alto-Alto
280230	Se-Frei Paulo	2,247009	Alto-Alto
280445	Se-Nossa Senhora Aparecida	1,736114	Alto-Alto
280600	Se-Ribeiropolis	2,023829	Alto-Alto
290480	Ba-Caatiba	2,213685	Alto-Alto
290730	Ba-Castro Alves	2,301896	Alto-Alto
290830	Ba-Conceição do Almeida	1,8165	Alto-Alto
290840	Ba-Conceição do Coite	1,592022	Alto-Alto
290980	Ba-Cruz das Almas	2,20047	Alto-Alto
291090	Ba-Firmino Alves	2,374577	Alto-Alto
291230	Ba-Ibicui	2,067839	Alto-Alto
291350	Ba-Iguai	2,188926	Alto-Alto
291400	Ba-Ipira	3,515921	Alto-Alto
291470	Ba-Itaberaba	2,472414	Alto-Alto
291580	Ba-Itambe	2,521794	Alto-Alto
291640	Ba-Itapetinga	9,020473	Alto-Alto
291680	Ba-Itarantim	2,033018	Alto-Alto
291710	Ba-Itororo	3,329869	Alto-Alto
291970	Ba-Macarani	2,500234	Alto-Alto
Continua na próxima página...			

Tabela C.10 - LISA Couros e Calçados 2007 (continuação)

Código	UF-Município	ICn	Classificação
292000	Ba-Maiquinique	1,995255	Alto-Alto
292540	Ba-Potiragua	2,272161	Alto-Alto
292720	Ba-Ruy Barbosa	2,431997	Alto-Alto
292880	Ba-Santo Estevão	5,508747	Alto-Alto
293300	Ba-Valente	1,420234	Alto-Alto
293330	Ba-Vitória da Conquista	3,336199	Alto-Alto
231180	Ce-Russas	5,844231	Alto-Baixo
291800	Ba-Jequie	3,387503	Alto-Baixo
230050	Ce-Alcantaras	0	Baixo-Alto
230435	Ce-Forquilha	0	Baixo-Alto
230490	Ce-Groairas	0	Baixo-Alto
230820	Ce-Meruoca	0	Baixo-Alto
230837	Ce-Miraima	0	Baixo-Alto
231200	Ce-Santana do Acarau	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.11 – LISA Couros e Calçados 2009

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230190	Ce-Barbalha	0,900637	Alto-Alto
230280	Ce-Caninde	0,635417	Alto-Alto
230300	Ce-Caridade	1,840487	Alto-Alto
230310	Ce-Carire	1,941435	Alto-Alto
230350	Ce-Cascavel	1,724626	Alto-Alto
230420	Ce-Crato	4,020152	Alto-Alto
230523	Ce-Horizonte	11,76872	Alto-Alto
230610	Ce-Iraucuba	1,884742	Alto-Alto
230630	Ce-Itapage	3,947519	Alto-Alto
230730	Ce-Juazeiro do Norte	5,556221	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	2,903894	Alto-Alto
231070	Ce-Pentecoste	2,368484	Alto-Alto
231220	Ce-Santa Quiteria	2,008833	Alto-Alto
231290	Ce-Sobral	22,52998	Alto-Alto
231380	Ce-Uruburetama	2,95716	Alto-Alto
250180	Pb-Bayeux	1,670611	Alto-Alto
250310	Pb-Cabaceiras	1,928694	Alto-Alto
250400	Pb-Campina Grande	6,52408	Alto-Alto
250920	Pb-Massaranduba	1,471329	Alto-Alto
280140	Se-Carira	2,316697	Alto-Alto
280230	Se-Frei Paulo	3,423838	Alto-Alto
280600	Se-Ribeiropolis	2,363345	Alto-Alto
290480	Ba-Caatiba	2,14451	Alto-Alto
290730	Ba-Castro Alves	2,106163	Alto-Alto
290840	Ba-Conceição do Coite	1,962156	Alto-Alto
290980	Ba-Cruz das Almas	2,137085	Alto-Alto
291090	Ba-Firmino Alves	2,361203	Alto-Alto
291230	Ba-Ibicui	2,185197	Alto-Alto
291350	Ba-Iguai	2,215967	Alto-Alto
291400	Ba-Ipira	3,040784	Alto-Alto
291470	Ba-Itaberaba	2,34363	Alto-Alto
291580	Ba-Itambe	2,326266	Alto-Alto
291640	Ba-Itapetinga	12,87229	Alto-Alto
291680	Ba-Itarantim	1,991478	Alto-Alto
291710	Ba-Itororo	3,266801	Alto-Alto
291970	Ba-Macarani	2,407341	Alto-Alto
292000	Ba-Maiquinique	1,951826	Alto-Alto
292230	Ba-Muritiba	1,715295	Alto-Alto
Continua na próxima página...			

Tabela C.11 - LISA Couros e Calçados 2009 (continuação)

Código	UF-Município	ICn	Classificação
292540	Ba-Potiragua	2,19802	Alto-Alto
292575	Ba-Presidente Tancredo Neves	1,811492	Alto-Alto
292720	Ba-Ruy Barbosa	2,368115	Alto-Alto
292800	Ba-Santaluz	1,970748	Alto-Alto
292880	Ba-Santo Estevão	4,371811	Alto-Alto
293300	Ba-Valente	1,687073	Alto-Alto
231180	Ce-Russas	4,549495	Alto-Baixo
291800	Ba-Jequie	3,547811	Alto-Baixo
230050	Ce-Alcantaras	0	Baixo-Alto
230435	Ce-Forquilha	0	Baixo-Alto
230490	Ce-Groairas	0	Baixo-Alto
230820	Ce-Meruoca	0	Baixo-Alto
230837	Ce-Miraima	0	Baixo-Alto
231200	Ce-Santana do Acarau	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%

Tabela C.12 - LISA Couros e Calçados 2012

Código	UF-Município	ICn	Classificação
230190	Ce-Barbalha	1,59858	Alto-Alto
230240	Ce-Boa Viagem	1,397012	Alto-Alto
230310	Ce-Cariré	0,811266	Alto-Alto
230350	Ce-Cascavel	2,695242	Alto-Alto
230365	Ce-Catunda	1,959729	Alto-Alto
230420	Ce-Crato	4,08799	Alto-Alto
230495	Ce-Guaiuba	0,715418	Alto-Alto
230523	Ce-Horizonte	12,3191	Alto-Alto
230610	Ce-Iraucuba	2,273992	Alto-Alto
230630	Ce-Itapagé	3,972263	Alto-Alto
230730	Ce-Juazeiro do Norte	7,779824	Alto-Alto
230770	Ce-Maranguape	2,894419	Alto-Alto
230870	Ce-Morada Nova	1,511043	Alto-Alto
231070	Ce-Pentecoste	4,021567	Alto-Alto
231140	Ce-Quixeramobim	1,143905	Alto-Alto
231220	Ce-Santa Quitéria	2,6462	Alto-Alto
231290	Ce-Sobral	20,83221	Alto-Alto
231355	Ce-Tururu	1,662498	Alto-Alto
231380	Ce-Uruburetama	3,235871	Alto-Alto
250180	Pb-Bayeux	1,464874	Alto-Alto
250310	Pb-Cabaceiras	1,10189	Alto-Alto
250400	Pb-Campina Grande	10,17985	Alto-Alto
250830	Pb-Lagoa Seca	0,558227	Alto-Alto
250920	Pb-Massaranduba	1,804962	Alto-Alto
280140	Se-Carira	2,429204	Alto-Alto
280230	Se-Frei Paulo	3,305777	Alto-Alto
280350	Se-Lagarto	0,737419	Alto-Alto
280445	Se-Nossa Senhora Aparecida	2,249363	Alto-Alto
280600	Se-Ribeiropolis	1,537392	Alto-Alto
290150	Ba-Anguera	1,957648	Alto-Alto
290480	Ba-Caatiba	1,918967	Alto-Alto
290730	Ba-Castro Alves	2,070615	Alto-Alto
290830	Ba-Conceição do Almeida	1,801886	Alto-Alto
290840	Ba-Conceição do Coite	1,881842	Alto-Alto
290980	Ba-Cruz das Almas	1,828192	Alto-Alto
291090	Ba-Firmino Alves	1,805494	Alto-Alto
291400	Ba-Ipira	3,643255	Alto-Alto

Continua na próxima página...

Tabela C.12 - LISA Couros e Calçados 2012 (continuação)

Código	UF-Município	ICn	Classificação
291470	Ba-Itaberaba	2,375079	Alto-Alto
291580	Ba-Itambe	1,720141	Alto-Alto
291640	Ba-Itapetinga	8,958566	Alto-Alto
291710	Ba-Itororo	2,196078	Alto-Alto
291970	Ba-Macarani	1,938311	Alto-Alto
292575	Ba-Presidente Tancredo Neves	1,948486	Alto-Alto
292720	Ba-Ruy Barbosa	3,168774	Alto-Alto
292800	Ba-Santaluz	2,319979	Alto-Alto
292880	Ba-Santo Estevão	5,050614	Alto-Alto
292960	Ba-Sapeacu	1,570547	Alto-Alto
293040	Ba-Serra Preta	2,183756	Alto-Alto
293160	Ba-Teolândia	1,937502	Alto-Alto
293210	Ba-Ubaira	2,012051	Alto-Alto
293300	Ba-Valente	1,823903	Alto-Alto
291800	Ba-Jequie	5,637179	Alto-Baixo
230435	Ce-Forquilha	0	Baixo-Alto
230490	Ce-Groairas	0	Baixo-Alto
230820	Ce-Meruoca	0	Baixo-Alto
230837	Ce-Miraima	0	Baixo-Alto
231200	Ce-Santana do Acarau	0	Baixo-Alto

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da RAIS; nível de significância de 5%