

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – PIMES**

TESE DE DOUTORADO

**CONCENTRAÇÃO E CRESCIMENTO REGIONAL DO EMPREGO
INDUSTRIAL NO BRASIL, NO PERÍODO 1994-2004: UMA ANÁLISE A PARTIR
DAS ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E DA NOVA GEOGRAFIA
ECONÔMICA.**

MAGNO VAMBERTO BATISTA DA SILVA

RECIFE-PE

2006

MAGNO VAMBERTO BATISTA DA SILVA

CONCENTRAÇÃO E CRESCIMENTO REGIONAL DO EMPREGO INDUSTRIAL NO BRASIL, NO PERÍODO 1994-2004: UMA ANÁLISE A PARTIR DAS ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E DA NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA.

Tese apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia – PIMES, da Universidade Federal de Pernambuco, em cumprimento às exigências para obtenção do Título de Doutor.

Orientador: Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto

Co-orientador: Prof. Dr. André Matos Magalhães

Silva, Magno Vamberto Batista da
Concentração e crescimento regional do emprego
industrial no Brasil, no período 1994-2004: uma
análise a partir das economias de aglomeração e da
nova geografia econômica / Magno Vamberto Batista
da Silva. - Recife : O Autor, 2006.

175 folhas : fig. , tab. e gráficos

Tese (doutorado) – Universidade Federal de
Pernambuco. CCSA. Economia, 2006.

Inclui bibliografia e apêndice.

1. Concentração industrial. 2. Externalidades
pecuniárias. 3. Externalidades tecnológicas. I. Título.

330.341.44

338.8

CDU (1997)

CDD (22.ed.)

UFPE

CSA2007-030

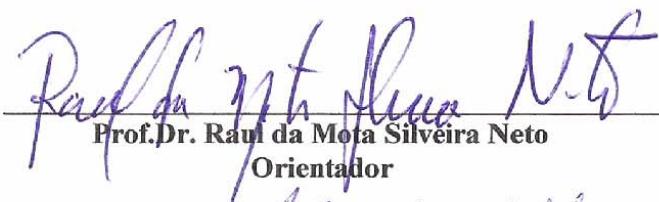
UNIVERSIDADE FEDERAL PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES – PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO DOUTORADO
EM ECONOMIA DE

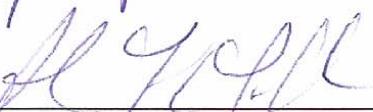
MAGNO VAMBERTO BATISTA DA SILVA

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o Candidato Magno Vamberto Batista da Silva **APROVADO**.

Recife, 22/12/2006.


Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto

Orientador


Prof. Dr. André Matos Magalhães

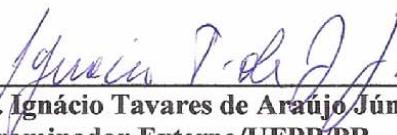
Examinador Interno


Prof. Dr. João Policarpo Rodrigues Lima

Examinador Interno


Prof. Dr. Agnaldo Gomes da Silva

Examinador Externo/UFAL/AL


Prof. Dr. Ignácio Tavares de Araújo Júnior

Examinador Externo/UFPB/PB

*Aos meus pais, Irene e Euclides, à minha esposa
Liédje e ao meu filho, Bernardo. Com muito
amor, DEDICO.*

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, professor Raul da Mota Silveira Neto, a quem devo muito pelo aprendizado durante o meu doutoramento. Obrigado pelo incentivo, acompanhamento e sugestões recebidas durante a elaboração deste trabalho.

Aos colegas e amigos da minha turma de doutorado, por compartilhar os momentos alegres e também os difíceis, durante esta longa jornada do doutorado.

Ao colegiado do Departamento de Economia da UFPB, pela liberação de minhas atividades acadêmicas e a confiança depositada.

À CAPES, pelo apoio financeiro recebido.

Aos funcionários e professores do PIMES, pois cada um, a sua maneira, contribuiu para a realização deste trabalho.

À Liedje, pelo apoio recebido, mesmo também elaborando sua tese de doutoramento.

A todos, os meus agradecimentos.

RESUMO

A tese tem dois objetivos. O primeiro é caracterizar os níveis e padrões da concentração da indústria de transformação, por espaços geográficos de estados da federação e microrregiões brasileiras, nos anos polares de 1994 e 2004. O segundo objetivo busca identificar os determinantes econômicos do crescimento do emprego industrial para os estados do Brasil, no período de 1994 a 2004. Os dados do estoque do emprego são extraídos da RAIS. Como esperado, as evidências para as microrregiões mostram que a concentração industrial é mais forte, comparada aos estados. Da mesma forma, a hierarquia da concentração é a mesma daquela obtida para os estados, sendo o setor capital intensivo o mais concentrado e o recursos naturais intensivos o menos concentrado. No entanto, nas microrregiões, a desconcentração industrial é mais forte para o segmento recursos naturais intensivos e, de novo, mais fraca no capital intensivo. O setor trabalho intensivo aparece como caso intermediário. *Clusters* locais da participação do emprego são identificados no Sul e Sudeste do país, especialmente, nas microrregiões de São Paulo. E novos pólos de crescimento do emprego parecem surgir na região Nordeste. Os resultados obtidos para o crescimento do emprego na indústria de transformação apontam correlação positiva entre os *linkages* de mercado e o crescimento do emprego, consistente com o trabalho de Venables (1996). As externalidades dinâmicas também parecem ter influência positiva sobre a demanda do emprego local, embora, apenas a diversidade seja identificada como importante para o crescimento, o que é consistente com os trabalhos de Jacobs (1969) e Fingleton (2003). Ao contrário do sugerido por alguns modelos, a medida de *spillovers* dentro da indústria – especialização – não é significante para a localização industrial, enquanto os custos de transportes e os salários apresentam correlação estatística negativa e positiva, na ordem, com o crescimento do emprego, consistentes com a Nova Geografia Econômica. Também verifica que a variável de tamanho médio das firmas afeta o crescimento do emprego, onde este é mais elevado em locais com existência de firmas de tamanho menores, consistente com Jacobs (1969) e Porter (1990). Os resultados apresentados da amostra em *pooling* para a indústria de transformação sugerem que os efeitos das externalidades pecuniárias e da variável do tamanho médio das firmas parecem ser robustos ao tempo e à escolha do período base. Observa-se também que a importância das variáveis para o crescimento do emprego pode se alterar conforme o segmento industrial analisado.

PALAVRAS CHAVE: Concentração industrial; Externalidades pecuniárias; Externalidades tecnológicas.

ABSTRACT

This thesis has two issues. Former is studying concentration levels and patterns of transformation industry considering geographic spaces of federation states and Brazilian micro-regions, in polar years of 1994 and 2004. Second is about the identification of determinants economic growth of industrial employment for Brazilian states during 1994 to 2004. Employment data are taken from RAIS. As expected, micro-regions evidences show stronger industrial concentration compared to states. Equally, concentration hierarchy is the same obtained for states, being intensive capital segment in micro-regions the most concentrated and intensive natural resources the less concentrated segment. However, industrial desconcentration is stronger for intensive natural resources segment and, again, weaker in intensive capital. Intensive labor segment is presented as an intermediary case. Local clusters of employment participation are identified at Brazilian South and South-east regions, especially at São Paulo micro-regions. And new poles of growth of the employment seem to appear in the Northeast. Results obtained for employment growth of transformation industry show positive correlation between market linkages and employment growth, according to Venables (1996). Dynamic externalities also have positive influence over local employment demand, although only diversity is identified as important factor for growth, according to Jacobs (1969) and Fingleton (2003). Otherwise, as suggested by any models, spillovers measure in industry – specialization – is not significant for industrial placement, while transport costs and wage have negative and positive statistic correlation, this order, with employment growth, as new Economical Geography. It is also confirmed that the medium size of firms' variable affects employment growth, where this one is higher at places with smaller firms, according to Jacobs (1969) and Porter (1990). Presented results in pooling sample for transformation industry that pecuniary externalities effects and the medium size of firms' variable seem to be robust to time and to choice of base period. It is also observed that variables importance for employment growth may be changed by analyzed segment.

KEYWORDS: Industrial concentration; Pecuniary externalities; Technological externalities.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1:	<i>Moran</i> – estados e indústria de transformação, em 1994 e 2004	69
FIGURA 2:	<i>Moran</i> – estados e segmento intensivo no fator capital, em 1994 e 2004	70
FIGURA 3:	<i>Moran</i> – estados e segmento intensivo no fator trabalho, em 1994 e 2004	70
FIGURA 4:	<i>Moran</i> – estados e segmento intensivo no fator recursos naturais, em 1994 e 2004	70
FIGURA 5:	<i>Moran</i> – microrregião e indústria de transformação, em 1994 e 2004	101
FIGURA 6:	<i>Moran</i> – microrregião e segmento intensivo no fator capital, em 1994 e 2004	102
FIGURA 7:	<i>Moran</i> – microrregião e segmento intensivo no fator trabalho, em 1994 e 2004	102
FIGURA 8:	<i>Moran</i> – microrregião e segmento intensivo no fator recursos naturais em 1994 e 2004	102
FIGURA 9:	Diagramas de dispersão: variável dependente versus variáveis explicativas – período 1994-2004	134

LISTA DE GRÁFICOS

- GRÁFICO 1: Evolução da concentração regional no Brasil – *Gini* para estados e indústrias 56
- GRÁFICO 2: Curva de concentração estadual industrial – emprego em 1994 57
- GRÁFICO 3: Curva de concentração estadual industrial – emprego em 2004 58
- GRÁFICO 4: Curva de concentração estadual industrial – emprego da indústria de transformação (IT), em 1994 e 2004 59
- GRÁFICO 5: Curva de concentração estadual industrial – emprego do segmento intensivo em capital (K), em 1994 e 2004 59
- GRÁFICO 6: Curva de concentração estadual industrial – emprego do segmento intensivo em trabalho (L), em 1994 e 2004 60
- GRÁFICO 7: Curva de concentração estadual industrial – emprego do segmento intensivo em recursos naturais (RN), em 1994 e 2004 60
- GRÁFICO 8: Evolução da concentração regional no Brasil – *Gini* para microrregiões e indústrias 95
- GRÁFICO 9: Curva de concentração microrregional industrial – emprego em 1994 96
- GRÁFICO 10: Curva de concentração microrregional industrial – emprego em 2004 97
- GRÁFICO 11: Curva de concentração microrregional industrial – emprego da indústria de transformação (IT), em 1994 e 2004 97
- GRÁFICO 12: Curva de concentração microrregional industrial – emprego do segmento intensivo em capital (K), em 1994 e 2004 98
- GRÁFICO 13: Curva de concentração microrregional industrial – emprego do segmento intensivo em trabalho (L), em 1994 e 2004 99
- GRÁFICO 14: Curva de concentração microrregional industrial – emprego do segmento intensivo em recursos naturais (RN), em 1994 e 2004 100

LISTA DE MAPAS

- MAPA 1: Participação estadual no emprego da indústria de transformação do Brasil - em 1994 62
- MAPA 2: Participação estadual no emprego da indústria de transformação do Brasil - em 2004 63
- MAPA 3: Participação estadual no emprego do segmento de capital do Brasil - em 1994 64
- MAPA 4: Participação estadual no emprego do segmento de capital do Brasil - em 2004 64
- MAPA 5: Participação estadual no emprego do segmento de trabalho do Brasil - em 1994 65
- MAPA 6: Participação estadual no emprego do segmento de trabalho do Brasil - em 2004 65
- MAPA 7: Participação estadual no emprego do segmento de recursos naturais do Brasil - em 1994 66
- MAPA 8: Participação estadual no emprego do segmento de recursos naturais do Brasil - em 2004 67
- MAPA 9: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação estadual no emprego da indústria de transformação, em 1994 e 2004 72
- MAPA 10: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação estadual no emprego do segmento intensivo em capital, em 1994 e 2004 72
- MAPA 11: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação estadual no emprego do segmento intensivo em trabalho, em 1994 e 2004 73
- MAPA 12: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação estadual no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, em 1994 e 2004 73
- MAPA 13: Crescimento das participações do emprego estadual – indústria de transformação no período entre 1994 e 2004 75

- MAPA 14: Crescimento das participações do emprego estadual – segmento de 76 capital intensivo, no período entre 1994 e 2004
- MAPA 15: Crescimento das participações do emprego estadual – segmento de 77 trabalho intensivo, no período entre 1994 e 2004
- MAPA 16: Crescimento das participações do emprego estadual – segmento de 78 recursos naturais intensivo, no período entre 1994 e 2004
- MAPA 17: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 79 crescimento da participação estadual no emprego da indústria de transformação, entre 1994 e 2004
- MAPA 18: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 80 crescimento da participação estadual no emprego do segmento intensivo em capital, entre 1994 e 2004
- MAPA 19: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 80 crescimento da participação estadual no emprego do segmento intensivo em trabalho, entre 1994 e 2004
- MAPA 20: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 81 crescimento da participação estadual no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, entre 1994 e 2004
- MAPA 21: Participação microrregional no emprego da indústria de 86 transformação do Brasil - em 1994
- MAPA 22: Participação microrregional no emprego da indústria de 87 transformação do Brasil - em 2004
- MAPA 23: Participação microrregional no emprego do segmento capital 88 intensivo, em 1994
- MAPA 24: Participação microrregional no emprego do segmento capital 88 intensivo, em 2004
- MAPA 25: Participação microrregional no emprego do segmento trabalho 89 intensivo, em 1994
- MAPA 26: Participação microrregional no emprego do segmento trabalho 89 intensivo, em 2004
- MAPA 27: Participação microrregional no emprego do segmento de recursos 90 naturais do Brasil - em 1994

- MAPA 28: Participação microrregional no emprego do segmento de recursos naturais do Brasil - em 2004 90
- MAPA 29: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 104 participação microrregional no emprego da indústria de transformação, em 1994
- MAPA 30: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 105 participação microrregional no emprego da indústria de transformação, em 2004
- MAPA 31: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 105 participação microrregional no emprego do segmento intensivo em capital, em 1994
- MAPA 32: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 106 participação microrregional no emprego do segmento intensivo em capital, em 2004
- MAPA 33: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 107 participação microrregional no emprego do segmento intensivo em trabalho, em 1994
- MAPA 34: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 108 participação microrregional no emprego do segmento intensivo em trabalho, em 2004
- MAPA 35: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 109 participação microrregional no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, em 1994
- MAPA 36: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 109 participação microrregional no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, em 2004
- MAPA 37: Crescimento das participações do emprego microrregional – indústria de transformação no período entre 1994 e 2004 116
- MAPA 38: Crescimento das participações do emprego microrregional – segmento de capital intensivo, no período entre 1994 e 2004 117
- MAPA 39: Crescimento das participações do emprego microrregional – segmento de trabalho intensivo, no período entre 1994 e 2004 117

- MAPA 40: Crescimento das participações do emprego estadual – segmento de 118 recursos naturais intensivo, no período entre 1994 e 2004
- MAPA 41: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 123 crescimento da participação microrregional no emprego da indústria de transformação, entre 1994 e 2004
- MAPA 42: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 123 crescimento da participação microrregional no emprego do segmento intensivo em capital, entre 1994 e 2004
- MAPA 43: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 124 crescimento da participação microrregional no emprego do segmento intensivo em trabalho, entre 1994 e 2004
- MAPA 44: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – 125 crescimento da participação microrregional no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, entre 1994 e 2004

LISTA DE TABELAS

TABELA 1:	Classificação CNAE da indústria de transformação por intensidade dos fatores	51
TABELA 2:	Participação dos estados e das regiões no emprego total do país – indústria de transformação e segmentos - %: 1994 e 2004	53
TABELA 3:	Índice de <i>Gini</i> para estados e indústrias – 1994 e 2004	56
TABELA 4:	As dez microrregiões com maiores participações no emprego total do país – por indústria de transformação e segmentos industriais - %: 1994 e 2004	92
TABELA 5:	Índice de <i>Gini</i> para microrregiões e indústrias – 1994 e 2004	94
TABELA 6:	Número de associações espaciais significantes: participação do emprego microrregional em 1994 e 2004	111
TABELA 7:	Identificação de <i>clusters</i> : por microrregiões e indústria de transformação em 1994 e 2004 - %	112
TABELA 8:	Identificação de <i>clusters</i> : por microrregiões e segmento capital intensivo em 1994 e 2004 - %	113
TABELA 9:	Identificação de <i>clusters</i> : por microrregiões e segmento trabalho intensivo em 1994 e 2004 - %	114
TABELA 10:	Identificação de <i>clusters</i> : por microrregiões e segmento recursos naturais intensivo em 1994 e 2004 - %	115
TABELA 11:	Dez microrregiões com maior participação do emprego em 1994 e crescimento do emprego, segundo a indústria de transformação e segmentos industriais - %	119
TABELA 12:	As dez microrregiões com maior crescimento da participação do emprego, segundo a indústria de transformação e segmentos industriais no período de 1994 e 2004 - %	120
TABELA 13:	Número de associações espaciais significantes: crescimento do emprego microrregional entre 1994 e 2004	126
TABELA 14:	Identificação de <i>clusters</i> de crescimento: por microrregiões, indústria de transformação e segmentos industriais entre 1994 e 2004 - %	127
TABELA 15:	Definição das variáveis do modelo empírico	133

TABELA 16:	Média, valores mínimo e máximo, e desvio padrão das variáveis do modelo empírico	134
TABELA 17:	Determinantes do crescimento do emprego no período 1994-2004: indústria de transformação	140
TABELA 18:	Determinantes do crescimento do emprego nos períodos 1994- 1999 e 1999-2004: regressão em <i>pooling</i> para a indústria de transformação	147
TABELA 19:	Determinantes do crescimento do emprego no período 1994-2004: por segmentos industriais	152
TABELA 20:	Determinantes do crescimento do emprego nos períodos 1994- 1999 e 1999-2004: regressão <i>pooled</i> para os segmentos industriais	155

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO	17
2.	TEORIAS DA AGLOMERAÇÃO E REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE A CONCENTRAÇÃO	23
2.1	Externalidades Pecuniárias e Nova Geografia Econômica: Modelo Centro-Periferia	23
2.2	Externalidades Pecuniárias e <i>Linkages</i> Verticais ou Intersetoriais	31
2.3	Economias de Aglomeração e Externalidades Marshallianas	36
2.4	Densidade Econômica e Externalidade Tecnológica	42
2.5	Evidências Empíricas Recentes sobre os Determinantes da Concentração	45
3.	NÍVEIS E PADRÃO DA CONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DOS ESTADOS	50
3.1	Concentração Industrial Estadual: Tendências Gerais para a Indústria de Transformação e Segmentos Industriais	52
3.2	Distribuição Espacial da Participação Estadual no Emprego Industrial e Identificação de <i>Clusters</i> e <i>Outliers</i> Espaciais	61
3.3	Distribuição Espacial do Crescimento da Participação Estadual no Emprego Industrial e Identificação de Pólos Dinâmicos de Crescimento	74
3.4	Principais Resultados Obtidos	82
4.	NÍVEIS E PADRÃO DA CONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DAS MICRORREGIÕES DO PAÍS	85
4.1	Concentração Industrial: Uma Visão Geral da Distribuição Espacial da Participação Microrregional no Emprego Industrial do País	85
4.2	Identificação de <i>Clusters</i> e <i>Outliers</i> Espaciais	100
4.3	Distribuição Espacial do Crescimento da Participação Microrregional no Emprego Industrial e Identificação dos Pólos Dinâmicos de Crescimento	115
4.4	Principais Resultados Obtidos	128
5.	DETERMINANTES DO CRESCIMENTO DO EMPREGO INDUSTRIAL	130
5.1	Introdução	130
5.2	Modelo Empírico, Definição das Variáveis e Fontes dos Dados	130
5.3	Apresentação dos Resultados	139
5.3.1	Evidências para a Indústria de Transformação no Período 1994-2004	139
5.3.2	Evidências para a Indústria de Transformação nos Períodos 1994-1999 e 1999-2004	146
5.3.3	Evidências para Segmentos Industriais no Período 1994-2004 e Amostra em <i>Pooling</i>	149
6.	CONCLUSÕES	158
	Referências Bibliográficas	163
	Apêndice	167

1. INTRODUÇÃO

Existem evidências de que a distribuição geográfica da atividade industrial dos países em desenvolvimento é fortemente concentrada no espaço. Qualquer que seja a parte do espaço de um país, tais como regiões, estados, microrregiões ou municípios, a distribuição é extremamente desigual. No Brasil, apesar da desconcentração industrial, ocorrida nas últimas décadas, dados de 2004 mostram que 77,4% do emprego formal da indústria de transformação ainda se encontram concentrados nas regiões Sudeste e Sul do país, sobretudo, no estado de São Paulo, que responde por 36,6% deste peso.

Esta concentração está correlacionada com o crescimento em um período anterior que, por sua vez, pode estar correlacionada com um crescimento futuro. As evidências para o crescimento do emprego, no período entre os anos de 1994 e 2004, mostram que há decrescimento da participação estadual no emprego industrial na região Sudeste, especificamente, no Rio de Janeiro e em São Paulo, e crescimento nas regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte do país, o que poderia estar indicando *clusters* desta atividade ou o surgimento de novos pólos dinâmicos de crescimento do emprego nestas áreas. Isto, por seu turno, gera importantes questões de interesse a serem analisadas. Qual o padrão observado para a concentração geográfica da indústria no período recente da economia brasileira e o que poderia explicar tal crescimento do emprego? Este estudo se insere nesse esforço de pesquisa.

A despeito das dificuldades iniciais, envolvidas na fundamentação econômica para a existência de retornos crescentes, estudos sobre a localização e concentração da atividade econômica no espaço datam de antes do século passado, desde Marshall (1920), um dos pioneiros na argumentação em favor das economias externas, conhecidas também como externalidades Marshallianas, como fontes de aglomerações industriais. Além disso, o papel das economias externas também sempre foi central tanto na explicação dos aglomerados urbanos (Hoover, 1948), como, de forma mais geral, para os teóricos da geografia econômica. Mais recentemente, contudo, a partir das contribuições iniciais de Krugman (1991a e 1991b), tem surgido uma série de contribuições teóricas no sentido de dar microfundamentos aos antigos argumentos propostos para explicar a aglomeração das atividades econômicas no espaço.

Pioneiros, os modelos de centro-periferia de Krugman (1991a e 1991b) e Fujita et al. (2002) e a versão dos *linkages* verticais de Venables (1996) analisam as conexões de

mercado ou externalidades pecuniárias, que encorajam as firmas e trabalhadores a se instalarem perto de seus compradores e vendedores, de seus produtos e serviços. No modelo de Venables, tais *linkages* são intersetoriais, enquanto nos dois primeiros estudos são intra-setoriais.

Por sua vez, Fujita e Thisse (2002) exploram a presença de *technological spillovers*. Nestes modelos, o transbordamento do conhecimento pode ser interno à indústria e depende de sua própria escala industrial local, o que possibilitaria as cidades se especializarem em determinada atividade ou negócios bem relacionados. Estas externalidades são chamadas de economias de localização no contexto estático e, algumas vezes, de teorias MAR na forma dinâmica¹, associadas a Marshall (1920), Arrow (1962) e Romer (1986). Por outro lado, Fingleton (2003) propõe um modelo microfundamentado, em que usa uma variável de densidade para representar as externalidades entre indústrias diferentes, semelhante à teoria de Jacobs (1969). De acordo com este autor, as firmas e os trabalhadores também podem aprender fora de sua indústria através da idéia de fertilização cruzada. Nesse caso, importa a escala global e a diversidade do ambiente local, com a informação fluindo entre as firmas de indústrias diferentes. Por vezes, a literatura associa os termos economias de urbanização e externalidades de Jacobs às suas formas estáticas e dinâmicas, respectivamente.

Ao lado desses novos esforços teóricos para explicar a aglomeração das atividades econômicas, os recentes estudos também têm se voltado para identificação empírica desses argumentos² (Crozet, 2004; Ellison & Glaeser, 1997; Fingleton, 2003; Glaeser et al., 1992; Hanson, 1998; Henderson et al., 1995; Henderson, 2003; e Mion, 2005).

No Brasil, a despeito da influência histórica do poder público no direcionamento da alocação regional dos recursos industriais, alguns estudos também evidenciam a importância desses fatores como fontes de explicação para a decisão de localização e concentração espacial das atividades industriais. Com efeito, Silveira Neto (2005) encontra evidências positivas de que as economias de escala favorecem a concentração regional no Brasil, nas décadas de 1950 a 2000. Por sua vez, o estudo de Domingues (2005) identifica a importância dos custos de transporte e de uma medida *proxy* da escala urbana para a aglomeração das atividades industriais no Brasil, em 2000.

¹ As externalidades dinâmicas, resultantes dos *knowledge spillovers* (efeitos do transbordamento do conhecimento) ou *learning by doing*, são tratadas também nos recentes estudos da teoria do crescimento econômico, principalmente, nos trabalhos de Romer (1986, 1990) e Lucas (1988).

² No capítulo 2 do presente estudo, são apresentados os principais resultados das evidências empíricas recentes, tanto nacionais quanto internacionais, sobre a aglomeração das atividades econômicas.

O trabalho de Galinari (2006) encontra uma relação positiva entre taxa salarial dos municípios paulistas e densidade de emprego, consistente com Jacobs (1969) e Fingleton (2003). Já o estudo de Chagas (2004), para os municípios paulistas, identifica retornos crescentes de escala para setores econômicos dinâmicos. Ao passo que os retornos constantes estão presentes nos setores mais tradicionais, a exemplo da agropecuária, da prestação de serviços e da administração. Por seu turno, Oliveira (2004) destaca o papel da Nova Geografia Econômica - NGE e dos *knowledge spillovers* para o crescimento das cidades nordestinas, no período de 1991 a 2000, na medida em que encontra correlação positiva entre variáveis de níveis de educação e medida de urbanização com o crescimento dos centros urbanos. O autor também mostra que a distância entre os mercados atua negativamente sobre o crescimento econômico de cidades. Para um horizonte maior de tempo e com um universo mais amplo de cidades, Chagas e Toneto Jr (2003) encontram uma relação positiva entre especialização e crescimento das cidades brasileiras, no período de 1980 a 1991.

Apesar de representar esforços pioneiros e meritórios, a maioria desses trabalhos, para o contexto brasileiro, no entanto, não consegue apreender evidências conjuntas de todos os argumentos expostos anteriormente e, por muitas vezes, não distingue que tipo de externalidade está afetando a concentração industrial, destacando apenas o papel dos retornos crescentes de escala. Além disso, é comum encontrar em alguns desses trabalhos o uso de medidas para a escala urbana em termos muito gerais e imprecisas, a exemplo do tamanho total da população. O presente trabalho, portanto, tenta cobrir essas lacunas não preenchidas nas pesquisas anteriores.

Qual é a origem dessas externalidades? Elas se originam dentro ou entre indústrias, ou, ainda, por meio dos *linkages* de mercado? Quais dessas externalidades estão presentes na decisão de localização recente da indústria no caso brasileiro? Este trabalho pretende sugerir respostas empiricamente robustas para essas questões. Dessa forma, este trabalho testará empiricamente o papel dessas diferentes forças sobre a localização industrial para os estados brasileiros, no período de 1994-2004, através da estimativa de regressões, visando apreender o impacto das economias externas sobre o crescimento do emprego da indústria de transformação, naquele período, além de controlar por outros fatores, tais como salários, tamanho médio da indústria e custos de transporte. O foco é, principalmente, sobre as externalidades dinâmicas, ou seja, verifica-se o impacto de mudanças no ambiente industrial passado sobre o crescimento corrente da indústria

estadual, uma vez que, a análise é sobre o crescimento e não sobre a formação da indústria ou da localidade. Os objetivos da tese são destacados a seguir.

O primeiro objetivo da tese é caracterizar os níveis e padrões da concentração da indústria de transformação do Brasil, por espaços geográficos de estados da federação e microrregiões brasileiras, nos anos polares de 1994 e 2004. Neste trabalho, será analisado o padrão espacial da distribuição geográfica da participação dessas unidades espaciais do emprego na indústria e nos seus recortes setoriais. Isto também será feito para o crescimento do emprego nestes anos. Além disso, esta parte da tese utilizará testes da estatística espacial, a fim de identificar *clusters* ou *outliers* industriais, ao longo do espaço brasileiro. Para tanto, o trabalho fará uso da informação do estoque de emprego formal publicada pela Relação Anual de Informações Sociais - RAIS, do Ministério do Trabalho.

O segundo objetivo busca identificar os fatores econômicos determinantes do crescimento do emprego industrial para os estados do Brasil, no período de 1994 a 2004. Esses fatores determinantes serão mensurados de modo a captarem as externalidades pecuniárias e os custos de transporte associados à Nova Geografia Econômica (Krugman, 1991a e 1991b; Venables, 1996 e Fujita et al., 2002), bem como as externalidades dinâmicas, obtidas a partir dos efeitos do transbordamento do conhecimento entre os agentes econômicos localizados próximos uns aos outros, relacionadas às contribuições das teorias MAR (Marshall, Arrow e Romer), de Fujita e Thisse (2001), de Fingleton (2003) e de Jacobs (1969). Mais duas variáveis de controles também serão utilizadas, sendo uma para os salários e outra para captar a competição local, medida pelo tamanho médio dos estabelecimentos, de modo a testar também os argumentos teóricos de Jacobs (1969) e Porter (1990).

Observa-se que, no primeiro objetivo, a finalidade é, principalmente, descrever os níveis e o padrão da concentração industrial, nos anos de 1994 e 2004, enquanto o segundo tem como meta identificar e mensurar os determinantes econômicos do crescimento do emprego durante esse período.

Para adiantar alguns resultados, as evidências para os estados indicam que a concentração é maior para o segmento capital intensivo e menor para o recursos naturais intensivos. Fica evidente, também, a continuação da desconcentração da atividade industrial neste período, sendo menor para o setor capital intensivo, seguido do setor recursos naturais intensivos e maior para o segmento trabalho intensivo. Observa-se, também, o substancial crescimento do emprego no setor trabalho intensivo da região

Nordeste, particularmente, no estado do Ceará. *Clusters* industriais da participação do emprego estadual são localizados nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Paraná.

As evidências para microrregiões mostram que a concentração industrial é mais forte comparada aos estados. A hierarquia da concentração é a mesma daquela obtida para os estados, com o setor capital intensivo sendo o mais concentrado e o recursos naturais intensivos o menos concentrado. No entanto, nas microrregiões, a desconcentração industrial é mais forte para o segmento recursos naturais intensivos e, de novo, mais fraca no setor capital intensivo. O setor trabalho intensivo aparece como caso intermediário. *Clusters* locais da participação do emprego são identificados no Sul e Sudeste do país, especialmente, nas microrregiões de São Paulo. E novos pólos de crescimento do emprego parecem surgir na região Nordeste.

Os resultados obtidos do modelo econométrico, para a indústria de transformação, apontam para a existência de evidências favoráveis ao papel das conexões de mercado sobre o crescimento do emprego, consistente com o trabalho de Venables (1996). As externalidades dinâmicas também parecem ter influência positiva sobre a demanda do emprego local, embora, apenas a diversidade seja identificada como importante para o crescimento, o que é consistente com os trabalhos de Jacobs (1969) e Fingleton (2003). Ao contrário do sugerido por alguns modelos, a medida de *spillovers* dentro da indústria – especialização – não é significante para o crescimento do emprego industrial, enquanto os custos de transportes e os salários apresentam correlação estatística negativa e positiva, respectivamente, com o crescimento do emprego, quando são controlados por efeitos fixos na regressão, consistentes com a NGE.

A tese está estruturada, além desta introdução, em mais cinco capítulos. O Capítulo 2 apresenta as teorias sobre concentração espacial das atividades e uma revisão da literatura empírica recente sobre os determinantes da localização e da aglomeração industrial. O Capítulo 3 mostra os níveis e padrão espacial da concentração industrial, nos estados brasileiros, para os anos de 1994 e 2004. No capítulo seguinte, análise semelhante a do Capítulo 3 é realizada, considerando, agora, as microrregiões brasileiras como unidades geográficas. O Capítulo 5 trata da apresentação dos resultados estimados para o crescimento do emprego, onde uma subseção é reservada à metodologia empregada, para explicar tal crescimento, esboçando, assim, o modelo econômico que guia o trabalho empírico, a especificação deste modelo, as definições das variáveis e a fonte dos dados. A subseção seguinte apresenta e discute os resultados estimados para o crescimento do

emprego da indústria de transformação e os segmentos industriais no Brasil, no período entre 1994 e 2004. Por fim, o último capítulo apresenta as principais conclusões extraídas do estudo.

2. TEORIAS DA AGLOMERAÇÃO E REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE A CONCENTRAÇÃO

Este capítulo trata das teorias sobre a aglomeração e da literatura dos recentes trabalhos empíricos sobre a concentração espacial da atividade econômica. Na introdução desta tese, foram apresentados diversos argumentos econômicos para explicar a aglomeração das atividades no espaço. Externalidades pecuniárias são um deles. Estas são geradas a partir dos *linkages* de mercado e podem conduzir à aglomeração das atividades. Serão apresentados dois modelos deste tipo de externalidades, consistentes com a teoria da Nova Geografia Econômica. O primeiro deles deriva dos trabalhos de Krugman (1991b) e Fujita et al. (2002) e é conhecido como o modelo centro-periferia, em que tais *linkages* são intra-indústria, enquanto o segundo é o modelo de Venables (1996), dos *Linkages* Verticais, em que estes são intersetoriais.

Também serão apresentados mais dois modelos com externalidades tecnológicas. O primeiro é exposto por Fujita e Thisse (2001), em que estas externalidades são derivadas através da difusão do conhecimento dentro da mesma indústria, consistentes com as teorias MAR. Já no segundo, credita-se a Fingleton (2003), em que estas externalidades são provenientes dos efeitos do transbordamento do conhecimento entre indústrias diversas, coerentes com o estudo de Jacobs (1969). Esses diversos argumentos fornecem a base teórica para explicar o crescimento do emprego industrial, tarefa a ser desempenhada no quinto capítulo desta tese. A seguir, é apresentada uma síntese de tais modelos microfundamentados e a revisão da literatura empírica recente sobre a aglomeração das atividades no espaço.

2.1 Externalidades Pecuniárias e Nova Geografia Econômica: Modelo Centro-Periferia

Apresentam-se, aqui, as hipóteses e as forças de aglomeração e de dispersão geográfica das atividades, teorizadas no modelo centro-periferia (CP), desenvolvido na literatura da Nova Geografia Econômica - NGE, especialmente, nos trabalhos de Krugman (1991b) e Fujita et al. (2002). Essas forças de aglomeração surgem da interação de economias de escala, competição imperfeita e custos de transporte que, com a adição da mobilidade de trabalhadores e firmas, demonstram o caráter de auto-reforço da

aglomeração ou dos *linkages backward* (demanda) ou *forward* (custos ou oferta), o que faz conduzir, desta forma, à concentração das atividades.

Segundo Baldwin et al. (2003), a idéia básica do modelo é a seguinte: três forças dirigem o mecanismo do modelo CP, em que duas encorajam a aglomeração e uma a dispersão. A primeira delas é o efeito de acesso ao mercado e diz que as firmas monopolísticas tendem a localizar suas produções próximas aos grandes mercados e a exportar para os mercados considerados pequenos. O segundo é o efeito custo de vida, que parte da idéia que os bens são mais baratos em regiões com maior presença de firmas industriais, uma vez que os consumidores demandam menos produtos produzidos fora da região e, assim, economizam com custos de transporte. Portanto, essas duas forças são indutoras da aglomeração. A terceira força é o efeito competição local, que descreve a tendência de as firmas, em mercado de competição imperfeita, estarem localizadas em regiões com existência de poucos competidores, favorecendo, assim, a dispersão das atividades.

O resultado dessas forças pode ser visto a partir de um movimento migratório de trabalhadores. Suponha, então, duas regiões, 1 e 2, e simetria entre elas. Imagine que alguns trabalhadores industriais migram da 2 para a 1. Então, em razão de eles gastarem suas rendas localmente, o mercado da 1 torna-se relativamente maior e, assim, devido ao efeito de acesso ao mercado, isto induz algumas firmas da 2 migrarem para a 1. Além disso, via efeito custo de vida, há uma redução do índice de preços da região, tornando o salário pago em 1 relativamente maior, que, por sua vez, estimula mais migração. Isto ilustra, sinteticamente, o mecanismo de funcionamento dos *linkages* de mercado ou do papel das conexões para trás e para frente. Por outro lado, devido ao efeito competição local, as firmas tendem a pagar salários menores na 1, de forma a manterem o equilíbrio, o que desestimula a migração. O resultado da potência dessas forças depende dos custos de transporte, diminuindo, quando o comércio se torna mais livre. Quando este é mais alto, as forças de dispersão são maiores do que as forças de aglomeração, porém, a redução nestes custos enfraquece mais rapidamente as forças de dispersão relativamente às outras.

No modelo CP, supõe-se dois fatores de produção – trabalhadores industriais (H) e trabalhadores da agricultura (L), e dois setores – manufatura (M) e agricultura (A). Também existem duas regiões, 1 e 2, as quais apresentam características simétricas, tais como tecnologias, preferências, abertura comercial e dotação inicial dos fatores. O setor manufatureiro tem estrutura de competição monopolística do tipo Dixit-Stiglitz (1977) e

emprega trabalhador industrial para produzir um produto diferenciado, sujeito aos retornos crescentes de escala. Enquanto o setor de agricultura utiliza apenas o trabalhador L para produzir um produto homogêneo, sob competição perfeita e retornos constantes. Ambos os bens são comercializados entre as regiões, mas a manufatura apresenta custos de transporte do tipo *iceberg*, implicando que, para vender uma unidade do bem em outra região, a firma deve transportar $\tau > 1$ unidades do produto. Por outro lado, o transporte do bem da agricultura é feito sem custo.

Do lado da demanda, o consumidor de cada região se defronta com uma função de utilidade *Cobb-Douglas*, em que a sua despesa é dividida entre o consumo do bem homogêneo e um composto de variedades industriais, que, por sua vez, são agregadas numa função CES. Assim, as preferências de um consumidor típico da região 1 podem ser expressas por:

$$U = C_M^\mu C_A^{1-\mu} \text{ e } C_M = \left(\int_{i=0}^{n+n^*} c_i^{1-(1/\sigma)} \right)^{1/(1-\sigma)}; \quad 0 < \mu < 1 < \sigma, \quad (2.1)$$

onde C_M e C_A são o consumo dos dois bens, n e n^* são os números das variedades nas regiões 1 e 2, respectivamente, μ é a participação da despesa dos bens industriais e $\sigma > 1$ é a elasticidade substituição constante entre as variedades industriais. Para os trabalhadores industriais da região 1, a função de utilidade indireta, ω , é:

$$\omega = \frac{w}{P}, \quad (2.2)$$

$$\text{onde } P \equiv p_A^{1-\mu} (\Delta n^w)^{-a}, \quad \Delta \equiv \frac{\int_{i=0}^{n^w} p_i^{1-\sigma} di}{n^w} \text{ e } a \equiv \frac{\mu}{\sigma-1}$$

Na equação (2.2), w é o salário pago aos trabalhadores industriais na região 1, P é o índice preços perfeitos de 1, que é função do preço de A em 1, p_A , do preço ao consumidor da variedade i na região 1, p_i , e $n^w = n + n^*$ é o número de firmas do mundo. Para a região 2, medidas análogas são obtidas, todas denotadas por asteriscos.

Assume-se também que os trabalhadores da agricultura são imóveis e cada região possui metade de sua população mundial (simetria). Já a oferta mundial dos trabalhadores industriais é fixa, mas pode existir migração deles entre as regiões, de modo que a distribuição inter-regional destes trabalhadores é determinada endogenamente. Conforme Fujita et al. (2002), a equação *ad hoc* para migração é:

$$\dot{s}_H = (\omega - \omega^*) s_H (1 - s_H); \quad s_H \equiv \frac{H}{H^w}, \quad \omega \equiv \frac{w}{P}, \quad \text{e} \quad \omega^* \equiv \frac{w^*}{P^*}, \quad (2.3)$$

onde s_H é a participação da oferta mundial de trabalhadores industriais localizados na região 1, H e H^w são as ofertas de trabalhadores industriais da região 1 e mundial, respectivamente, w e w^* são os salários pagos a esses trabalhadores residentes nas regiões 1 e 2, e ω e ω^* são os correspondentes salários reais. Dada a definição em (2.2), a equação (2.3) informa que os trabalhadores industriais migram para a região que apresenta maior nível de utilidade.

O passo seguinte é determinar o equilíbrio de curto prazo do modelo, considerando, então, fixa a quantidade do fator de produção móvel em cada região. Para o setor agrícola, com a competição perfeita, o preço é igual ao custo marginal e, sem custos de comércio, os preços são iguais entre as regiões, que, por sua vez, conduz a igualdade dos salários. Assim, a partir da maximização da utilidade do consumidor, deriva-se a função de demanda do bem A da região 1, dada por:

$$C_A = \frac{(1 - \mu)E}{P_A}, \quad (2.4)$$

onde E é a despesa total da região 1 (igual também a renda). Com isso, μE representaria a participação dos gastos dos trabalhadores industriais na região 1, e, novamente, pelo processo de maximização, a demanda de uma variedade industrial, j , nesta região é:

$$c_j \equiv \frac{p_j^{-\sigma} \mu E}{n^w \Delta} \quad (2.5)$$

Como o setor apresenta estrutura em competição monopolística, os lucros tendem a zero e as condições de primeira ordem da maximização dos lucros permitem encontrar preços com um *markup* sobre o custo marginal. Assim, tem-se:

$$p = \frac{w a_m}{1 - 1/\sigma} \quad \text{e} \quad p^* = \frac{\tau w a_m}{1 - 1/\sigma}, \quad (2.6)$$

onde a_m é o requerimento para o fator variável para produzir uma unidade do bem H , p e p^* , na ordem, são os preços local e de exportação de uma firma industrial localizada na região 1. Preços do consumidor e do produtor no mercado local são iguais, enquanto no mercado externo o preço do consumidor é p^* e para o produtor é p^*/τ . A condição de lucros zero requer igualdade entre lucros operacionais e custo fixo. Assim,

$$\bar{x} = \frac{F(\sigma-1)}{a_m}, \quad (2.7)$$

onde \bar{x} é o tamanho de equilíbrio de uma firma típica industrial da região 1 e F é a quantia requerida fixa do trabalhador industrial na produção de uma variedade. Usando a demanda total e a oferta total pelo fator H , o número de firmas de equilíbrio é:

$$n = \frac{H}{\sigma F} \quad (2.8)$$

De (2.7) e (2.8) observa-se, então, que a escala da firma depende apenas da elasticidade substituição e dos custos fixo e variável, já o número de variedades industriais de uma região é proporcional ao tamanho da força de trabalho regional e, por fim, a razão entre custo médio e marginal é função apenas de σ . A analogia permite determinar semelhantes equações para tamanho e número de equilíbrio da firma típica na região 2.

Resta agora determinar as condições de equilíbrio do mercado ou equações para o salário. Estas condições são combinações da igualdade entre demanda e oferta, e lucro zero. Pode-se escrever a condição de equilíbrio de mercado para uma variedade típica da região 1 como:

$$p\bar{x} = R, \quad (2.9)$$

onde o lado direito da expressão representa o valor do produto da firma no lucro zero e o lado esquerdo é o valor das vendas ao preço do consumidor. Usando (2.5) e (2.9), R passa a ser expresso por

$$R \equiv \frac{w^{1-\sigma} \mu E}{nw^{1-\sigma} + \phi n^* (w^*)^{1-\sigma}} + \frac{\phi w^{1-\sigma} \mu E^*}{\phi nw^{1-\sigma} + n(w^*)^{1-\sigma}}, \quad (2.10)$$

onde $\phi \equiv \tau^{1-\sigma}$ representa abertura do comércio. Isto é, tal abertura aumenta de $\phi=0$, onde os custos de comércio são infinitos, para $\phi=1$, onde os custos de comércio são zero. Reescrevendo R em termos da participação das firmas mundiais localizadas na região 1 e da participação da despesa mundial, que o mercado desta região representa, tem-se:

$$R \equiv \mu \frac{E^w}{n^w} B \text{ e } R^* \equiv \mu \frac{E^*}{n^*} B^*, \quad (2.11)$$

Onde R e R^* são as vendas a varejo de uma firma típica das regiões 1 e 2, na ordem. A despesa global é $E^w = E + E^*$, os B 's são viés de venda e são expressos por:

$$B \equiv \left(\frac{s_E}{\Delta} + \phi \frac{1-s_E}{\Delta^*} \right) w^{1-\sigma} \text{ e } B^* \equiv \left(\phi \frac{s_E}{\Delta} + \frac{1-s_E}{\Delta^*} \right) (w^*)^{1-\sigma},$$

e com simetria das variedades produzidas em cada região, permite-se obter,

$$\Delta \equiv s_n w^{1-\sigma} + \phi(1-s_n)(w^*)^{1-\sigma} \text{ e } \Delta^* \equiv \phi s_n w^{1-\sigma} + (1-s_n)(w^*)^{1-\sigma},$$

onde $s_n \equiv n/n^w$ e $s_E \equiv E/E^w$ representam as participações da região 1 nas firmas industriais e na despesa mundial.

O efeito de competição local pode ser visto a partir de R . Iniciando do resultado simétrico, a migração de firmas da região 2 para a 1 aumenta s_n , que tende a elevar Δ e a reduzir Δ^* enquanto o comércio não for completamente livre. Mantendo os salários e tamanho do mercado relativo constantes, diminui-se as vendas e os lucros operacionais das firmas na região 1, o que exige delas pagar salários menores a seus trabalhadores, a fim de manterem o equilíbrio (lucro zero), tornando este local menos atrativo para as firmas e os trabalhadores, estimulando, desta forma, a dispersão das atividades.

Também, supondo simetria e, por algum motivo, aumento do tamanho do mercado da região 1, s_E , e mantendo constantes as outras variáveis, conduz-se a um aumento em B , enquanto não existir livre comércio completamente, o que eleva as vendas das firmas da região 1 e, por (2.6), aumenta os lucros operacionais. Em consequência, a manutenção do equilíbrio requer que as firmas paguem salários maiores na região 1 que, por sua vez, induz a mais migração, encorajando a aglomeração das atividades nesta região.

Usando (2.6) e (2.7), pode-se também apresentar a equação (2.9) em termos dos salários, w e w^* , da alocação regional da oferta mundial de trabalhadores industriais da região 1, $s_H \equiv H/H^w$, e dos parâmetros. Assim, tem-se:

$$w\sigma F \equiv \mu \frac{E^w}{n^w} B \text{ e } w^* \sigma F \equiv \mu \frac{E^w}{n^w} B^* \quad (2.12)$$

A definição da variável tamanho do mercado pode ser reescrita de outra forma, usando o fato que, por lucro zero, a renda total dos trabalhadores industriais é igual à receita total das firmas, que, por sua vez, também é igual aos gastos total com os bens industriais. E, com as definições de despesa/renda da região 1, s_E pode ser expressa por:

$$s_E = (1 - \mu) \left(s_L + \frac{wH^w}{w_L L^w} s_H \right) \quad (2.13)$$

Esta equação informa que a participação da região 1 na despesa é uma média de suas participações na dotação mundial dos trabalhadores industriais, H , e agrícola, L . Toda essa análise foi de equilíbrio parcial, em que a oferta do fator móvel era fixa entre as

regiões. Considera-se, agora, o equilíbrio de longo prazo do modelo CP, em que o fator móvel não tem incentivo para migrar entre as regiões, o que implica não mais ignorar a equação de movimento dada por (2.3).

Dois equilíbrios de longo prazo podem surgir: o interior, em que trabalhadores têm o mesmo nível de utilidade, qualquer que seja a região de moradia, e o centro-periferia ($s_H = 0$ ou $s_H = 1$). Assim, considerando o bem agrícola como numerário, a condição de não migração ou de localização é:

$$\omega = \omega^*, \quad 0 < s_H < 1, \quad (2.14)$$

onde $\omega \equiv \frac{w}{P}$, $\omega^* \equiv \frac{w^*}{P^*}$ e $P \equiv \Delta^{-a}$, $P \equiv (\Delta^*)^{-a}$; com $a \equiv \frac{\mu}{\sigma - 1}$ e Δ 's definidos por (2.11).

Ou,

$$s_H = 0 \text{ ou } s_H = 1$$

Dada as dificuldades na obtenção de algumas soluções analíticas para as condições de equilíbrio de longo prazo, em geral, usam-se métodos gráficos com soluções numéricas para análise deste equilíbrio, o que permite uma visão intuitiva dos resultados para este caso.

Porém, ilustram-se, a seguir, os efeitos das forças aglomerativas e de dispersão apenas sinteticamente, através do uso das equações mostradas no texto. Como colocado acima, existem três forças que dirigem o mecanismo de funcionamento do modelo: os efeitos de acesso ao mercado e de custo de vida, conhecidos, respectivamente, como *linkages* de demanda e de custo, os quais favorecem a aglomeração, e o efeito de competição local, que favorece a dispersão das atividades.

As expressões (2.13) e (2.11) ilustram o efeito de acesso ao mercado. Partindo de uma situação de simetria entre as regiões e, uma vez que, trabalhadores móveis gastam suas rendas localmente, um pequeno aumento da migração da região 2 para a 1 aumenta s_E , o que faz o mercado de 1 relativamente maior, já que este movimento de trabalhadores aumenta a despesa local. Na presença de custos de transporte e tudo o mais permanecendo constante, as firmas tendem a estar próximas ao grande mercado, assim migram para a região 1. Com isso, aumenta relativamente a disponibilidade de trabalho na região 1 que, por sua vez, estimula mais migração. Isto caracteriza, portanto, a causalidade circular ou o chamado *linkages* de demanda.

O efeito de custo de vida pode ser ilustrado através das equações (2.2), (2.3) e (2.8). Novamente, iniciando da simetria, com um movimento de trabalhadores da região 2 para a 1, a partir de (2.8), é possível observar que a migração eleva, relativamente, a participação do número de firmas da região 1 e, assim, o número de variedades industriais produzidas neste local, o que implica redução nos custos de transporte associados com aquisição local destas variedades, já que os consumidores compram tais bem localmente. Isto baixa relativamente o custo de vida local. Índices de preços mais baixos, por seu turno, tornam o salário real da região 1 relativamente maior, fato que estimula migração adicional e, portanto, maior número de variedades produzidas nesta localidade. Isto mostra o funcionamento do mecanismo de auto-reforço para a concentração, através dos *linkages* de custos.

A partir da equação de vendas a varejo (2.11), é possível ilustrar o funcionamento do efeito de competição local. De novo, alterando a simetria com um deslocamento de trabalhadores industriais da região 2 para a 1, tende-se a aumentar n e baixar n^* e, assim, elevar s_N , aumentando o grau de competição local. Disto decorre que, tudo o mais constante e supondo abertura comercial não completa, a receita obtida das vendas locais cai, com consequente redução dos lucros operacionais das firmas. Para manter o equilíbrio, estas firmas passam a pagar salários relativamente mais baixos nesta região, tornando este local menos atrativo para a migração de trabalhadores, o que reforça a dispersão das atividades.

Contudo, a potência dessas forças depende do nível de custos de transporte. Supondo que a economia não entre em colapso em um ponto (condição de não existência do “buraco negro”), o efeito competição local é mais forte do que as forças de aglomeração, quando os custos de transportes forem muito altos ou o comércio muito fechado. Porém, na medida em que os custos de transporte caem ou a abertura comercial torna-se maior, a força de dispersão cai mais rapidamente do que as de aglomeração, de modo que, em algum ponto, estas últimas passam a dominar o efeito de competição e, assim, a aglomeração pode acontecer.

Como visto, existe uma dependência das forças de aglomeração e de dispersão das atividades em função do nível de custos de transporte. A depender dos valores registrados para o custo de transporte, a aglomeração das atividades pode emergir ou a dispersão pode prevalecer. A presente tese fará uso de uma medida *proxy* para custos de transporte,

utilizada como uma variável de controle inserida na regressão, a fim de explicar o crescimento do emprego industrial.

2.2 Externalidades Pecuniárias e *Linkages* Verticais ou Intersetoriais

A contribuição teórica de Venables (1996) configura-se como um avanço do modelo proposto por Krugman (1991b), na medida em que demonstra que a aglomeração das atividades industriais também pode surgir da interação entre as decisões de localização de firmas de indústrias, que são integradas por meio de uma estrutura insumo-produto. Diferentemente dos trabalhos de Krugman (1991a e 1991b), em que a aglomeração das atividades emerge da interação entre mobilidade de firmas e trabalho, o estudo de Venables demonstra que, mesmo sem a mobilidade do trabalho, existem forças capazes de conduzir à aglomeração. Os *linkages* de mercado que atuam no sentido da aglomeração da atividade produtiva derivam dos efeitos da interação dos custos de comércio, retornos crescentes de escala e competição imperfeita. Os *linkages* de demanda, em que as indústrias de conexão para trás (*dowstream industry*) formam o mercado para as indústrias de conexão para frente (*upstream industry*), juntamente com os *linkages* de custos (redução com custos de transportes de insumos intermediários), criam as forças centrípetas que são favoráveis à concentração. Enquanto fatores de produção não móveis e demanda final do consumidor são as forças centrífugas que trabalham contra a aglomeração.

O modelo industrial básico de Venables supõe duas regiões e três setores em cada economia, sendo um deles com estrutura de competição perfeita, o qual é tido como o numerário e produz um bem comercializável. Os outros dois são monopolisticamente competitivos, com produtos diferenciados, *a la* Dixit e Stiglitz (1977). Cada indústria pode conter firmas em duas localidades e todas elas ofertarem para ambas as localidades. Os sobrescritos das equações seguintes indicam a indústria e os subscritos mostram as localidades.

A despesa da localização i ($i=1,2$) com produto da indústria k será denotada por e_i^k . As variedades industriais são agregadas através de uma função CES, que, juntamente com as funções de consumo do tipo *Cobb-Douglas* para o consumo das variedades e o bem do outro setor, permite obter as demandas para as variedades em cada localidade. Assim, do processo de maximização da utilidade do consumidor, deriva-se a demanda para uma variedade particular.

$$\begin{aligned} x_{ii}^k &= (p_i^k)^{-\varepsilon^k} (p_i^k)^{\varepsilon^k-1} e_i^k \text{ e} \\ x_{ij}^k &= (p_i^k t^k)^{-\varepsilon^k} (p_j^k)^{\varepsilon^k-1} e_j^k, \end{aligned} \quad (2.15)$$

onde x_{ij}^k é a quantidade da variedade k produzida em i e vendida em j , p_i^k é o preço da variedade k produzida em i , $p_i^k t^k$ é o preço ao consumidor do produto exportado de i , t^k é o custo de transporte *ad-valorem* do produto do setor k , $t^k > 1$ e ε^k é a elasticidade de demanda entre as variedades do setor k . Dessa forma, os índices de preços em cada localidade são:

$$\begin{aligned} (P_1^k)^{1-\varepsilon^k} &= (p_1^k)^{1-\varepsilon^k} n_1^k + (p_2^k t^k)^{\varepsilon^k-1} n_2^k \text{ e} \\ (P_2^k)^{1-\varepsilon^k} &= (p_1^k t^k)^{1-\varepsilon^k} n_1^k + (p_2^k)^{\varepsilon^k-1} n_2^k, \end{aligned} \quad (2.16)$$

onde n_i^k é o número de firmas da indústria k produzindo em i .

Do lado da oferta, os lucros de uma firma da indústria k , que vende a variedade nos dois mercados, são:

$$\pi_i^k = (p_i^k - c_i^k)(x_{ii}^k + x_{ij}^k) - c_i^k f^k, \quad (2.17)$$

onde c_{ik} é o custo marginal e $c_i^k f^k$ é o custo fixo de cada variedade de k em i .

Substituindo (2.15) em (2.17), as condições de primeira ordem da maximização dos lucros implicam no *markup* sobre o custo marginal dado por:

$$p_i^k (1 - 1/\varepsilon^k) = c_i^k \quad (2.18)$$

Da condição de lucro zero, é possível observar que a escala de produção da firma independe do nível de custos:

$$x_{ii}^k + x_{ij}^k = f^k (\varepsilon^k - 1) \quad (2.19)$$

Embora no modelo completo o nível de despesa, e_i^k , e custos, c_i^k , sejam endógenos, para cada firma (equilíbrio parcial do modelo), eles são exógenos. Assim, as equações de (2.15) até (2.18) permitem determinar os preços, quantidades, índices de preços e número de firmas.

Para conhecer a divisão do produto da indústria entre as localizações, é necessário focar nos valores relativos em cada região. Assim,

$$\nu^k \equiv \frac{n_2^k p_2^k (x_{22}^k + x_{21}^k)}{n_1^k p_1^k (x_{11}^k + x_{12}^k)},$$

$$\rho^k \equiv \frac{c_2^k}{c_1^k} = \frac{p_2^k}{p_1^k} \text{ e} \\ \eta^k \equiv \frac{e_2^k}{e_1^k}, \quad (2.20)$$

onde v^k é o valor do produto da indústria na região 2 relativo ao da região 1, ρ^k é custo relativo dos ofertadores nas duas regiões e η^k é a despesa relativa entre as regiões do produto da indústria k .

Para relacionar a distribuição dos setores entre as regiões com os *linkages* intersetoriais, v^k pode ser expresso em função dos custos relativos, ρ^k , e das despesas relativas, η^k . Para fazer isto primeiro, com as definições de (2.20), a razão entre os índices de preços (2.16) pode ser colocada com a seguir:

$$\left(\frac{P_2^k}{P_1^k} \right)^{1-\varepsilon^k} = \frac{\left(t^k \right)^{1-\varepsilon^k} + \left(\rho^k \right)^{-\varepsilon^k} v^k}{1 + \left(t^k \right)^{1-\varepsilon^k} + \left(\rho^k \right)^{-\varepsilon^k} v^k} \quad (2.21)$$

A condição de lucro zero implica que as firmas em cada região operam com a mesma escala, dada pela a equação (2.19). Tomando a razão dessas equações e usando (2.15) e (2.20), produz:

$$1 = \left(\rho^k \right)^{-\varepsilon^k} \left(\frac{\eta^k \left(P_2^k / P_1^k \right)^{\varepsilon^k-1} + \left(t^k \right)^{-\varepsilon^k}}{1 + \left(t^k \right)^{-\varepsilon^k} \eta^k \left(P_2^k / P_1^k \right)^{\varepsilon^k-1}} \right) \quad (2.22)$$

Substituindo (2.21) em (2.22) é possível obter a equação (2.23), que mostra a divisão da produção entre as regiões, v^k , com função dos custos de transporte, t^k , dos custos de produção relativos, ρ^k , (os *linkages* de custos) e das despesas relativas entre as duas localidades, η^k , (*linkages* de demanda). Assim, tem-se:

$$v^k \equiv \frac{\eta^k \left[\left(t^k \right)^{\varepsilon^k} - \left(\rho^k \right)^{\varepsilon^k} \right] - t^k \left[\left(\rho^k \right)^{\varepsilon^k} - \left(t^k \right)^{-\varepsilon^k} \right]}{\left[\left(t^k \right)^{\varepsilon^k} - \left(\rho^k \right)^{-\varepsilon^k} \right] - \eta^k t^k \left[\left(\rho^k \right)^{-\varepsilon^k} - \left(t^k \right)^{-\varepsilon^k} \right]} \equiv g^k \left(\rho^k, \eta^k, t^k \right) \quad (2.23)$$

Supondo agora o caso central do modelo de Venables, onde existem duas indústrias, em que a vendedora a de insumos intermediários oferta para a compradora b , que, por sua vez, vende seu produto para o consumo final, de modo que o *linkage* de demanda, η^a , e o *linkage* de custo ρ^b , são determinados endogenamente. Porém, com o foco sobre a firma e equilíbrio parcial ρ^a e η^b são tratados ainda como exógenos.

Assume-se, também, que existe apenas um único fator primário em cada local, o trabalho, com salário igual a w_i e salários relativos $\omega = w_2/w_1$. Como é considerado equilíbrio parcial, nesta parte do modelo, ω é exógeno e será dado por ϖ . Além disso, a indústria a usa apenas trabalho, enquanto a indústria b usa trabalho e o produto da a , de modo que o custo relativo é, portanto, os preços relativos são:

$$\rho^a = \varpi \quad (2.24)$$

O produto de bens diferenciados entra na função de custo de b via uma CES. Ademais, o trabalho e as variedades de a são combinados em b , através de uma função *Cobb-Douglas*. Destas hipóteses e dos problemas de maximização de consumo de lucros, resultam as seguintes definições:

$$\begin{aligned} c_i^b &= w_i^{1-\mu} (P_i^a)^\mu, \text{ válido para } i=1,2, \text{ e assim,} \\ \rho^b &\equiv \left(\frac{c_2^b}{c_1^b} \right) = \varpi^{1-\mu} \left(\frac{P_2^a}{P_1^a} \right)^\mu, \end{aligned} \quad (2.25)$$

onde c_i^b é a função de custo de produção de b , e ρ^b mostra os custos relativos do bem b entre as regiões. Esta última medida depende dos salários relativos e dos preços relativos do produto a . Com (2.24) e utilizando (2.21) em (2.25), produz-se:

$$\rho^b = \varpi^{1-\mu} \left[\frac{(t^a)^{1-\varepsilon^a} + \varpi^{-\varepsilon^a} v^a}{1 + (t^a)^{1-\varepsilon^a} + \varpi^{-\varepsilon^a} v^a} \right]^{\mu/1-\varepsilon^a} \equiv h(\varpi, v, t^a) \quad (2.26)$$

A equação (2.26) demonstra a expressão para os *linkages* de custos que são, assim, crescentes nos salários relativos, ϖ , e decrescentes em relação à localização relativa de indústrias *upstream*, v^a , ou seja, aquelas fornecedoras de insumos para as indústrias *downstream*. Portanto, os custos das empresas de conexão para trás (*downstream*) ou de demanda são menores em localidades com salários relativamente menores e com mais presença da indústria de conexão para frente (*upstream*), em que a magnitude deste efeito depende dos custos de transportar as variedades de a , t^a . Portanto, os salários relativos, ϖ , e a presença relativa de indústrias fornecedoras de insumos, v^a , estabelecem os *linkages* de custos entre indústrias, na medida em que afetam os custos regionais relativos da produção do bem final, indústria b .

Por sua vez, a maior presença da indústria de bens finais, b , numa região favorece a produção do setor de bens intermediários, indústria a , estabelecendo os *linkages* de demanda entre os setores. O passo agora é determinar este *linkage*.

Como já assinalado, a demanda de b é derivada apenas da despesa do consumidor e, ainda, considerada como exógena, de modo que $\bar{\eta}^b = e_2^b / e_1^b$. A despesa de cada região com o produto de a , e_i^a é tratada como endógena e assume-se que há apenas uma fonte de demanda da produção de a , originada de b . Então, os valores absolutos e relativos da despesa da produção de a são dados por:

$$\begin{aligned} e_i^a &= \mu n_i^b c_i^b (x_{ii}^b + x_{ij}^b + f^b) = \mu n_i^b p_i^b (x_{ii}^b + x_{ij}^b), \quad i = 1, 2, \text{ assim,} \\ \eta^a &= n_2^b p_2^b (x_{22}^b + x_{21}^b) / n_1^b p_1^b (x_{11}^b + x_{12}^b) \equiv \nu^b, \end{aligned} \quad (2.27)$$

onde $(x_{ii}^b + x_{ij}^b + f^b)$ representa a quantidade produzida do bem b em i , c_i^b é o custo por unidade de b , n_i^b é o número de firmas de b em i , e μ é a parcela dos custos representada para os insumos (intermediários a). A segunda definição, η^a , mostra as condições de demanda de a , que representa o *linkage* de demanda entre os setores, informando que os gastos proporcionais com produtos de cada região são proporcionais à produção de b na região. Substituindo (2.24), (2.26) e (2.27) na equação para a localização da indústria, permite encontrar a distribuição de equilíbrio das indústrias entre as localidades. Assim, tem-se:

$$\nu^a = g^a(\bar{\rho}^a, \eta^a, t^a) = g^a(\varpi, \nu^b, t^a) \quad (2.28)$$

$$\nu^b = g^b(\bar{\rho}^b, \bar{\eta}^b, t^b) = g^b(h(\varpi, \nu^a, t^a), \bar{\eta}^b t^b) \quad (2.29)$$

Desta forma, para dado valores de ϖ , $\bar{\eta}^b$, t^a e t^b é possível a partir (2.28) e (2.29) obter valores endógenos para ν^a e ν^b . A equação (2.28) mostra como a localização da indústria a depende da demanda de b , e, ao mesmo tempo, diz que ν^a é função crescente de ν^b . Já a equação (2.29) indica a dependência da localização da indústria b da oferta de a , mostrando que ν^b é função crescente de ν^a . Em outras palavras, elas capturam as duas forças de aglomeração da atividade, isto é, os *linkages* de custos e de demanda.

A depender dos custos de transporte, diferentes configurações de equilíbrios podem ser geradas. Intuitivamente, com custos de transporte suficientemente alto, a produção deve ser dispersa entre as regiões, já que as firmas têm a necessidade de estarem próximas à demanda final de seu produto. Com custos de transporte intermediários, a necessidade de

as firmas estarem perto da demanda final diminui e, assim, o equilíbrio com aglomeração torna-se possível. Por fim, custos de transporte baixos diminuem mais ainda a necessidade da proximidade da demanda final, tornando as firmas mais sensíveis às condições de custos. Assim, localidades, com maior presença de firmas fornecedoras de insumos intermediários, baixam os custos da indústria produtora do bem final, induzindo à migração de mais firmas, que, por sua vez, cria um grande mercado para a indústria fornecedora de insumos, conduzindo, desta forma, à aglomeração. No limite quando $t=1$, há indeterminação da localização das firmas, ou seja, é indiferente a localidade onde elas produzirão.

No quinto capítulo do presente estudo, os *linkages* de demanda e de custos, forças econômicas que encorajam a aglomeração espacial das atividades, como demonstrado pelo modelo de Venables (1996), serão um dos argumentos utilizados para a explicação do crescimento do emprego industrial brasileiro.

2.3 Economias de Aglomeração e Externalidades Marshallianas

Esta seção trata das externalidades Marshallianas. Estas são tecnológicas e conhecidas, também, como economias de localização, no contexto estático, ou de teoria MAR, no contexto dinâmico. A idéia básica aqui é que firmas e trabalhadores se beneficiam da proximidade de outras firmas e trabalhadores que produzem bens similares, por meio da disseminação do conhecimento entre eles e, assim, favorecendo a concentração. Estas idéias surgem desde o trabalho de Marshall (1920), mas passa a ser formalizada apenas recentemente, por exemplo, em Fujita e Thisse (2002), que apresentam os fundamentos microeconômicos deste argumento para aglomeração das atividades. Neste modelo, as externalidades de produção e amenidade no consumo, derivadas da quantidade de trabalhadores qualificados em uma região, atuam no sentido de favorecer a aglomeração, enquanto a produtividade marginal decrescente e os efeitos de congestão, associados ao aumento populacional em uma região, podem conduzir à dispersão das atividades. O entendimento destas forças é mostrado adiante com a síntese da formalização deste modelo.

As hipóteses gerais do modelo são: economia formada por duas regiões $r = A; B$, um produto sem custos de transporte, e dois fatores de produção, sendo um trabalho

qualificado, que é móvel entre as regiões, e o outro trabalho não-qualificado, que é imóvel. A produção de r é obtida a partir da função de produção:

$$Y_r = E(H_r)F(H_r, L_r), \quad (2.30)$$

onde H_r é o número de trabalhadores qualificados da região r , com $H = H_A + H_B$. L_r é o número de trabalhadores não-qualificados em r , com $L = L_A + L_B$, sendo ambos os fatores fixos. O número total de trabalhadores em r é $P_r = H_r + L_r$ e se supõe simetria para o outro fator, assim $L_A = L_B = 1$. A função de produção (2.30) é constituída de duas partes. Uma é a função neoclássica, $F(H_r, L_r)$, com retornos constantes de escala e produto marginal decrescente. A outra parte é dada pela função de externalidades de produção, $E(H_r)$, associada à concentração regional do fator, H , e crescente com a quantidade destes.

Com o mercado competitivo para produto e fatores, e a inexistência de custos de transporte, as firmas tomam os preços do bem e do fator como dados. A firma individualmente é pequena em relação ao mercado, assim, ela considera a externalidade também dada. Portanto, da condição de maximização de lucros, determina-se:

$$w_r^H = E(H_r)f'(H_r), \quad r = A, B \quad (2.31)$$

Os trabalhadores têm preferências idênticas. Então, a utilidade do trabalhador j ($j = H, L$) que reside em r ($r = A, B$) é:

$$U_r^j = u(w_r^j) + e_r(P_r), \quad (2.32)$$

onde $u(w_r^j)$ é a função de utilidade indireta e $e_r(P_r)$ é a externalidade de consumo que depende da população total residindo em r , P_r . Esta externalidade independe do tipo de trabalhadores, assim:

$$e_r(P_r) = v(P_r, P_r/S_r), \quad (2.33)$$

onde P_r/S_r é a densidade da população em r e S_r é sua área, que pode ser mensurada por infra-estrutura, amenidades naturais etc. Também assume simetria na dotação da área: $S_A + S_B = S$. A função v é a mesma para as duas regiões, em que $v_1 > 0$ é o efeito convivência ou de amenidades que aumenta com a população de r , e $v_2 < 0$ é o efeito exaustão da infra-estrutura que é decrescente com P_r/S_r . Por vezes, será necessário expressar (2.33) por:

$$v(P_r) = aP_r - b(P_r/S)^2, \quad (2.34)$$

onde a e b são constantes positivas que mostram a importância relativa dos efeitos de amenidades e de exaustão.

A migração do trabalhador qualificado depende dos diferenciais de utilidade entre as regiões. Assim,

$$\dot{H} = [u(w_A^H) + e(P_A)] - [u(w_B^H) + e(P_B)] \quad (2.35)$$

A migração, então, depende dos salários relativos, que é função das externalidades produtivas, e dos diferenciais de externalidades de consumo. Existem dois casos para serem analisados.

Caso 1: Migrantes como Ofertadores de Trabalho.

Neste caso é considerado apenas o impacto da externalidade produtiva nos salários e, assim, sobre o bem-estar dos trabalhadores (inexiste externalidade de consumo). Dessa forma, (2.35) passa a ser expressa por:

$$\dot{H} = u(w_A^H) - u(w_B^H) \quad (2.36)$$

Além disso, como $H = H_B + H_A$ implica que $H_B = H - H_A$, e com isso tem-se que $\dot{H}_B = \dot{H}_A$. Substituindo, agora, (2.31) em (2.36) é possível obter a dinâmica migração de H_A ,

$$\dot{H}_A = u[E(H_A)f'(H_A)] - u[E(H - H_A)f'(H - H_A)] \equiv \phi(H_A) \quad (2.37)$$

A equação (2.37) é fundamental para determinação do estoque de trabalhadores qualificados e os consequentes níveis de externalidades produtivas, da concentração da atividade e dos diferenciais de bem-estar entre as regiões. Desta equação, pode-se observar que há duas forças que atuam em sentidos opostos e a distribuição dos trabalhadores qualificados resulta deste *trade-off*. Uma atua via externalidade de produção e a outra através da produtividade marginal decrescente (efeito “neoclássico”), em sentido contrário da primeira.

No caso do efeito “neoclássico” prevalecer, tem-se, então, que com um aumento do número de trabalhadores qualificados numa dada região, o efeito positivo da externalidade de produção é sempre dominado pelo efeito negativo da produtividade marginal decrescente (devido à elevação de H_r). Como é suposto que $f'(0) = \infty$ (condição de

Inada) e u é monotonicamente crescente, segue que: $\dot{H}_A > 0$, quando $H_A \rightarrow 0$, e $\dot{H}_A < 0$, quando $H_A \rightarrow H$. Pelo teorema do valor médio, existe pelo menos um equilíbrio interior da distribuição dos trabalhadores qualificados, ou seja, $H = 0$ e $0 < H_A < 1$. A condição suficiente para equilíbrio único e estável é que ϕ seja monotonicamente decrescente e isto é verdade quando a função $E(H_r)f'(H_r)$ for estritamente decrescente em H_r :

$$\frac{E'(H_r)}{E(H_r)} < \frac{-f''(H_r)}{f'(H_r)} \quad (2.38)$$

Portanto, estas são as condições para que o equilíbrio da distribuição dos trabalhadores qualificados seja simétrico e globalmente estável ($\dot{H} = 0$). Por outro lado, na situação do efeito externalidade de produção ser suficientemente forte, a atuação das forças opostas leva ao surgimento de mais de um valor de H_A , com $\dot{H}_A = 0$. Ou seja, podem existir equilíbrios múltiplos, embora nem todos sejam estáveis. Nesse caso, o aparecimento do equilíbrio depende da distribuição inicial dos trabalhadores qualificados. Uma solução analítica para todas as possibilidades pode ser obtida a partir da forma específica para as funções da externalidade de produção, da função de produção e da utilidade. Assim, consideram as respectivas funções:

$$\begin{aligned} E(H_r) &= e^{\varepsilon H_r}, \\ F(H_r, L_r) &= H_r^\alpha L_r^{1-\alpha} \text{ ou } F(H_r) = H_r^\alpha, \\ u(w_r^H) &= \log(w_r^H) \text{ e } r = A, B, \end{aligned} \quad (2.39)$$

onde ε é uma constante e $0 < \alpha < 1$. Substituindo essas três funções em (2.35), considerando que para o caso em questão não existem externalidades de consumo ($a = 0$ e $b = 0$) e com algumas manipulações algébricas, é possível demonstrar a seguinte condição:

$$\varepsilon H > 2(1 - \alpha) \quad (2.40)$$

Se a condição expressa pela equação (2.40) vigora, existem, então, três equilíbrios interiores, em que o simétrico é instável e os dois assimétricos são estáveis. Esta condição informa que a intensidade da externalidade de produção é suficientemente forte, comparada à participação dos trabalhadores não qualificados, o que implica na maior probabilidade de existir equilíbrio com aglomeração. Ou seja, se tal externalidade for bastante forte, qualquer um dos equilíbrios estáveis implica em mais da metade de trabalhadores qualificados aglomerados em uma região. Mesmo com uma pequena

vantagem inicial em uma das regiões, ela é aumentada através da ação da externalidade de produção, conduzindo, dessa forma, à concentração da atividade.

Além disso, ao contrário da situação anterior (efeito “neoclássico”), a mobilidade do trabalho qualificado não elimina desequilíbrios regionais. De fato, ainda que este fator termine com salários iguais entre as regiões, no equilíbrio com concentração, os salários dos trabalhadores não-qualificados na região central tendem a ser maiores do que o daqueles que residem na região de “periferia”, o que terminaria por gerar disparidades dentro do mesmo grupo de indivíduos.

Caso 2: Migrantes como Ofertadores de Trabalho e Amenidades no Consumo.

Assume-se agora que a migração de trabalhadores qualificados afeta o nível de amenidades nas duas regiões. Disto decorre o surgimento de duas novas forças no modelo. Com amenidades de consumo, é possível que a consequente elevação do bem-estar dos indivíduos compense a queda salarial dos trabalhadores qualificados, em razão da queda do produto marginal e, assim, favoreça a concentração. Por outro lado, a congestão de consumo, derivada da maior densidade populacional, atua reduzindo o bem-estar e, desta forma, estimula a dispersão. O entendimento destas forças é formalizado a seguir.

Substituindo (2.31) em (2.35), a dinâmica de H_A , dada para os diferenciais regionais de concentração, pode ter a seguinte expressão:

$$\dot{H} = [u(w_A^H) + e(H_A + 1)] - [u(H - H_A) + e_B(H - H_A + 1)] \equiv \varphi(H_A), \quad (2.41)$$

onde $u(H_A) = u[E(H_A)f'(H_A)]$. Como antes, $\dot{H}_A > 0$, quando $H_A \rightarrow \infty$, $\dot{H}_A < 0$, quando $H_A \rightarrow H$, e φ é continua em $[0, H]$. Então, existe pelo menos um equilíbrio, todos são interiores e, caso seja único, ele é globalmente estável. Como há simetria entre as regiões na distribuição das dotações ($L_A = L_B = 1$), $\dot{H}_A = \dot{H}_B = H/2$ é sempre um equilíbrio.

A existência de mais de um equilíbrio irá depender do sinal de $\varphi'(H_A)$. Com $\varphi'(H_A) \leq 0$, existe um único equilíbrio estável, e com $\varphi'(H_A) > 0$, três equilíbrios. Linearizando (2.41) em torno do ponto $H/2$, permite-se encontrar que o equilíbrio simétrico é estável, se e somente se:

$$u'(H/2) + e'(H/2 + 1) < 0 \quad (2.42)$$

A condição (2.42) sugere, então, que, com $u'(H/2) < 0$, os salários dos trabalhadores qualificados é decrescente na sua quantidade, quando tais trabalhadores são igualmente distribuídos entre as regiões, enquanto $e'(H/2+1) < 0$ implica que o efeito congestão domina o efeito amenidades do consumo (convivência), quando a população é igualmente dividida.

Do contrário, caso as externalidades produtivas forem suficientemente fortes e as externalidades, derivadas das amenidades de consumo, dominem a perda sofrida de utilidade decorrente do efeito de congestão, segue-se que $\dot{H} > 0$. Isto implica que o equilíbrio simétrico será instável e, deste, tende a prevalecer a concentração. Com a e b diferentes de zero, a condição de múltiplos equilíbrios (2.40), para este caso, passa a ser expressa por:

$$\varepsilon + a - b(H + 2)/S^2 > 2(1 - \alpha)/H \quad (2.43)$$

Assim, quanto mais fortes as externalidades de produção, ε , e as amenidades de consumo, a , maior será a probabilidade de ocorrência de concentração. Ao contrário, quanto mais forte o efeito de congestão de consumo, b , e a atuação dos rendimentos marginais decrescentes, α , maior será a tendência para a dispersão das atividades. Este caso ainda mostra que os equilíbrios assimétricos estáveis acarretam dispersão salarial para ambos os grupos de trabalhadores – qualificados (móvel) e não-qualificados (imóveis e essenciais).

Em síntese, este caso mostra que para duas regiões simétricas no fator não-móvel, com externalidades produtivas fracas e/ou efeito congestão forte no consumo, existirá um único equilíbrio com dispersão. Do contrário, o equilíbrio estável envolverá concentração das atividades.

O modelo desta seção mostra, então, como externalidades as tecnológicas, geradas dentro de um mesmo setor, pode conduzir à aglomeração espacial da atividade econômica, consistente com as teorias MAR. No presente estudo, assim como as externalidades pecuniárias ou os *linkages* de mercado verticais e os custos de transporte, as externalidades tecnológicas também são usadas como um dos determinantes econômicos para explicar o crescimento do emprego industrial.

2.4 Densidade Econômica e Externalidade Tecnológica

No modelo anterior, as externalidades tecnológicas eram geradas a partir das interações dos agentes econômicos pertencentes a uma mesma indústria. Nesta seção, será apresentado um modelo em que estas externalidades derivam dos efeitos de transbordamento do conhecimento entre firmas, pertencentes a indústrias diferentes. Assim, as firmas se beneficiam de vantagens associadas ao nível geral da atividade local, o que tende a favorecer a concentração espacial das atividades. Esses efeitos são conhecidos na literatura como economias de urbanização ou externalidades de Jacobs, no contexto estático e dinâmico, respectivamente. O trabalho de Jacobs (1969) foi um dos pioneiros neste assunto, porém um tratamento mais formal deste argumento para a aglomeração é dado, por exemplo, pelo trabalho de Fingleton (2003), com seu modelo de densidade econômica. A seguir, é apresentada uma síntese da estrutura deste modelo.

O modelo supõe uma economia dividida em dois setores, um produtor de bens e serviços finais que, é comercializado competitivamente nos mercados mundiais e sem economias internas de escala, e o outro produtor de insumos intermediários para abastecer o primeiro, com produção especializada e localizada, imóvel e estrutura de mercado em concorrência monopolística, cujas economias de escala são internas às firmas. Estas economias internas, por sua vez, manifestam-se em ganhos de produtividade para o setor de bens finais sob a forma de externalidades, as quais têm relação direta com a densidade econômica local das atividades. De acordo com Fingleton, o uso do modelo em concorrência monopolística, apesar de excluir as interações estratégicas, simplifica a análise. Desse modo, pode-se observar que novas variedades (insumos intermediários) são produzidas, na medida em que aumenta o emprego total de uma área. Como maior densidade significa maior produção de variedades, a relação entre a produção do bem final e a densidade exibe retornos crescentes de escada. Então, assumindo que estes produtores têm preferência por variedades, o produto cresce por meio dos ganhos de eficiência obtidos do setor de insumos intermediários.

Fingleton (2003) deriva uma equação para salários locais como função da densidade econômica local e do nível de eficiência local, que, por sua vez, está relacionada com pesquisa e desenvolvimento, e geração e transmissão de conhecimento. Desse modo, ele tenta captar as influências das externalidades tecnológicas, associadas com os fluxos de conhecimento sobre a produtividade e os salários.

Para encontrar a equação de salários, é assumida uma função de produção *Cobb-Douglas* para o setor de bens e produtos finais em uma área, cujos insumos são a terra, L , o nível de trabalho eficiente, M , e o composto de insumos intermediários, I , em que este é dado por uma função CES sob competição monopolística. Como o modelo trata sobre densidade econômica, pode-se supor $L=1$. Assim, tem-se:

$$Q = (M^\beta I^{1-\beta})^\alpha L^{1-\alpha} = (M^\beta I^{1-\beta})^\alpha = \phi N^\gamma \quad (2.44)$$

A equação (2.44) mostra a relação existente entre o nível do bem do setor final, Q , e o número total de unidades de trabalho eficiente, N , (de ambos os setores - bem final e insumos intermediários) por unidade de área. Onde ϕ é uma constante e $\gamma = \alpha[1 + (1 - \beta)(\mu - 1)]$ representa a elasticidade da produção com relação a N . Aqui, os retornos crescentes ($\gamma > 1$) resultam do aumento das variedades na produção de insumos com a densidade da atividade econômica, sujeito aos retornos decrescentes, devido aos custos de congestão ($\alpha < 1$), e depende, também, da importância dos insumos para o bem final ($\beta < 1$) e da presença de economias internas de escala no setor de insumos intermediários ($\mu > 1$).

Tomando-se o produto do setor de bens e serviços finais dependente das unidades de trabalho eficiente e da quantidade do fator terra, tem-se a seguinte expressão:

$$Q = [f(N)]^\alpha L^{1-\alpha} \quad (2.45)$$

Derivando (2.45) com relação ao fator terra e tomando r como sendo o aluguel por unidade deste fator, chega-se à alocação de equilíbrio, dada por:

$$\begin{aligned} dQ/dL &= (1 - \alpha)Q/L \\ r &= (1 - \alpha)Q/L \text{ ou } rL/Q = 1 - \alpha \end{aligned} \quad (2.46)$$

Assim, a participação do produto final, pago ao fator terra, $1 - \alpha$, é igual à taxa de aluguel deste fator, r , vezes a razão entre o número de unidades da terra, L , e o produto final, Q . Como existem apenas dois fatores de produção, então a parcela do produto pago ao fator trabalho eficiente em ambos os tipos, N , é α , em que tal parcela é igual à taxa de salários por unidade de trabalho eficiente, w , multiplicada pela razão entre o número de trabalho eficiente, N , e o produto final, Q . Em termos algébricos, tem-se:

$$wN/Q = \alpha \quad (2.47)$$

Tomando o logarítmico desta equação e usando (2.44) com $N = EA$, onde E representa o nível de emprego total por unidade de área urbana e A é o nível de eficiência de cada área, a (2.47) passa a ser expressa por:

$$\ln(w) = k_1 + (\gamma - 1)\ln(E) + (\gamma - 1)\ln A, \quad (2.48)$$

onde k_1 representa as constantes ϕ e α . Como $\gamma > 1$ (retornos crescentes), um aumento na densidade local da atividade, E , e no nível de eficiência local, A , eleva os salários locais. O passo seguinte é obter algumas hipóteses a respeito dos determinantes do termo A , já que este não pode ser mensurado diretamente. Fingleton levanta algumas sugestões sobre estes determinantes, com base no seu estudo empírico, realizado para a Grã-Bretanha. Ele argumenta que a variação do nível de eficiência entre áreas é decorrente das diferenças de habilidade para o uso da tecnologia existente. Assim, o autor assume que a tecnologia é homogênea entre as áreas, porém existem diferenças de habilidade para manusear esta tecnologia. Admite também que o nível de eficiência em uma área é influenciado pelo nível educacional, H , por um indicador de conhecimento técnico, T , captando a concentração relativa de trabalhadores nos setores de informática e pesquisa e desenvolvimento, e por *spillovers* dos níveis de eficiência entre áreas vizinhas, representado pelo termo $W \ln(A)$, onde W é uma matriz de pesos espaciais. A inclusão deste último determinante deve-se ao fato de que os trabalhadores são móveis no espaço e, portanto, ao viajar para seus trabalhos podem percorrer diversas áreas, de modo a transmitirem conhecimento próprio e sobre tecnologia para outras áreas. Isto requer, agora, o uso de metodologia apropriada para a econometria espacial. Então, combinando as variáveis que afetam os níveis de eficiência entre as áreas geográficas, é possível obter formalmente a seguinte expressão para o nível de eficiência:

$$\ln(A) = b_0 + b_1 H + b_2 T + \rho W \ln(A) + \xi, \quad (2.49)$$

onde $\xi \sim N(0, \sigma^2)$ e capta os efeitos de variáveis omitidas.

Agora usando a equação (2.48), de modo a expressar $W \ln(A)$, em termos das variáveis conhecidas, e multiplicando-a por W , é possível verificar que:

$$W \ln(A) = W \frac{-k_1}{\gamma - 1} + \frac{1}{\gamma - 1} W \ln(w) - W \ln(E) \quad (2.50)$$

Por fim, adicionando um termo de erro para se levar em conta os erros de mensuramento na variável salário, chega-se à equação final do modelo de Fingleton, a qual é expressa por:

$$\ln(w) = k_2 + \rho W \ln(w) - \rho W k_1 + (\gamma - 1)[\ln(E) - \rho W \ln(E)] + a_1 H + a_2 T + \nu, \quad (2.51)$$

onde $\nu \sim N(0, \tau^2)$, k^2 é uma constante e $W k_1$ é a variável que depende dos valores desconhecidos de ϕ e α . Assim, a taxa salarial cresce com o aumento da densidade urbana, na forma de maior densidade de emprego, E , consistente com o argumento de Jacobs (1969) de que maior diversidade industrial pode conduzir à aglomeração das atividades no espaço. A taxa salarial também é função crescente no nível de eficiência de cada área, A , que é influenciado pelo nível educacional da população da área, H , por um indicador de conhecimento técnico da força de trabalho, T , e por *spillovers* de eficiência entre áreas vizinhas, $W \ln(A)$. Portanto, como em áreas de maior concentração o produto tende a ser maior, essa maior produtividade também é acompanhada de aumentos de salários. Esse é o relacionamento que o modelo de Fingleton (2003) tenta demonstrar de modo formal. No modelo empírico da presente tese, será usada uma medida para economias de aglomeração, baseada no argumento proposto por Jacobs (1969), a fim de explicar o crescimento do emprego industrial do Brasil.

2.5 Evidências Empíricas Recentes sobre os Determinantes da Concentração

As evidências empíricas sobre os argumentos expostos acima para a concentração das atividades são recentes, o que, talvez, seja explicado, em parte, pelos também recentes desenvolvimentos de modelos formais, que incorporam as forças econômicas por trás das tendências da aglomeração. Apesar de recentes, os trabalhos empíricos representam grande avanço, na medida em que podem testar e validar esses argumentos teóricos. No Brasil, dada a maior escassez de evidências da influência desses determinantes econômicos sobre a concentração, parece razoável adicionar àquela explicação o fato do governo federal ter historicamente interferido no direcionamento dos investimentos para o setor industrial. Adiante, são apresentadas evidências empíricas internacionais e nacionais sobre os determinantes da aglomeração.

Recentemente, Mion (2004) obteve evidências favoráveis aos modelos da Nova Geografia Econômica derivados da proposta inicial de Krugman (1991b), cujas forças de aglomeração derivam das externalidades pecuniárias relacionadas à concentração de trabalhadores e firmas nas localidades. Mais especificamente, considerando o caso da economia italiana, os resultados obtidos por Mion (2004) indicam que, de forma bastante

robusta, os salários de trabalhadores dos setores industriais das regiões italianas estão positivamente correlacionados com o tamanho de mercado de regiões vizinhas.

Evidências da NGE também foram obtidas por Crozet (2004). O estudo deste autor propicia avaliação empírica dos *linkages* para frente ou de custos, usando dados de migração bilateral para cinco países da Europa, durante o período de 1980 a 1990. Os resultados demonstram evidências favoráveis que os migrantes seguem o mercado potencial, mensurado pelo acesso das fontes de oferta. Assim como o Mion (2004), Hanson (2005) trata dos *linkages* de demanda em estudo para os municípios americanos, durante as décadas de 1970 a 1990. Seus resultados também apontam que estes *linkages* são fortes, mostrando que os salários dos trabalhadores municipais e potencial de mercado estão positivamente correlacionados.

Por sua vez, em trabalho empírico sobre as externalidades dinâmicas, Glaeser et al. (1992) testam as implicações das novas teorias do crescimento sobre o processo de concentração das atividades, usando dados de cidades e indústrias americanas. Mais precisamente, eles examinam os prognósticos de várias teorias de *knowledge spillovers* e crescimento usando um novo conjunto de dados sobre a concentração geográfica e competição de indústrias em 170 das maiores cidades americanas, referentes aos anos de 1956 e 1987. Seus resultados indicam que as externalidades de conhecimento parecem ocorrer mais entre indústrias diversas do que dentro das próprias indústrias, o que corrobora os argumentos teóricos de Jacobs (1969) e Fingleton (2003). Ou seja, o trabalho encontrou evidências empíricas favoráveis para diversidade industrial, mas não para a especialização de indústrias.

Já Henderson (2003) visa apreender os efeitos das externalidades de forma mais ampla sobre a produtividade das plantas industriais americanas. O autor estima, principalmente, a extensão e a natureza das economias de escala externas locais, para indústrias de alta tecnologia e de maquinarias tradicionais das cidades e metrópoles americanas, no período de 1963-1992. Usando o método de estimação de dados de painel com efeito fixo, conclui-se que externalidades de localização/MAR surgem do número de plantas da própria indústria. Observando as externalidades estáticas, estas afetam igualmente tanto plantas mais maduras e associadas quanto plantas mais jovens e não associadas. Contudo, as dinâmicas estão mais presentes em indústria de alta tecnologia de planta única do que em multi-plantas. Outro resultado encontrado é a ausência das economias externas de urbanização/Jacobs nas indústrias de alta tecnologia e mais ainda

nas indústrias individuais de maquinaria tradicional. Por fim, em geral, um resultado surpreendente é que indústrias de alta tecnologia com grandes economias de escala são mais móveis do que as fabricantes de máquinas tradicionais.

Por sua vez, o estudo de Henderson et al. (1995) aborda apenas os efeitos das externalidades dinâmicas sobre o crescimento do emprego manufatureiro das áreas metropolitanas dos Estados Unidos, em 1970 e 1987. Seus resultados apontam que, para as indústrias maduras de bens de capital, existem evidências somente das externalidades MAR, enquanto para as indústrias de alta tecnologia há evidências das externalidades de Jacobs e MAR.

O trabalho de Fingleton (2003), além de apresentar o modelo microfundamentado de densidade econômica, o que é consistente com externalidade de Jacobs, mostra evidências empíricas deste modelo para dados da Grã-Bretanha. Os resultados da regressão para a equação de salários mostram que as variações das taxas salariais, entre áreas locais da Grã-Bretanha, estão correlacionadas positivamente com a densidade de emprego, sendo assim, consistentes com as idéias de Jacobs (1969).

As externalidades dinâmicas também foram foco de estudo de Hanson (1998). O autor estima o efeito da reforma comercial sobre o crescimento do emprego industrial do México, para os anos censitários de 1980 a 1993. Usando um modelo econômico, baseado na maximização de lucros das firmas, e o instrumental econométrico de regressões *cross-section* e em *pooling*, ele verifica o papel das economias de aglomeração e dos custos de transporte sobre a demanda de emprego naquele país.

Além da importância das externalidades dinâmicas, o estudo de Hanson também observa o papel das externalidades “pecuniárias”, por meio dos *backward e forward linkages*. Os resultados de seu trabalho evidenciam a presença dos custos de transporte e das conexões de demanda e de oferta, afetando positivamente o crescimento do emprego pós-abertura comercial, tendo parte das indústrias migrado do centro do país para as áreas de fronteira, especificamente aquelas próximas aos Estados Unidos.

No Brasil, a despeito da influência histórica do poder público no direcionamento da alocação regional dos recursos industriais, alguns estudos também evidenciam a importância desses fatores como fontes de explicação para a decisão de localização e concentração espacial das atividades industriais. Com efeito, Silveira Neto (2005), por meio do método de dados de painel, nos anos censitários de 1950 a 1985, e uma regressão

cross-section, para os anos de 1996 e 2000, encontra evidências positivas de que as economias de escala favorecem a concentração regional no Brasil.

Também o estudo de Domingues (2005) analisa o caso brasileiro, com dados de 2000, para identificar os centros industriais e, ao mesmo tempo, verificar se o Brasil segue o padrão de concentração das atividades industriais observado em países em desenvolvimento. Dos resultados do modelo econométrico, identifica-se a importância dos custos de transporte, medidos pelo um índice deste custo de cada local até a cidade de São Paulo, e de uma medida *proxy* da escala urbana, mensurada pelo tamanho da população residente, para a aglomeração das atividades industriais no Brasil.

Já o estudo de Chagas (2004), para os municípios paulistas, identifica retornos crescentes de escala para setores tradicionalmente dinâmicos, tais como indústrias, construção civil, transporte e comunicação, serviços tecnológicos e outras atividades. Ao passo que, retornos constantes estão presentes nos setores tradicionalmente tidos como atrasados, tais como a agropecuária, prestação de serviços e administração. Em estudo muito recente sobre aglomeração das cidades de São Paulo, Galinari (2006) estima uma equação próxima daquela de Fingleton (2003) e encontra correlação positiva entre a variável de densidade de emprego e os salários, consistentes, então, com as teorias de Jacobs (1969).

Por seu turno, Oliveira (2004) investiga as causas do crescimento das cidades nordestinas, no período de 1991 a 2000, destacando o papel da Nova Geografia Econômica e dos *knowledge spillovers*. Seus resultados sugerem que a presença de externalidades, atuando através da educação e da urbanização, afeta positivamente o crescimento dos centros urbanos considerados e que, por outro lado, a maior distância dos mercados atua negativamente sobre o crescimento econômico das cidades. Para um horizonte maior de tempo e com um universo mais amplo de cidades, Chagas e Toneto Jr (2003) encontram uma relação positiva entre especialização e crescimento das cidades brasileiras, no período de 1980 a 1991.

Em suma, esta revisão dos recentes trabalhos empíricos sobre a concentração das atividades aponta para a existência de evidências favoráveis aos fatores econômicos fundamentais, que condicionam a localização e a concentração das atividades econômicas no espaço, quais sejam: os custos de transportar os bens produzidos para seu destino final, as economias externas ou as externalidades, geradas pelo efeito de transbordamento do conhecimento e da informação, advindas da presença de firmas/trabalhadores localizados

perto um dos outros, seja na mesma indústria ou pertencentes a indústrias diferentes e, por fim, os ganhos de localização decorrentes de ligações de demanda e oferta entre indústrias e trabalhadores, responsáveis pelas externalidades pecuniárias. A atuação e a intensidade dessas forças determinam, assim, os níveis de aglomeração das atividades econômicas em dado espaço econômico. Como já ressaltado, as evidências para o Brasil, no entanto, não conseguem apreender conjuntamente os efeitos de todos os argumentos expostos para a concentração. Além disso, boa parte desses estudos usa medidas gerais de escala e não distingue que tipo de externalidade está influenciando a concentração. O presente estudo se insere neste esforço de pesquisa e tem como principal meta identificar a importância de cada um desses fatores sobre o crescimento do emprego da indústria de transformação brasileira, entre os anos de 1994 e 2004.

3. NÍVEIS E PADRÃO DA CONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DOS ESTADOS

Este capítulo fornece evidências recentes sobre o nível e a evolução da concentração espacial da indústria de transformação no Brasil. A análise é feita a partir do estoque de emprego referente aos anos de 1994 e 2004, para a indústria de transformação e para os segmentos industriais – intensivo no fator capital, intensivo no fator trabalho e intensivo no fator recursos naturais. Estas informações de emprego são extraídas da base de dados da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS, publicada pelo Ministério do Trabalho. O objetivo aqui é, principalmente, descobrir e descrever os níveis e padrões da evolução da concentração espacial da atividade industrial no Brasil.

No tocante ao agrupamento dos segmentos industriais, este trabalho serve-se da classificação industrial baseada em Moreira e Najberg (1998), a qual foi utilizada por Silveira Neto (2005) e Moreira (1999). Este último estudo agrupa as divisões de indústria de acordo com a CNAE, fundamentada na classificação proposta no trabalho destes dois primeiros autores.

Esta classificação da indústria de transformação é relativa à intensidade de fator de produção e reflete as necessidades diretas e indiretas de cada setor, e parece ser relevante, quando se quer estudar crescimento do emprego ou concentração industrial, já que este agrupamento industrial reflete os diferentes níveis de mobilidades geográficas dos fatores de produção. Assim, as indústrias, pertencentes ao segmento denominado trabalho intensivo, usam relativamente mais o fator de maior mobilidade espacial. No outro extremo, o segmento, nomeado de recursos naturais intensivos, agrupa as indústrias que utilizam relativamente o insumo menos móvel. Enquanto o segmento, designado capital intensivo, situa-se como caso intermediário entre esse dois extremos. Então, de acordo com Moreira e Najberg (1998), um segmento industrial é considerado, por exemplo, intensivo em trabalho se:

$$\left[\left(f_{rj} / f_{wj} \right) / \left(f_{rM} / f_{wM} \right) \right] < 1 \quad (3.1)$$

e

$$\left[\left(f_{kj} / f_{wj} \right) / \left(f_{kM} / f_{wM} \right) \right] < 1, \quad (3.2)$$

onde f_{kj} , f_{wj} e f_{rj} se definem, na ordem, pelas necessidades totais do fator capital, trabalho e recursos naturais por unidade do produto j , e f_{kM} , f_{wM} e f_{rM} representam os

requerimentos médios por cada um desses fatores por unidade do produto da indústria manufatureira. Os autores do primeiro dos estudos citados construíram esta classificação a partir das informações da matriz de insumo-produto nacional do ano de 1995 e das contas nacionais de 1996 do país. A Tabela 1, a seguir, apresenta este agrupamento industrial, com os pesos de cada segmento no emprego total do país, em 1994 e 2004.

TABELA 1: Classificação CNAE da indústria de transformação por intensidade dos fatores

Código- divisão	Nome da indústria	Participação ¹ - %	
		1994	2004
Segmento Capital Intensivo- K			
17	Fabricação de produtos têxteis	43,66	39,07
23	Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool	7,50	5,15
24	Fabricação de produtos químicos	1,14	1,29
27	Metalurgia básica	5,63	5,29
28	Fabricação de produtos em metal – exclusive máquinas e equipamentos	5,08	3,77
29	Fabricação de máquinas e equipamentos	5,97	6,26
30	Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática	5,81	5,52
31	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,42	0,47
32	Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações	3,04	2,34
33	Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios	1,45	1,29
34	Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias	0,86	0,75
35	Fabricação de outros equipamentos de automóveis	5,74	5,60
37	Reciclagem	0,95	1,02
Segmento Trabalho Intensivo - L			
18	Confecção de artigos do vestuário e acessórios	0,08	0,32
19	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados	23,96	25,98
21	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	7,67	8,52
22	Edição, impressão e reprodução de gravações	6,14	6,79
36	Fabricação de móveis e indústrias diversas	2,65	2,35
Segmento Recursos Naturais Intensivos - RN			
20	Fabricação de produtos de madeira	3,38	3,31
25	Fabricação de artigos de borracha e plástico	4,13	5,00
26	Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	32,38	34,95
15	Fabricação de alimentícios e bebidas	17,92	19,77
16	Fabricação de produtos do fumo	0,42	0,26
25	Fabricação de artigos de borracha e plástico	3,88	4,34
26	Fabricação de produtos de minerais não-metálicos	5,33	5,55
		4,82	5,03

Fonte: Classificação extraída de Silveira Neto (2005) e Moreira (1999), com base em Moreira e Najberg (1998).

Nota 1: O cálculo refere-se à participação de cada segmento e divisão de indústria no emprego total do país, a partir dos dados da RAIS.

A ordenação dos segmentos em termos da contribuição do emprego no total do país permanece a mesma, nos dois anos analisados, com capital intensivo obtendo maior peso, seguido pelos setores de recursos naturais intensivos e trabalho intensivo. Porém, o único a apresentar queda de participação é o capital intensivo, passando de 43,66%, em 1994, para 39,07%, em 2004. Os outros dois exibem aumento da participação do emprego da IT nacional. No segmento K, a fabricação de produtos têxteis tem a maior participação no emprego nacional da IT, com 7,50% e 5,15%, nos dois anos. No segmento L, aparece a confecção de vestuário e acessórios com o maior peso, 7,67% e 8,52%, e, no segmento RN, é a fabricação de alimentos e bebidas que tem participação de 17,92% e 19,77%.

Este capítulo segue com as seguintes subseções. A primeira parte deste capítulo descreve as tendências e a evolução da concentração industrial nos estados brasileiros, nos anos de 1994 e 2004, segundo a indústria de transformação e seus segmentos. A subseção seguinte trata do padrão espacial da distribuição geográfica da participação estadual do emprego nestes conjuntos econômicos e da identificação de *clusters* ou *outliers* da participação do emprego industrial através das unidades da federação. Na última subseção, mostra-se o padrão espacial para o crescimento da participação estadual do emprego, com o intuito de identificar as áreas caracterizadas como pólos dinâmicos de crescimento do emprego.

3.1 Concentração Industrial Estadual: Tendências Gerais para a Indústria de Transformação e Segmentos Industriais

Evidências iniciais sobre a concentração industrial³ são apresentadas a partir da Tabela 2, na qual são registradas as participações dos estados e das regiões no emprego total do país, nos anos de 1994 e 2004, para a indústria de transformação (IT) e para os três segmentos industriais – intensivo no fator capital (K), intensivo no fator trabalho (L), e intensivo no fator recursos naturais (RN). Os dados revelam três características principais.

A primeira observação a destacar é a forte concentração geral da indústria, principalmente, nos estados da região Sudeste e Sul do país, sobretudo, em São Paulo. Em 1994, esta unidade da federação respondia por mais de 43% do emprego da indústria de transformação do Brasil. Este padrão também é seguido para o ano de 2004, em que,

³ Evidências sobre concentração e evolução industrial no Brasil podem ser encontradas, dentre outros trabalhos, nos estudos de Cano (1998), Pacheco (1999) e Bonelli (1996).

novamente, este estado tem o maior peso da IT, embora com menor participação em relação ao primeiro ano, com cerca de 36% da referida indústria, representando, portanto, uma queda de pouco mais de 19%.

TABELA 2: Participação dos estados e das regiões no emprego total do país – indústria de transformação e segmentos - %: 1994 e 2004

Regiões e estados	1994				2004			
	IT	K	L	RN	IT	K	L	RN
Norte	2,344	1,919	0,889	3,999	3,645	3,347	1,357	5,686
Rondônia	0,208	0,025	0,073	0,556	0,433	0,068	0,219	1,003
Acre	0,045	0,003	0,026	0,116	0,062	0,009	0,040	0,137
Amazonas	0,955	1,464	0,275	0,773	1,463	2,549	0,561	0,919
Roraima	0,012	0,001	0,003	0,034	0,026	0,002	0,016	0,061
Pará	1,042	0,395	0,430	2,371	1,482	0,660	0,389	3,217
Amapá	0,032	0,010	0,065	0,038	0,040	0,014	0,045	0,066
Tocantins	0,050	0,021	0,017	0,111	0,139	0,045	0,087	0,283
Nordeste	10,112	6,803	7,660	16,401	12,368	7,489	14,063	16,572
Maranhão	0,379	0,201	0,224	0,735	0,391	0,297	0,333	0,539
Piauí	0,294	0,163	0,495	0,322	0,344	0,172	0,401	0,496
Ceará	2,036	1,417	2,777	2,324	3,012	1,494	6,231	2,314
Rio Grande do Norte	0,626	0,426	0,597	0,919	0,847	0,731	1,016	0,851
Paraíba	0,637	0,584	0,778	0,603	0,859	0,709	1,008	0,916
Pernambuco	3,056	1,927	1,324	5,864	2,505	1,405	1,698	4,340
Alagoas	1,071	0,328	0,145	2,762	1,552	0,278	0,163	4,014
Sergipe	0,347	0,362	0,246	0,403	0,467	0,386	0,343	0,649
Bahia	1,666	1,395	1,074	2,469	2,391	2,017	2,870	2,453
Sudeste	62,122	73,442	56,448	51,029	52,387	65,045	46,619	42,495
Minas Gerais	9,065	10,335	8,241	7,958	10,163	11,436	9,717	9,069
Espírito Santo	1,146	0,752	1,287	1,572	1,431	0,947	1,805	1,694
Rio de Janeiro	7,936	8,290	8,635	6,940	5,220	5,983	5,450	4,192
São Paulo	43,975	54,065	38,285	34,559	35,573	46,679	29,647	27,540
Sul	22,840	16,543	32,903	23,892	27,013	21,772	34,356	27,417
Paraná	5,855	4,051	6,138	8,083	8,223	6,348	8,363	10,221
Santa Catarina	6,800	5,329	8,330	7,656	8,203	6,988	9,201	8,821
Rio Grande do Sul	10,185	7,163	18,435	8,153	10,587	8,436	16,792	8,375
Centro-Oeste	2,582	1,293	2,100	4,679	4,587	2,347	3,605	7,830
Mato Grosso do Sul	0,437	0,192	0,195	0,945	0,813	0,379	0,503	1,530
Mato Grosso	0,650	0,260	0,213	1,502	1,205	0,475	0,394	2,629
Goiás	1,215	0,694	1,300	1,857	2,255	1,340	2,356	3,205
Distrito Federal	0,280	0,147	0,392	0,375	0,314	0,153	0,352	0,466

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados de emprego da RAIS.

Esta característica da localização industrial também é válida para os três recortes setoriais da indústria de transformação. Para os três segmentos, a participação dos estados das regiões Sudeste e Sul no emprego total de cada um destes setores, nos dois anos considerados, sempre está acima de 69%. O setor intensivo no uso de capital, que obtém a menor perda no período, tem o maior peso, com quase 90%, em 1994, e perto de 87%, em 2004. A segunda maior participação é registrada para trabalho intensivo, com 89,3% e

81,0%, enquanto a menor é exibida pelo setor de recursos naturais intensivos, cujos pesos são 74,95% e 69,9%, na ordem, para aqueles dois anos. São Paulo, outra vez, é a unidade da federação que possui maior representatividade no emprego desses conjuntos econômicos, com maior expressão no segmento de capital, respondendo por pouco mais de 54% e 46%, na ordem, para 1994 e 2004.

Um segundo ponto a ser ressaltado dos dados da Tabela 2 é a variação da concentração geográfica entre os segmentos. O segmento intensivo no uso de recursos naturais é o menos concentrado, ou seja, sua distribuição, em termos do estoque do emprego, é menos desigual através das regiões e estados, quando comparada aos outros dois setores e à indústria de transformação como um todo, não obstante, o eixo Sudeste/Sul responder por cerca de 75% e 70%, em 1994 e 2004, respectivamente. Neste segmento, nos dois anos estudados, os estados do Sudeste têm maior participação (51,03% e 42,50%), mas, estes pesos são menores, quando cotejados com aquelas participações regionais registradas nos outros setores. Já os pesos no emprego do setor em questão para as regiões Norte (4,00% e 5,69%), Nordeste (16,40% e 16,57%) e Centro-Oeste (4,68% e 7,83%) são maiores do que aqueles encontrados nos outros dois setores. Também dentro de cada região, em menor proporção, o emprego está distribuído de forma menos desigual entre os estados. Na região Sudeste, o estado com maior participação é São Paulo, no Nordeste, Pernambuco, no Norte, o Pará, no Centro-Oeste, Goiás e, no Sul, aparece o Rio Grande do Sul, em 1994, e o Paraná, em 2004. Esta menor concentração nesse tipo de indústria reflete o fato de que nela está incluído produtos tais como cimento, que não é comercializado a longas distâncias e que, portanto, sua localização reflete a distribuição da população ao longo do espaço. Outra explicação razoável é dada pela própria dotação mais abundante dos recursos naturais encontrados nas regiões mais pobres do país.

Os outros dois setores são mais concentrados geograficamente. Como já revelado, em 1994, aproximadamente 90% das indústrias pertencentes aos segmentos intensivos no uso de capital e trabalho estavam localizadas nos estados das regiões Sudeste e Sul, sendo mais concentradas, portanto, até mesmo em relação à indústria de transformação como um todo. No ano de 2004, esta característica também permanece válida, embora o segundo setor tenha tido uma maior diminuição nesta participação. Na região Sudeste, São Paulo possui maior peso industrial nos dois segmentos, assim como, no Sul do país, o Rio Grande do Sul e, no Centro-Oeste, Goiás. Já, na região Nordeste, o Ceará apresenta maior participação no emprego das indústrias de trabalho intensivo, enquanto Pernambuco, em

1994, e a Bahia, em 2004, são os estados que possuem maiores peso em capital intensivo. Por sua vez, na região Norte, o estado do Amazonas tem a maior participação no setor capital intensivo, ao passo que, o Pará e, outra vez, o Amazonas apresentam maiores pesos no segmento de trabalho intensivo, na ordem, em 1994 e 2004. Portanto, o segmento capital intensivo apresenta maior concentração nas regiões Sudeste e Sul, as mais ricas do país, o que, novamente, reflete o fato delas obterem vantagens com a concentração de mão-de-obra qualificada e maiores ganhos potenciais da geração de externalidades tecnológicas. Por outro lado, a maior dotação relativa dos fatores, encontrada nas regiões mais pobres do país, pode ser uma possível explicação da menor concentração relativa verificada para os outros dois setores.

Uma terceira evidência igualmente importante é a tendência da desconcentração espacial das atividades, quando se compara os dados de 1994 com 2004, fato que já se faz sentir desde o início da década de 1970⁴. Tomando as grandes regiões, o Sudeste é a única a apresentar queda na participação do emprego da indústria de transformação no período entre 1994 e 2004, registrando diminuição de 15,67% desta participação. Já as regiões Sul, Nordeste, Norte e Centro-Oeste tiveram aumento desta participação, respectivamente, de 18,27%, 22,31%, 55,5% e 77,65%. Em relação aos estados, todos eles, exceto Pernambuco, Rio de Janeiro e São Paulo, tiveram aumento de participação do emprego na IT. No segmento capital intensivo, acrescentam a essas exceções a UF de Alagoas e o Distrito Federal. Por sua vez, no setor trabalho intensivo, novamente, São Paulo, Rio de Janeiro e Distrito Federal, juntos agora com Pará, Amapá, Piauí e Rio Grande do Sul, são os únicos a apresentar queda da participação do emprego. Por fim, de novo, São Paulo e Rio de Janeiro juntam-se ao Maranhão, Ceará, Rio Grande do Norte, Pernambuco e Bahia para formarem o grupo de estados que perderam peso do emprego no setor intensivo em recursos naturais.

Para se obter um quadro mais geral sobre a evolução da distribuição da participação do emprego estadual na indústria do Brasil, este trabalho faz uso do índice de *Gini*⁵. Tal indicador tem a vantagem de ser uma medida de caráter geral da concentração. Os valores obtidos para tal índice são expostos, a seguir, na Tabela 3 e no Gráfico 1, e reforçam as

⁴ Como destaca Silveira Neto (2005), embora o uso de políticas regionais de desconcentração industrial date da década de 1960, seus efeitos se fazem sentir mais fortemente a partir da década seguinte.

⁵ Como conhecido na literatura, este índice é mensurado a partir da ordenação crescente das participações estaduais no emprego total. Coloca-se, então, a soma acumulada destas participações no eixo vertical e a soma acumulada dos pesos estaduais no número total dos estados no eixo horizontal. Para consultar sobre a metodologia do cálculo do *GINI*, consulte, dentre outros estudos, Hoffmann (1998).

evidências encontradas para os níveis e a evolução da concentração espacial da indústria no Brasil. Esta medida é apresentada para a indústria de transformação e para os três segmentos industriais – capital intensivo, trabalho intensivo e recursos naturais intensivos – nos dois anos polares de 1994 e 2004, considerando as 27 UF's.

TABELA 3: Índice de *Gini* para estados e indústrias – 1994 e 2004

Tipo da indústria	Índice de <i>Gini</i>	
	1994	2004
Indústria de transformação	0,7825	0,7234
Segmentos intensivos em capital	0,8469	0,8078
Segmentos intensivos em trabalho	0,8116	0,7523
Segmentos intensivos em recursos naturais	0,6964	0,6463

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados da RAIS.

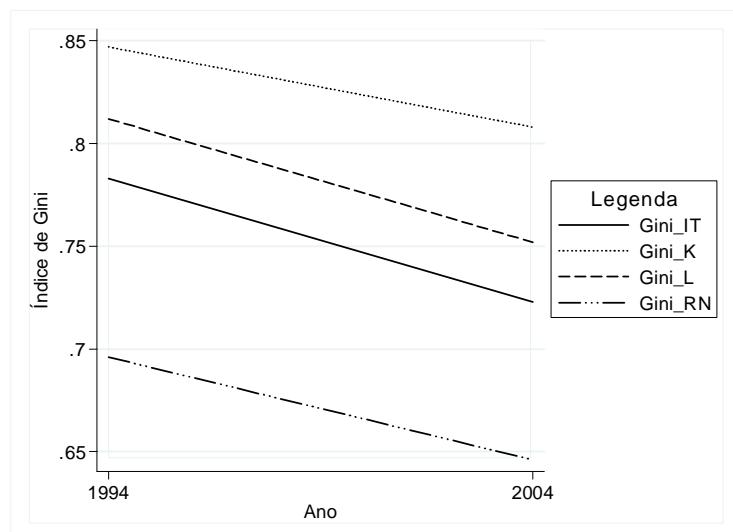


GRÁFICO 1: Evolução da concentração regional no Brasil

– *Gini* para estados e indústrias

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Observa-se, primeiro, que seu valor sempre está superior a 0,64⁶, o que mostra o caráter concentrador desses conjuntos econômicos. A segunda observação é que este índice é maior para os segmentos de capital e trabalho. Depois, aparece a indústria de transformação total, que obtém o terceiro maior valor, e, por fim, o segmento intensivo no uso do fator recursos naturais exibe a menor medida. Isso demonstra que este último

⁶ O estudo de Silveira Neto (2005) mostra que o índice de *Gini*, calculado para o VTI industrial das cinco regiões do Brasil, para todas as décadas da segunda metade do século passado, está sempre acima de 0,6.

segmento é o menos concentrado, enquanto o de capital é o mais concentrado entre os estados brasileiros. O terceiro ponto relevante é que todos os valores do *Gini* recuam, quando se considera os anos polares de 1994 e 2004, fato que destaca a tendência da desconcentração da IT do Brasil em período recente. O índice para a IT, entre 1994 e 2004, teve uma queda relativa de 7,55%. Em relação aos segmentos, o capital intensivo obteve a menor queda relativa (4,62%), seguido pelo setor intensivo em recursos naturais (7,19%). Enquanto o setor de trabalho intensivo responde pela maior queda relativa (7,31%).

Os Gráficos 2 e 3 apresentam as curvas de concentração estadual dos quatro conjuntos econômicos considerados, especialmente, para os anos de 1994 e 2004, na ordem, a partir do emprego de cada um deles. Elas indicam o percentual acumulado do emprego de cada conjunto, de acordo com a ordenação decrescente da contribuição individual de cada estado. Portanto, este instrumento de análise permite hierarquizar a distribuição das participações estaduais do emprego, segundo a ordem da contribuição decrescente dos estados, bem como fazer comparações entre os quatro conjuntos econômicos estudados.

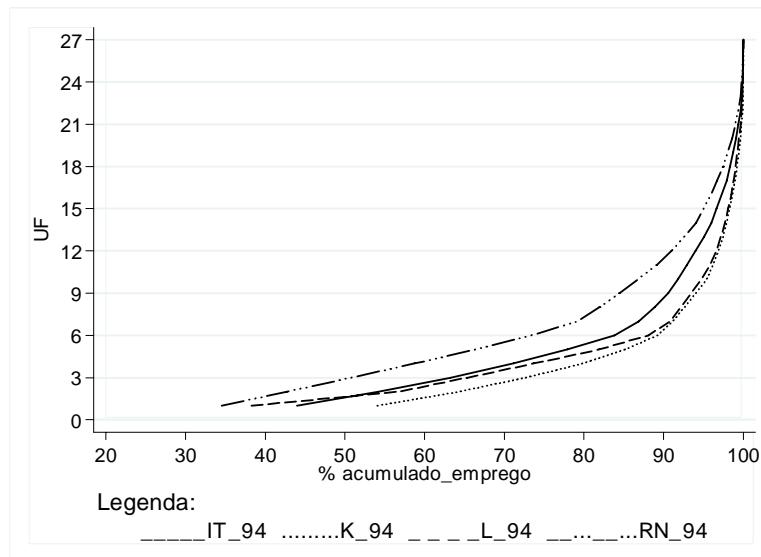


GRÁFICO 2: Curva de concentração estadual industrial – emprego em 1994

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Os referidos gráficos confirmam as evidências anteriores. O grau de concentração aumenta, quando a concavidade das curvas aumenta. Em 1994, nos seis maiores estados, em termos de contribuição do emprego, estão localizados quase 84% do emprego da indústria de transformação. Estes, também, representam pouco mais de 73% do segmento intensivo em recursos naturais, o qual é o menos concentrado de todos os conjuntos.

Enquanto no segmento mais concentrado, o capital intensivo, os seis maiores estados representam, praticamente, 90% do emprego total deste setor⁷. Para o ano de 2004, este padrão permanece, porém as curvas se apresentam mais abertas, ou com menor concavidade, o que indica a tendência à desconcentração espacial da indústria brasileira.

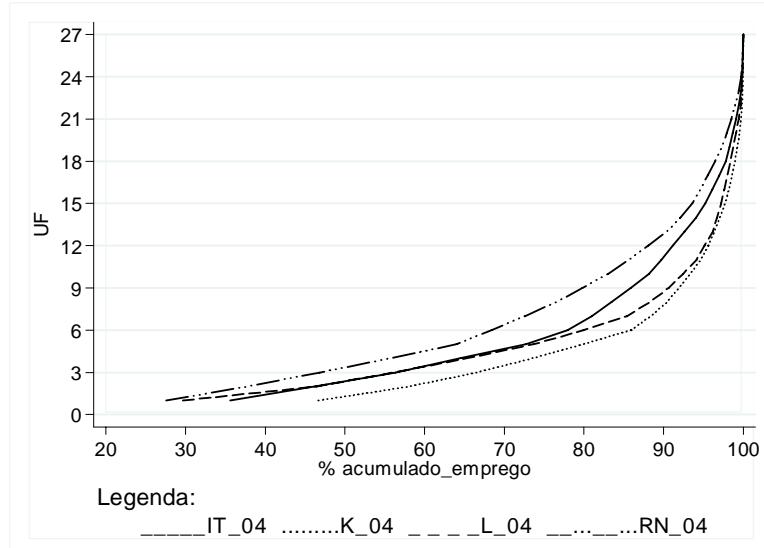


GRÁFICO 3: Curva de concentração estadual industrial – emprego em 2004

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Os Gráficos 4 a 7 mostram essas mesmas curvas, considerando a evolução da concentração estadual para cada conjunto econômico isoladamente. Para efeito de comparação da evolução da concentração espacial, observa-se no Gráfico 4 que os seis maiores estados, em termos da participação do emprego, contribuem com um percentual menor para a indústria de transformação em 2004; em torno de 78%, ante 84% em 1994, o que representa uma queda relativa de quase 7%. Isto confirma, novamente, a tendência à desconcentração espacial das atividades econômicas, verificada no Brasil nestas últimas décadas.

Esse padrão também é válido para os segmentos industriais. Para observar isto, basta perceber que, nos gráficos, as curvas de concentração para o ano de 2004 têm seu formato mais aberto em comparação com às curvas para 1994, o que implica em menos concentração espacial dessas atividades. De fato, conforme pode ser visto no Gráfico 5, no setor capital intensivo, os seis maiores estados respondem por cerca de 86%, em 2004, contra pouco mais de 89%, em 1994, o que corresponde uma redução próxima a 3,8%.

⁷ Usando o VTI municipal brasileiro, para o ano de 2000, Domingues (2005) mostra que os 150 maiores deles concentram 97% VTI do setor extrativista e 70% VTI do setor de bens de consumo não-duráveis.

Portanto, estes dados informam que em comparação à IT, este segmento é o mais concentrado e teve desconcentração menor para o período analisado.

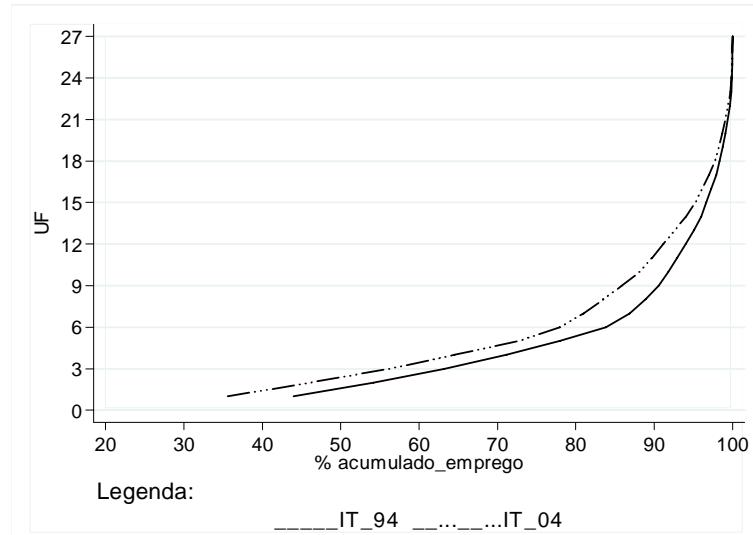


GRÁFICO 4: Curva de concentração estadual industrial – emprego da indústria de transformação (IT), em 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

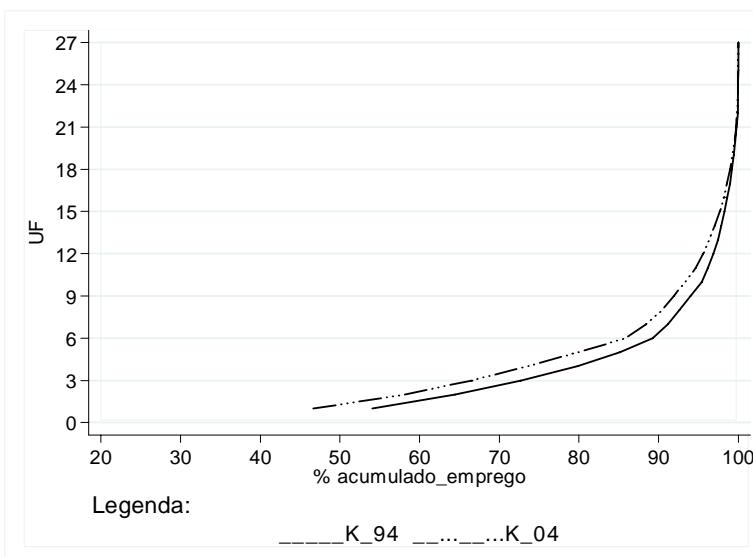
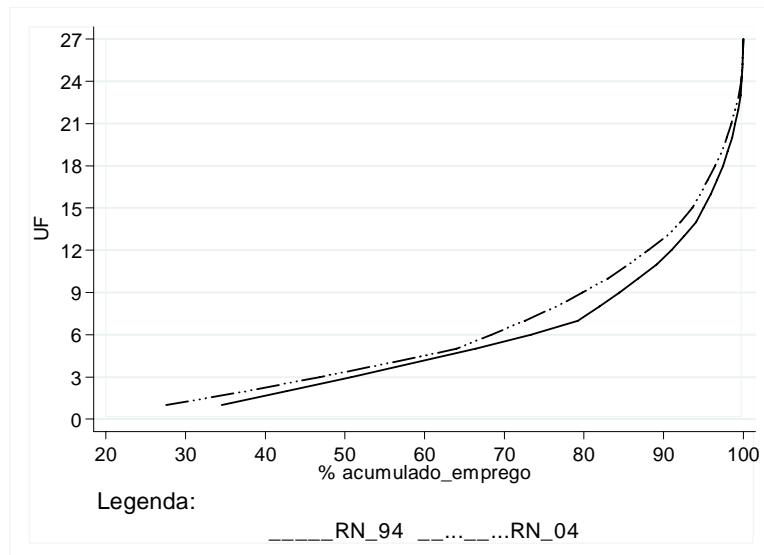
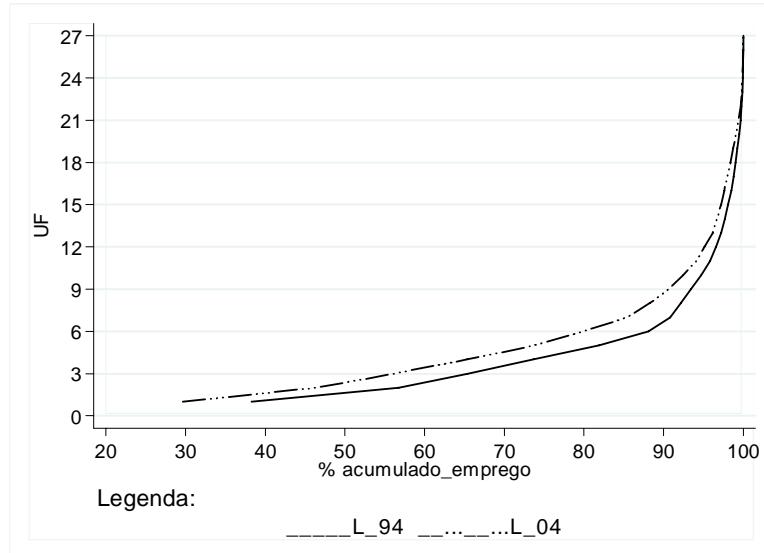


GRÁFICO 5: Curva de concentração estadual industrial – emprego do segmento intensivo em capital (K), em 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

No setor trabalho intensivo, de acordo com o Gráfico 6, os seis maiores estados têm peso no emprego total de quase 80%, em 2004, ante 88%, em 1994, implicando queda de 9,2%. Este segmento, assim, registra concentração menor do que o capital intensivo e maior do que a IT, embora os dados sugiram que a desconcentração seja maior do que em ambos os conjuntos.

Por fim, o gráfico 7 mostra que os seis maiores estados contribuem para o emprego total no segmento intensivo em recursos naturais com pouco mais de 68%, em 2004, contra 73%, em 1994, o que reflete uma queda relativa de 6,8%. Estas informações confirmam que este setor é menos concentrado do que os demais conjuntos econômicos e apresenta desconcentração mais pronunciada, apenas em relação ao segmento de capital intensivo.



Em resumo, as evidências indicam forte concentração industrial nas regiões Sudeste e Sul do país, sobretudo no estado de São Paulo, ainda que este tenha sofrido redução de

sua participação do emprego no período entre os anos de 1994 e 2004, o que demonstra a tendência à desconcentração industrial. Por outro lado, esta parece ser mais pujante para o segmento trabalho intensivo e mais fraca para o setor capital intensivo. Ademais, constata-se que este último setor é o mais concentrado de todos, enquanto recursos naturais intensivos é o menos concentrado.

3.2 Distribuição Espacial da Participação Estadual no Emprego Industrial e Identificação de *Clusters* e *Outliers* Espaciais

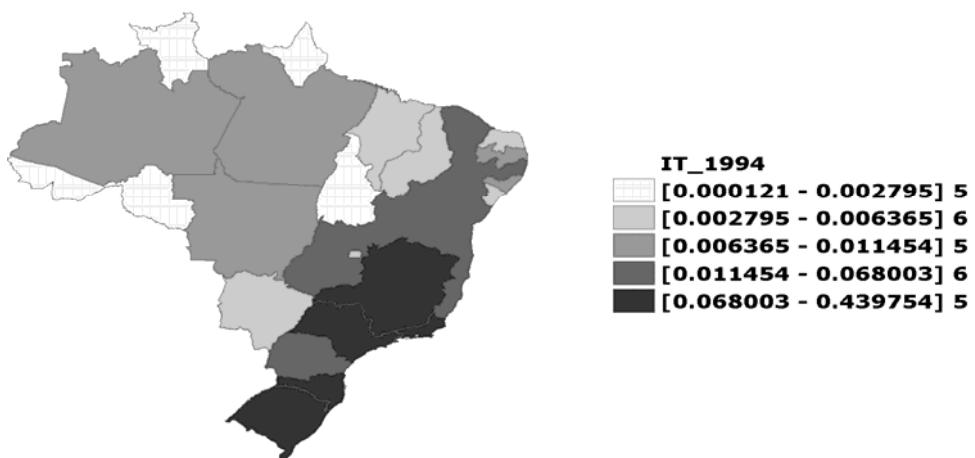
A medida de *Gini*, utilizada para a análise da concentração industrial no Brasil, tem caráter global, não permitindo, assim, observações mais pontuais a respeito deste processo de concentração. Além disso, os dados informados na Tabela 2 dificultam a visualização de possíveis padrões espaciais associados a eles. O uso de mapas geográficos permite, então, descobrir prováveis padrões ligados aos dados, tais como observações de um atributo alocadas espacialmente em grupos distintos de valores, variáveis com valores extremos etc, as quais podem ser testadas e confirmadas, posteriormente, através das estatísticas espaciais do tipo *I* de *Moran* global e local. Portanto, esta seção tem como objetivo aprofundar a compreensão do processo de concentração da indústria no Brasil, no período considerado, entretanto, de forma apenas exploratória, buscando evidências de hipóteses de associação espacial relacionadas a este processo.

A seguir, são apresentados os Mapas 1 a 8⁸, os quais mostram a participação estadual no emprego dos quatro conjuntos econômicos para os anos de 1994 e 2004, por *quantil*. Como ressaltado anteriormente, este modo de agrupamento tenta manter constante o número de objeto (estados) em cada grupo de valores, o que permite facilitar a visualização de como o emprego está percentualmente distribuído. Utilizam-se, então, cinco grupos de valores de modo que a contagem de estados por cada uma dessas faixas se aproxima de cinco unidades ou algo, em torno, de 20% do total. Todos os gráficos estão em cor cinza, com tonalidades variando por grupo de valores das participações estaduais do emprego, tornando-se mais escuras à medida que estes pesos são maiores.

Do Mapa 1, observa-se que para a indústria de transformação, em 1994, os cinco maiores estados (último *quantil*), cujas participações no emprego total estão no intervalo de 6,8% a 43,97%, se localizam na região Sudeste e Sul do país, o que demonstra, mais

⁸ Os mapas foram construídos a partir do *software* Terraview, versão 3.1.3.

uma vez, a forte concentração da indústria, sobretudo, nos estados ali pertencentes. Complementando esses resultados com aqueles exibidos na Tabela 1, Paraná é o próximo estado com maior peso no emprego total, em torno de 5,8%, seguido por Pernambuco, Ceará, Bahia, Goiás e Espírito Santo, todos eles presentes no quarto *quantil*. Nos três *quantis* restantes, encontram-se as demais unidades da federação, as quais em número são maioria, apresentando participações inferiores a 1,1%.

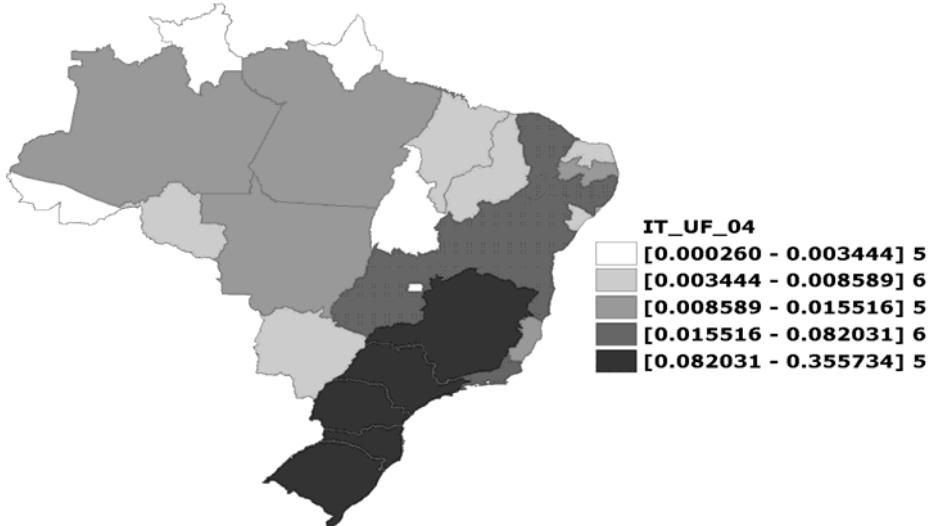


MAPA 1: Participação estadual no emprego da indústria de transformação do Brasil - em 1994

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview ,a partir dos dados da RAIS.

Para o ano de 2004, existem dois pontos a ressaltar a partir do Mapa 2. O primeiro é que os limites dos intervalos se alteram. Por exemplo, o intervalo de valor do último *quantil* é menor, em razão tanto do limite superior ser mais baixo, quanto do inferior ser mais alto, o que reflete a queda da participação de São Paulo e Rio de Janeiro no emprego total e um aumento de outros estados, sobretudo, Paraná e Santa Catarina. Dito de outra forma, a indústria de transformação continua com seu processo de desconcentração, mas se movimentando, principalmente, para os estados vizinhos do Sul. Os demais *quantis* têm seus intervalos de valores majorados, o que reflete no aumento da participação no emprego da IT dos outros estados, não obstante destes pesos ainda serem pequenos.

A segunda observação é a mudança da presença dos estados dentro de cada grupo de valores. No último deles, a alteração é a entrada do Paraná e saída do Rio de Janeiro para o quarto *quantil*, o qual também conta com o ingresso de Alagoas e o deslocamento do Espírito Santo para o terceiro grupo. Os dois primeiros grupos são caracterizados pela entrada, no segundo intervalo, do estado de Rondônia, que substitui o Distrito Federal, cujo destino é o primeiro *quantil*.

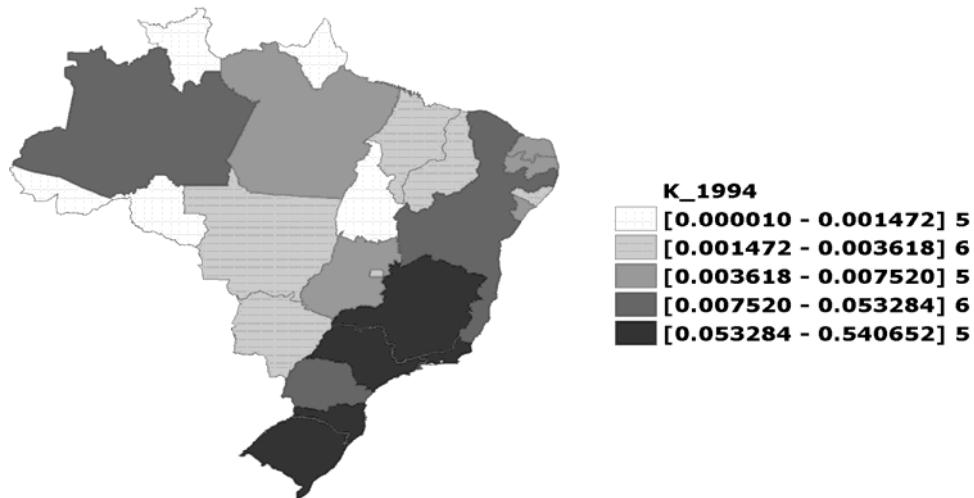


MAPA 2: Participação estadual no emprego da indústria de transformação do Brasil - em 2004

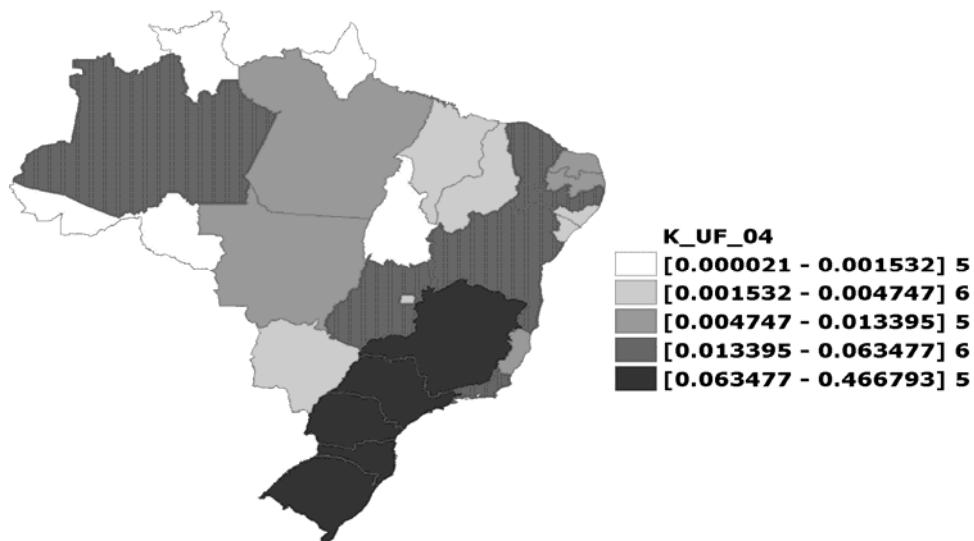
Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

Em relação ao segmento de capital, o Mapa 3, para 1994, mostra que o retrato da distribuição do emprego é o mesmo daquele observado para a IT, pelo menos para aqueles estados com maior peso no emprego total deste setor. Isto é visto pela área com coloração cinza-preta. Contudo, como já ressaltado, a concentração industrial aqui é maior, pois os cinco estados do quinto grupo têm participações no emprego que variam entre 5,3% a 54,1%. Além disso, o limite inferior do penúltimo intervalo é de apenas 0,75%. Padrão semelhante em relação ao da IT é obtido para o primeiro *quantil*, onde são os mesmos estados que estão ali presentes, todos da região Norte. O segundo e o terceiro grupos completam o quadro dos estados com menores participações no emprego deste segmento, onde, outra vez, são aqueles que pertencem às regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste do país. Estas participações são tão pequenas que os pormenores não merecem ser analisados. O penúltimo grupo conta agora com a presença do Amazonas, onde está localizada a zona franca de Manaus.

Em 2004, as observações destacadas para a IT também são válidas para o segmento de capital. O Mapa 4 mostra, novamente, a concentração deste segmento industrial nos estados das regiões Sudeste e Sul. O quinto grupo conta agora com a presença do Paraná e a saída do Rio de Janeiro para o quarto *quantil*, além de ter os limites do intervalo de valores alterados, fatos que destaca a já aludida desconcentração espacial dessas atividades.



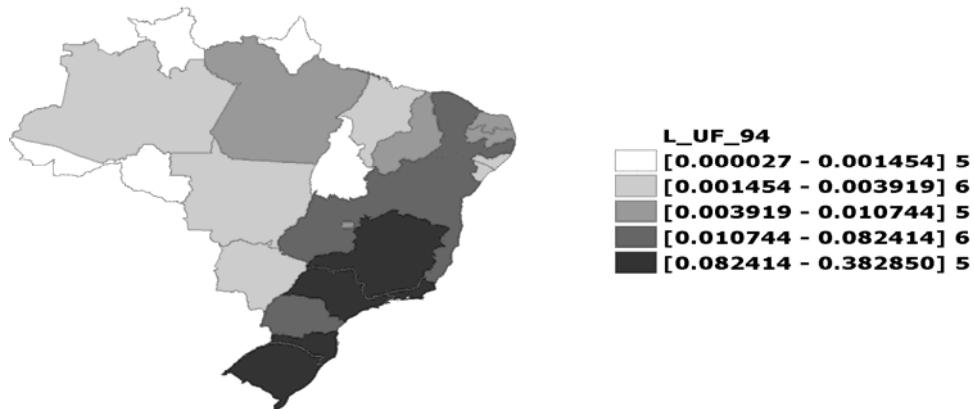
MAPA 3: Participação estadual no emprego do segmento de capital do Brasil - em 1994
Fonte: Elaborado pelo autor , no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.



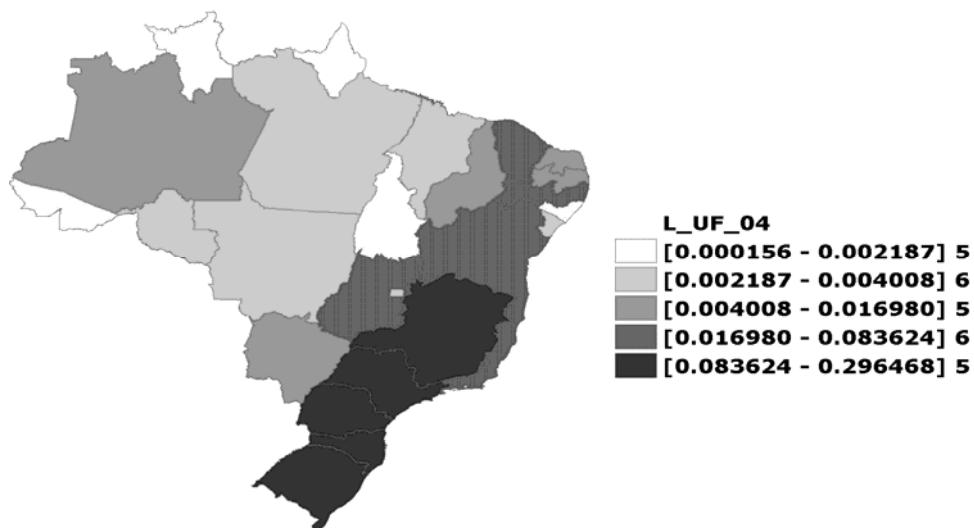
MAPA 4: Participação estadual no emprego do segmento de capital do Brasil - em 2004
Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

O segmento intensivo no uso do fator trabalho também segue o padrão descrito para a IT. O último *quantil*, no Mapa 5, outra vez, caracteriza a alta concentração no Sudeste e Sul, porém com uma distribuição do emprego entre os estados menos desigual (ver Tabela 1), com pesos maiores para o Rio Grande do Sul e, claro, São Paulo. O Mapa 6, para 2004, novamente, mostra a tendência à desconcentração da indústria, com movimento do emprego para os estados do Sul, embora o estado gaúcho tenha sofrido redução do seu peso no emprego total deste setor. Vale lembrar também que a Tabela 1 evidencia o

aumento do emprego que o Ceará teve neste ramo de atividade, embora o mapa não destaque isto.



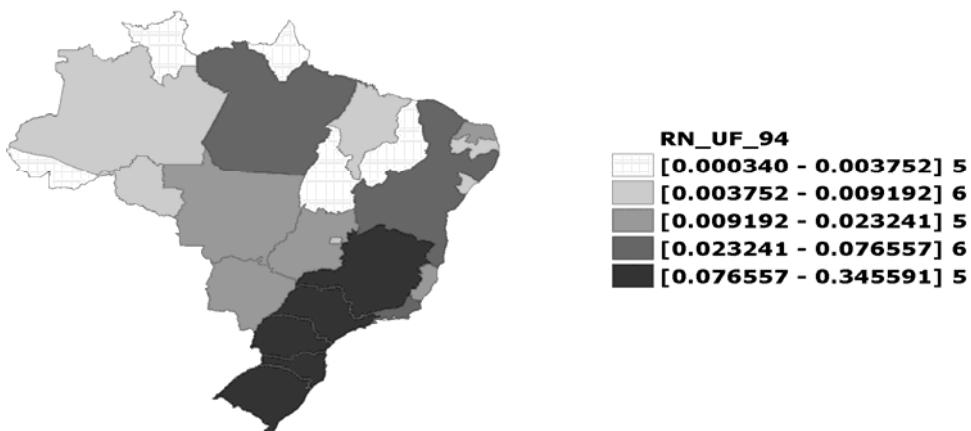
MAPA 5: Participação estadual no emprego do segmento de trabalho do Brasil - em 1994
Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 6: Participação estadual no emprego do segmento de trabalho do Brasil - em 2004
Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

Por sua vez, o Mapa 7, que mostra a distribuição estadual do emprego, em 1994, para o setor intensivo no uso de recursos naturais, apresenta diferenças em relação aos dois casos anteriores. Apesar deste setor estar concentrado nos estados do Sudeste e Sul, dentre todos os conjuntos econômicos, ele exibe a melhor distribuição do emprego através das unidades da federação. Para perceber isto, basta olhar os valores dos intervalos. De fato, o terceiro *quantil* consta de estados que possuem peso no emprego total do referido setor até 2,3%. Além disso, da Tabela 2, observa-se, por exemplo, que no quinto grupo tais pesos

são próximos uns dos outros, à exceção, apenas, para São Paulo. A alocação dos estados em cada *quantil* também é diferente. No último deles, Rio de Janeiro que entra no quarto intervalo é substituído por Santa Catarina. O estado do Pará agora aparece inserido no segundo grupo, onde também estão Bahia, Pernambuco, Ceará, Alagoas e Rio de Janeiro. O terceiro grupo agora tem a presença dos estados da região Centro-Oeste, do Espírito Santo e do Rio Grande do Norte. Nos dois primeiros *quantis*, estão inseridos os demais estados das regiões Nordeste e Norte, e o Distrito Federal.



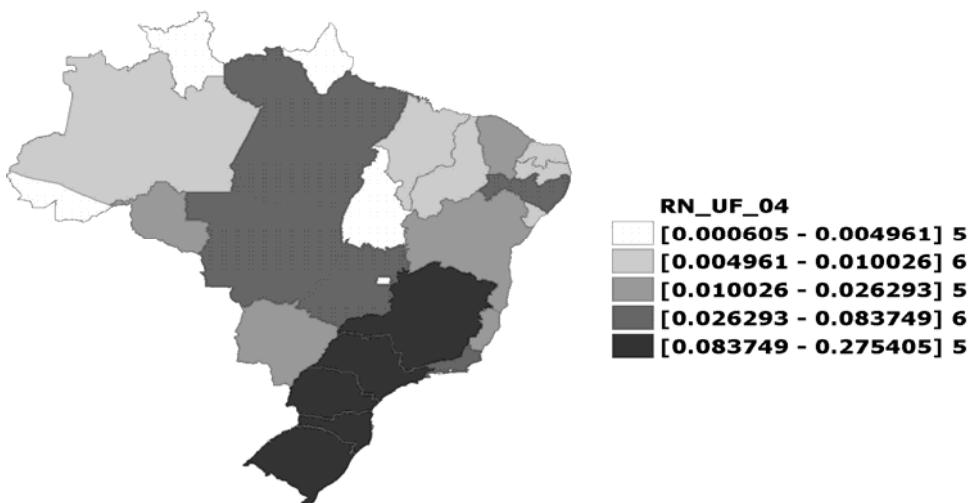
MAPA 7: Participação estadual no emprego do segmento de recursos naturais do Brasil - em 1994

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

A distribuição geográfica do setor intensivo no uso do fator recursos naturais torna-se menos desigual para 2004. O segundo grupo de valores já tem estados com participações do emprego até 1% e o último intervalo tem seu limite superior reduzido de 34,5% para 27,5%, percentual que é o menor peso registrado para São Paulo, estado que contribui com a maior participação no emprego em todos os conjuntos econômicos nos dois anos considerados. Uma outra diferença, vista no Mapa 8, em relação aos demais, é o movimento de parte da indústria para as regiões Centro-Oeste e Norte. De fato, o quarto *quantil*, que antes tinha a presença, principalmente, dos três estados mais ricos do Nordeste, agora passa a ser representado por Mato Grosso, Goiás, Pará, Rio de Janeiro, e Pernambuco e Alagoas.

Portanto, as evidências destacadas nesta seção reforçam as constatações anteriores sobre a concentração industrial, com fortes indicações de que o processo de desconcentração que a indústria brasileira vem passando é direcionado, principalmente,

para os estados do Sul do país, caracterizando, assim, a chamada desconcentração concentrada⁹. Além disso, a inspeção visual dos mapas sugere, preliminarmente, algum tipo de padrão de associação espacial dos dados, uma vez que se verifica estados agrupados espacialmente, por grupos de valores, o que necessita da aplicação de testes formais para sua confirmação.



MAPA 8: Participação estadual no emprego do segmento de recursos naturais do Brasil - em 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

Então, a tarefa seguinte será a realização dos testes da estatística espacial sobre a variável da participação estadual no emprego da indústria de transformação e nos três segmentos industriais, com o intuito de identificar *clusters* e *outliers* espaciais. Os mapas apresentados anteriormente mostram a distribuição espacial das participações estaduais do emprego com os dados reais, sem fazer menção à extensão da possível existência de dependência espacial dos dados, já que o emprego de um estado pode estar sendo afetado pelo desempenho de seus vizinhos. A inspeção visual destes mapas sugere a existência de algum tipo de padrão espacial na distribuição geográfica da participação do emprego, uma vez que há indícios de agrupamento dos dados por grupos de valores. Testes formais podem ser utilizados para verificar a possível existência de alguma forma de associação espacial na variável em questão, tais como *clusters* ou *outliers* espaciais.

Para verificar isto, este trabalho fará uso de estatísticas espaciais, tais como o *I de Moran* global e o indicador local de associação espacial – *LISA*. De acordo com Ansellin (1995), estas medidas são calculadas, respectivamente, por:

⁹ Ver, a esse respeito, Pacheco (1999).

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} y_i y_j}{\sum_{i=1}^n y_i^2} \quad (3.3)$$

e

$$I_l = \frac{y_j \sum_{i=1}^n w_{ij} y_i}{\sum_{i=1}^n y_i^2}, \quad (3.4)$$

onde n indica o número de observações, w_{ij} representa os elementos da matriz de pesos espaciais e, por fim, y_i e y_j são os valores da variável em questão, medida em desvio em torno da média.

Segundo Anselin (1995), a estatística I de *Moran* busca medir a autocorrelação espacial global dos dados. Neste caso, o indicador mostra um único valor para medir a associação espacial de todo o conjunto de observações. Enquanto a medida *LISA* permite, para cada observação, verificar a existência de *clusters* ou aglomerações espaciais significativos, de valores similares, em torno daquela observação. Para a construção desses indicadores será considerada uma matriz de pesos espaciais de contigüidade do tipo *queen*. Este tipo de matriz inclui todos os pontos comuns na sua definição, ou seja, para definir os vizinhos, são levados em conta as fronteiras e os vértices. Também foi utilizada uma matriz do tipo *rook*, que considera apenas as fronteiras comuns entre as áreas. Os resultados estimados com essa matriz, contudo, não sofreram alterações.

O passo inicial é testar a aleatoriedade da distribuição espacial dos dados. Assim, primeiro usa-se a estatística de autocorrelação global. As Figuras numeradas de 1 a 4, adiante, mostram os gráficos univariados de *Moran* global para os quatro conjuntos econômicos considerados. Os do lado esquerdo se referem ao ano 1994, enquanto, no lado direito, são exibidos os gráficos para o ano de 2004. Os quatro quadrantes do gráfico fornecem a classificação de quatro formas de dependência espacial: alto – alto (superior direito) e baixo – baixo (inferior esquerdo), para a autocorrelação espacial positiva e alto – baixo (inferior direito) e baixo – alto (superior esquerdo), para autocorrelação espacial negativa. Assim, o primeiro quadrante (terceiro) mostra os estados com altas (baixas) participações no emprego, cujos vizinhos também possuem altas (baixas) participações, já o segundo (quarto) quadrante apresenta os estados com altas (baixas) participações no emprego, cujos vizinhos têm baixas (altas) participações.

De modo geral, o índice de *Moran* global pode situar-se no intervalo de -1 e 1, embora isso não seja estritamente verdadeiro, com os valores acima de zero associados à

correlação espacial positiva e abaixo de zero para a correlação espacial negativa. A hipótese a ser testada é a de aleatoriedade dos dados, isto é, ausência de dependência espacial da variável de interesse. Os valores obtidos para essa estatística encontram-se descritos no canto superior esquerdo de cada um dos gráficos.

Os valores registrados para a estatística *I de Moran* indicam que há dependência espacial para a variável de interesse, sugerindo que onde existem estados com altas participações de emprego também existem vizinhos com participações altas. De maneira análoga, estados com participações de emprego baixas são também contíguos de estados com participações baixas. Todos os valores são estatisticamente significantes abaixo de 5%¹⁰, e variam entre 0,1232 e 0,2478, para o ano de 1994, e de 0,1535 e 0,3061, para o ano de 2004, considerando todos os conjuntos econômicos. Desse modo, prevalece uma dependência espacial positiva para a participação do emprego, que se torna mais forte para o último ano.

Isto confirma que, apesar da existência de desconcentração da indústria, esta se dá de forma concentrada, ou seja, o fenômeno já aludido da desconcentração concentrada¹¹, evidência não nítida nas análises anteriores. Nota-se também que a estatística é maior para o segmento intensivo no uso do fator trabalho, seguido pelo de recursos naturais, e sendo menor para o setor intensivo no fator capital. Isto é consistente com o fato do setor capital intensivo estar fortemente concentrado no estado de São Paulo e ter vizinhos com menor participação relativamente ao segmento trabalho intensivo. Ao contrário, este segmento, apesar de também estar concentrado, apresenta distribuição do emprego relativamente menos desigual, o que reflete a maior correlação espacial obtida para este setor.

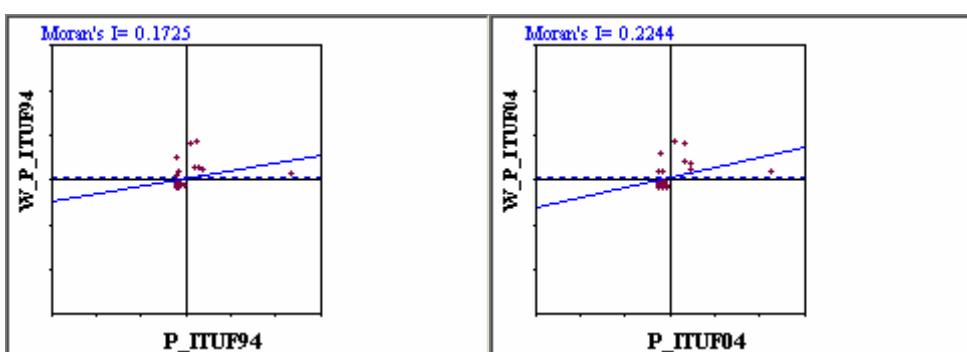


FIGURA 1: *Moran* – estados e indústria de transformação, em 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

¹⁰ Todos os testes apresentados nos capítulos 3 e 4, referentes ao *I de Moran*, tanto o global, quanto o local, foram realizados com o uso de 999 permutações aleatórias.

¹¹ Ver, a esse respeito, Pacheco (1999).

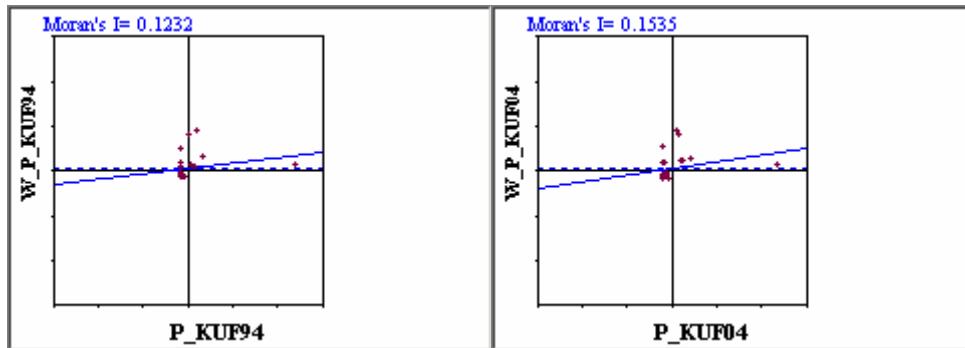


FIGURA 2: Moran - estados e segmento intensivo no fator capita, em 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

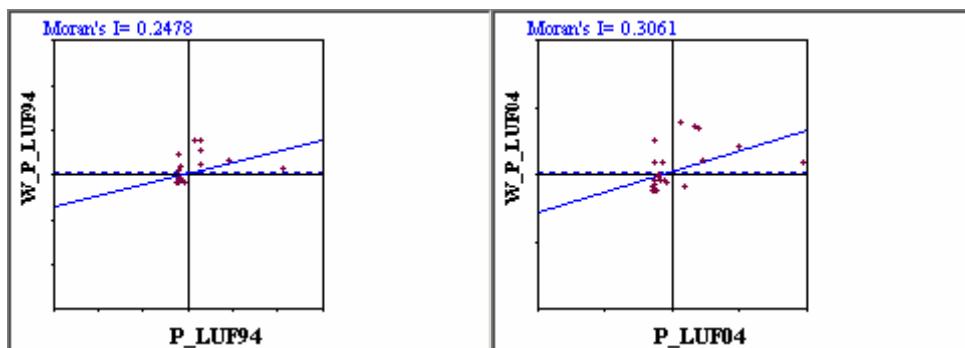
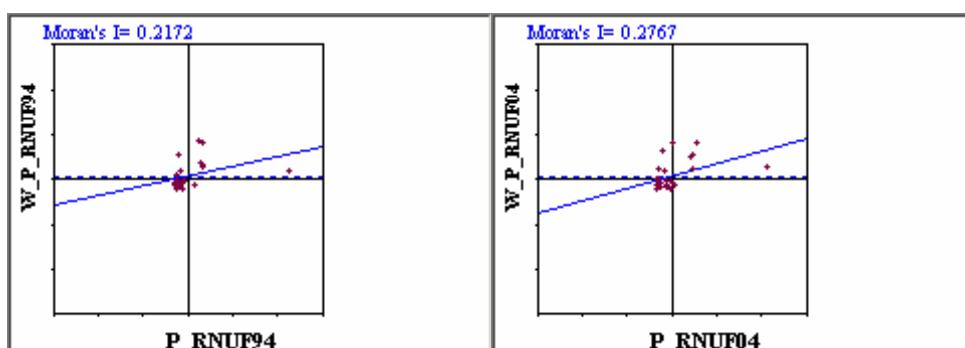


FIGURA 3: Moran - estados e segmento intensivo no fator trabalho, em 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.



Pode-se, assim, dizer que é neste primeiro segmento que a ocorrência do processo de desconcentração da indústria se faz sentir com maior intensidade, dada a maior mobilidade geográfica deste tipo de indústria. Por outro lado, tal processo acontece com menor intensidade nas indústrias capital intensivo, cujas possíveis economias de escala poderiam explicar esse caráter mais concentrador deste setor.

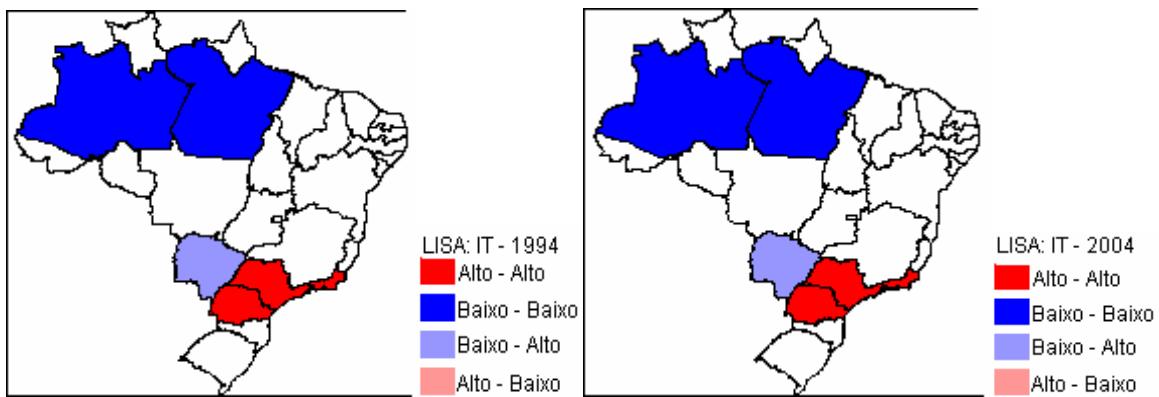
O indicador global - *I de Moran* – de associação espacial utilizado anteriormente pode ocultar ou não ser uma medida suficiente para identificar padrões locais espaciais, tais como os *clusters* e *outliers* locais significantes. Assim, o segundo passo para identificar a associação espacial nos dados é servir-se do indicador *LISA*, particularmente, com o uso do mapa de *clusters* e o *Moran* local, o que permite analisar a significância local dos processos espaciais. Conforme Anselin (1995), esta medida tem duas funções, a saber: a primeira é para identificar *clusters* espaciais significantes e a segunda é importante como diagnóstico de instabilidade local (*outliers* espaciais).

A seguir, são apresentados os mapas de *clusters LISA*, os quais mostram as localizações com estatísticas significantes do *Moran* local, codificadas por tipo de autocorrelação espacial existente. Há, assim, quatro possíveis tipos de associação espacial para este caso, sendo dois com correlação espacial positiva, denominados de *clusters* espaciais¹² (alto – alto e baixo – baixo) e dois com correlação espacial negativa, designados de *outliers* espaciais (baixo – alto e alto – baixo). Os *clusters* espaciais são identificados quando o valor da variável de interesse de uma localização é muito similar aos valores da sua vizinhança, sendo os efeitos do *cluster* extensíveis aos demais vizinhos. Ao contrário, os *outliers* são classificados quando tais valores são dissimilares e onde os efeitos espaciais se restringem a própria localidade.

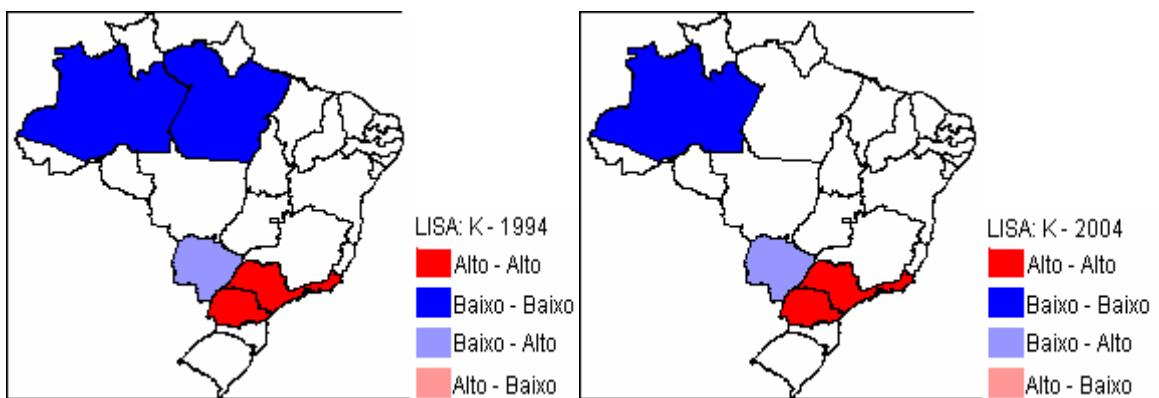
O Mapa 9 é elaborado para a participação estadual no emprego da indústria de transformação, em 1994 (à esquerda) e para 2004 (à direita). São identificadas, então, nos dois anos, aglomerações espaciais do tipo AA, ou seja, estados que possuem alta participação de emprego cujos vizinhos também possuem altas participações de emprego, no Rio de Janeiro, São Paulo e Paraná, referentes às áreas vermelhas do mapa. Associação espacial positiva do tipo BB é encontrada na região Norte, indicada pelas áreas de cor azul escuro, particularmente, nos estados do Pará e Amazonas, embora eles próprios e seus vizinhos tenham baixa participação do emprego. Apenas um *outlier* espacial do tipo BA é destacado na cor azul claro, que se refere ao Mato Grosso do Sul, que possui baixa participação do emprego e tem vizinhos com altas participações. Nenhum *outliers* espacial AB é registrado neste caso. As evidências, assim, parecem estar consistentes com o fato da desconcentração industrial ser direcionada mais fortemente para áreas próximas a São Paulo, sobretudo, para os estados do Paraná e Santa Catarina.

¹² Ao longo do texto, estas duas formas de associação espacial serão descritas como os tipos AA e BB, respectivamente. Já as duas formas de autocorrelação espacial local negativa serão abreviadas para BA e AB.

O Mapa 10 é elaborado para a variável das participações do emprego estadual no segmento intensivo no fator capital. O retrato apresentado é praticamente o mesmo em relação ao visto para a IT, com a única diferença de que o estado do Pará, no ano de 2004, deixa de ser significativo para correlação espacial positiva (BB).



MAPA 9: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação estadual no emprego da indústria de transformação, em 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

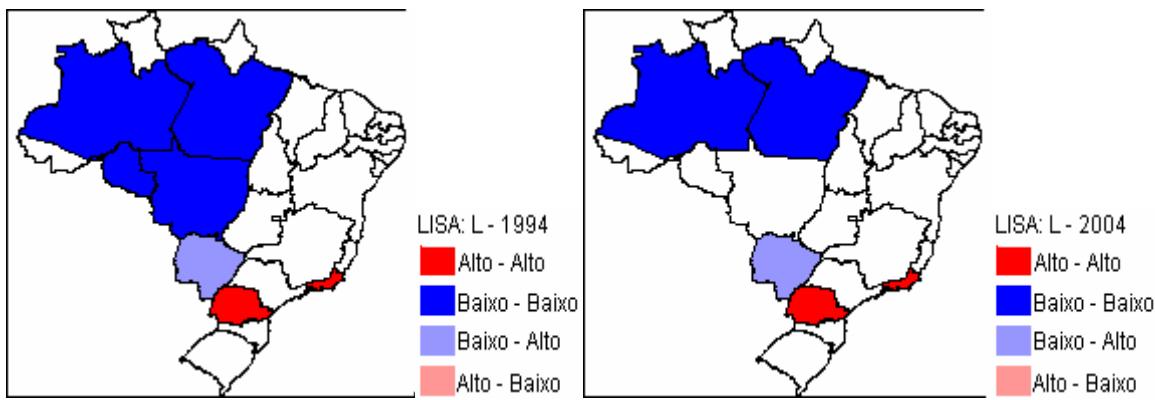


MAPA 10: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação estadual no emprego do segmento intensivo em capital, em 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

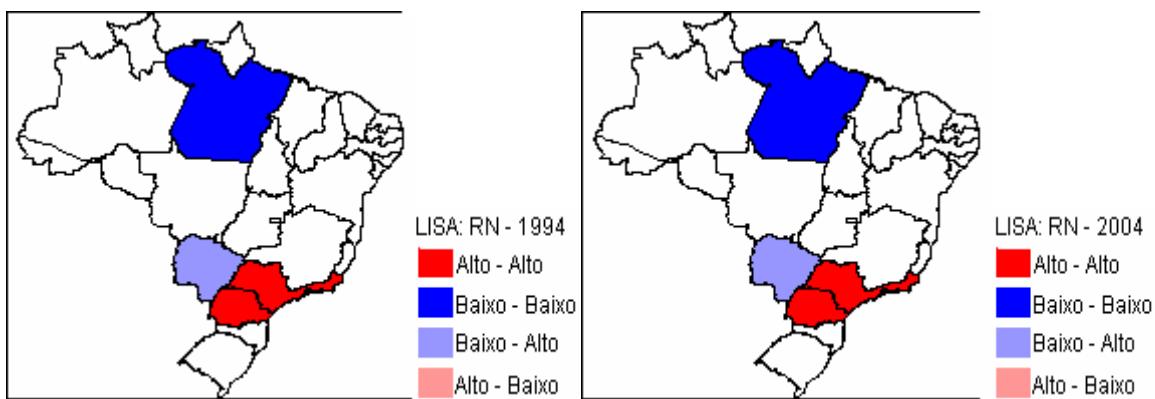
Em relação ao segmento intensivo no uso do fator trabalho, há algumas diferenças em comparação aos dois casos anteriores. O Mapa 11 identifica apenas aglomerações do tipo correlação espacial positiva (AA), localizadas nos estados do Rio de Janeiro e Paraná, visualizadas pelas áreas em vermelho escuro. Ou seja, esses estados têm altas participações de emprego e são contíguos com estados que também possuem altas participações, caracterizando, assim, áreas chamadas de *clusters* espaciais. No segundo tipo de associação espacial positiva, além daquelas já identificadas para os dois casos anteriores, adicionam-se, também, as aglomerações nos estados do Mato Grosso e Rondônia, mas apenas para o

ano de 1994, que podem ser vistas pelas áreas em cor azul escuro do mapa. Novamente, surge um único *outliers* local, representado por Mato Grosso do Sul, o qual possui baixa participação de emprego, cuja vizinhança apresenta alto peso no emprego industrial no referido segmento.

No setor intenso no uso do fator recursos naturais, o padrão espacial existente também segue próximo a aquele observado para a IT. O Mapa 12 mostra, novamente, uma diferença em relação ao segundo tipo de associação espacial positiva (BB), identificada pelas áreas em azul escuro, onde apenas é registrada uma aglomeração espacial, que se refere ao estado do Pará, nos dois anos considerados. As demais características encontradas no mapa, relacionadas à associação espacial local, são semelhantes àquelas registradas para a indústria de transformação.



MAPA 11: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação estadual no emprego do segmento intensivo em trabalho, em 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 12: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação estadual no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, em 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

Em síntese, a identificação dos padrões espaciais locais significativos, particularmente o tipo AA, restringe as áreas localizadas no Sudeste e Sul do país, e, quando se compara o registro de 1994 com 2004, estas associações permanecem quase inalteradas, o que, em parte, pode ser coerente com o fato de que o processo de desconcentração industrial, em andamento na indústria brasileira nesses últimos anos, está direcionado, sobretudo, para o Sul do país, particularmente, para os estados do Paraná e Santa Catarina, caracterizando, assim, a conhecida desconcentração concentrada. Contudo, cabe lembrar que toda a análise deste capítulo é feita tomando como unidade espacial os estados brasileiros e isto pode ocultar evidências de *clusters* ou *outliers* significativos, dado o caráter concentrador da indústria, o que abre espaço para um estudo utilizando unidades geográficas mais desagregadas, tais como microrregiões ou municípios.

3.3 Distribuição Espacial do Crescimento da Participação Estadual no Emprego Industrial e Identificação de Pólos Dinâmicos de Crescimento

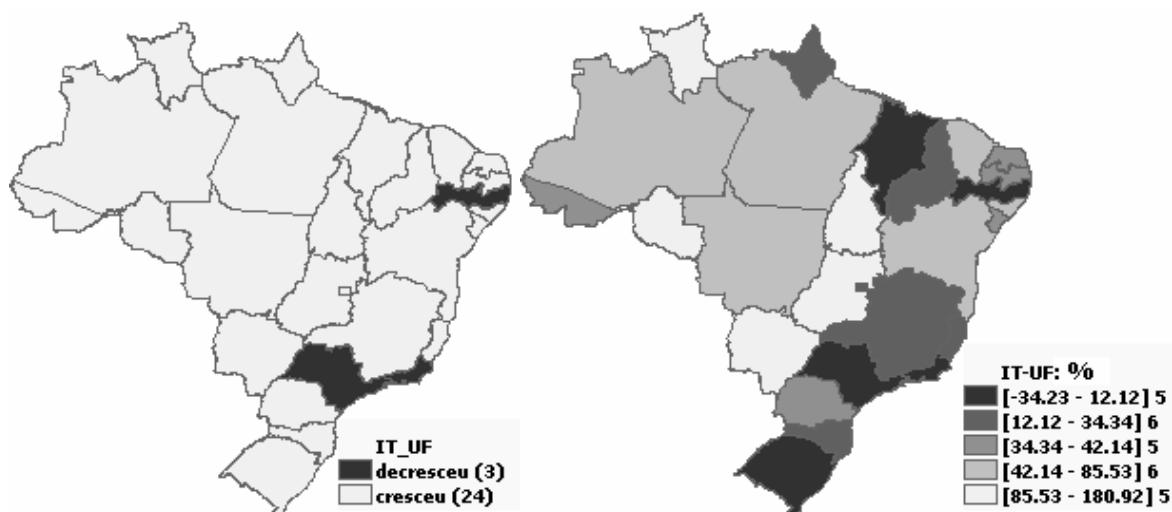
A fim de descobrir as áreas de maior dinamismo em termos do crescimento do emprego, apresentam-se, a seguir, os mapas de crescimento da participação estadual no emprego, tanto por valor único, quanto por *quantil*. O primeiro deles está à esquerda, exibindo os estados que cresceram ou decresceram, em termos das suas participações no emprego. Enquanto o segundo mapa encontra-se à direita, mostrando esse crescimento por grupos de valores ou *quantis*.

O crescimento da participação estadual do emprego nos quatro conjuntos econômicos, no período entre 1994 e 2004, é melhor compreendido através da visualização dos mapas de 13 a 16, com o auxílio da análise da Tabela 2. No tocante aos estados, todos eles, exceto Rio de Janeiro (-34,22%), São Paulo (-19,11%) e Pernambuco (-18,02%), tiveram aumento na participação do emprego da indústria de transformação do Brasil para o período considerado, conforme pode ser visualizado no Mapa 13 à esquerda, através das áreas de cor cinza escuro¹³. O limite inferior do primeiro *quantil* deste mapa à direita mostra a unidade da federação que obteve a maior queda, que é exibida pelo Rio de

¹³ Todos os mapas referentes ao crescimento das participações estão em cor cinza, alterando de tonalidade conforme o grupo de valores, tornando-se menos escura à medida que tal crescimento sobe. O mapa à esquerda exibe os estados que decresceram e cresceram em termos destas participações por valor único. Já o mapa localizado à direita mostra este crescimento por *quantil*, apresentando cinco grupos de valores, onde, em cada um deles, são alocados, aproximadamente, cinco estados, o que corresponde, em torno, de 20% do total.

Janeiro, em 34,22%. Enquanto o limite superior do quinto *quantil* mostra o de maior crescimento, que é apresentado pelo estado do Tocantins, em 180,92%.

O Mapa 13 também mostra que, em termos percentuais, são os estados das regiões Norte, Centro-Oeste, parte do Nordeste e o estado do Paraná que apresentam maior crescimento da participação do emprego da IT, os quais estão inseridos nos três últimos *quantis*. Apesar de este aumento ser de elevada magnitude, sobretudo para as regiões Norte (55,50%) e Centro-Oeste (77,65%) do país, assim como para os estados ali localizados, o número do emprego absoluto desses conjuntos econômicos ainda é muito pequeno. Já a região Sul que passa a reter em 2004 pouco mais de 27% da IT e crescimento de 18,27% no período, sobretudo nas unidades federativas do Paraná (participação de 8,22% e crescimento de 40,44%) e Santa Catarina (participação de 8,20% e crescimento de 20,63%), a despeito da elevação percentual nestas não ter sido a maior entre todos os estados. Há, portanto, neste período analisado, um movimento de desconcentração espacial da indústria de transformação no Brasil, com ganhos de participação do emprego para todas as regiões, exceto o Sudeste, e com destaques para os estados da região Sul, dado o peso no emprego industrial substancial que estes já possuem, e para a região Centro-Oeste, que obteve o maior crescimento percentual dentre todas as regiões. Vale também ressaltar o aumento do peso no emprego industrial do Ceará e de Goiás.



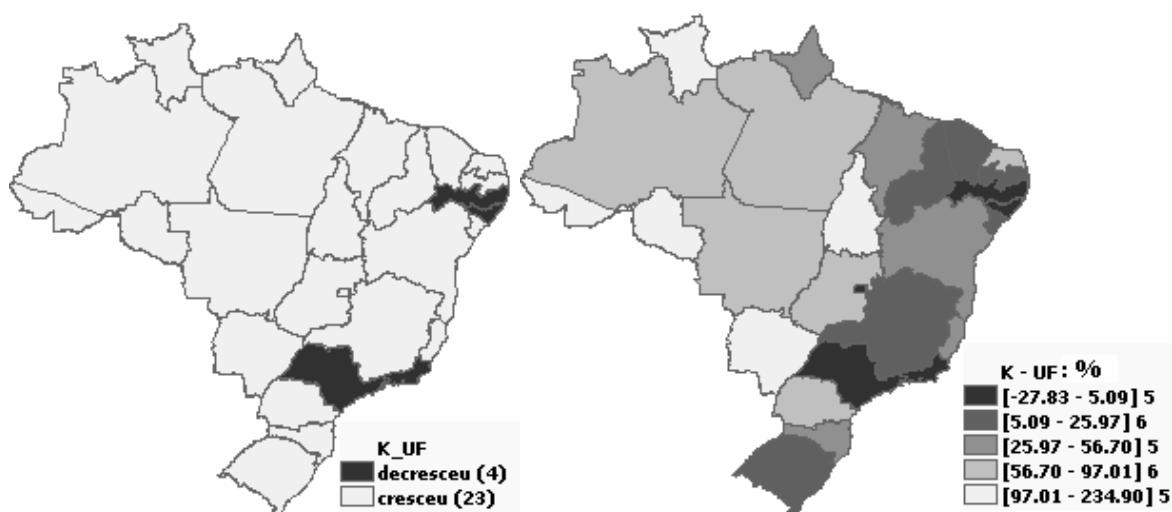
MAPA 13: Crescimento das participações do emprego estadual – indústria de transformação no período entre 1994 e 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

Padrão muito semelhante é seguido pelos três recortes setoriais considerados. A região Sudeste, novamente, é a única a ter redução na participação do emprego: -11,43%,

para a indústria capital intensivo; -17,41%, para o setor de trabalho intensivo, e -16,72%, para o segmento intensivo em recursos naturais. Neste último segmento, o maior ganho da participação do emprego foi obtido pela região Centro-Oeste (67,34%) e o menor crescimento foi o do Nordeste (1,04%). Já no segmento de trabalho intensivo, o Nordeste teve maior crescimento (83,59%), o que destaca o significativo deslocamento deste setor para esta região do país, e a região Sul ficou com o menor (4,42%). Por seu turno, nas indústrias de capital intensivo, em termos da participação do emprego, o Centro-Oeste teve o maior ganho (81,52%) e o Nordeste (10,08%) registrou o menor crescimento.

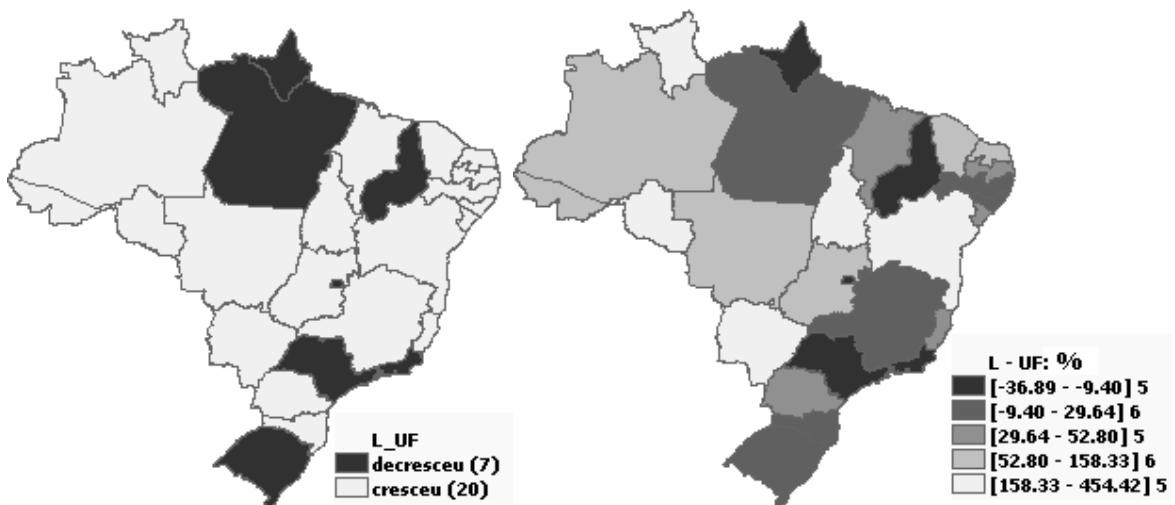
Em relação aos estados, o Mapa 14 à esquerda mostra que, para o segmento de capital intensivo, quatro estados tiveram decrescimento das suas participações do emprego (áreas de cor cinza-preto), sejam eles: Rio de Janeiro (-27,83%), Pernambuco (-27,11%), Alagoas (-15,19%) e São Paulo (-13,66%). Já os demais 23 estados tiveram ganhos positivos em suas participações do emprego. O Mapa 14 à esquerda exibe que estes estão localizados, principalmente, nas regiões Norte, Centro-Oeste, Nordeste e Sul do país, com destaque para o Acre (234,90%), Rondônia (173,95%) e Tocantins (109,15%). Vale mencionar, novamente, que a maioria destas unidades da federação possui números absolutos do emprego ainda bastante pequeno. Portanto, as evidências para os estados do Paraná (56,70%) e Santa Catarina (31,15%) parecem ser mais importantes do ponto de vista do crescimento do emprego, uma vez que estes retêm uma razoável fatia do emprego deste segmento.



MAPA 14: Crescimento das participações do emprego estadual – segmento de capital intensivo, no período entre 1994 e 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

A respeito do segmento de trabalho intensivo, seis estados mais o Distrito Federal apresentaram decrescimento de suas participações do emprego, conforme o Mapa 15 da esquerda, eles são: Rio de Janeiro (-36,89%), Amapá (-30,88%), São Paulo (-22,56%), Piauí (-19,06%), Distrito Federal (-10,12%), Pará (-9,40%) e o Rio Grande do Sul (-8,91%). Em relação aos estados que mais cresceram, de acordo com o Mapa 11 da direita, estes se localizam, principalmente, nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste, além do Paraná, os quais estão alocados nos três últimos *quantis* do referido mapa, com maiores ganhos para Roraima (454,42%) e Tocantins (410,68%). Ressalta-se, porém, o ganho da participação do estado do Ceará (124,37%) e, outra vez, do Paraná (36,25%), que passam a responder, em 2004, por 6,23% e 8,36% do peso no emprego industrial deste setor.



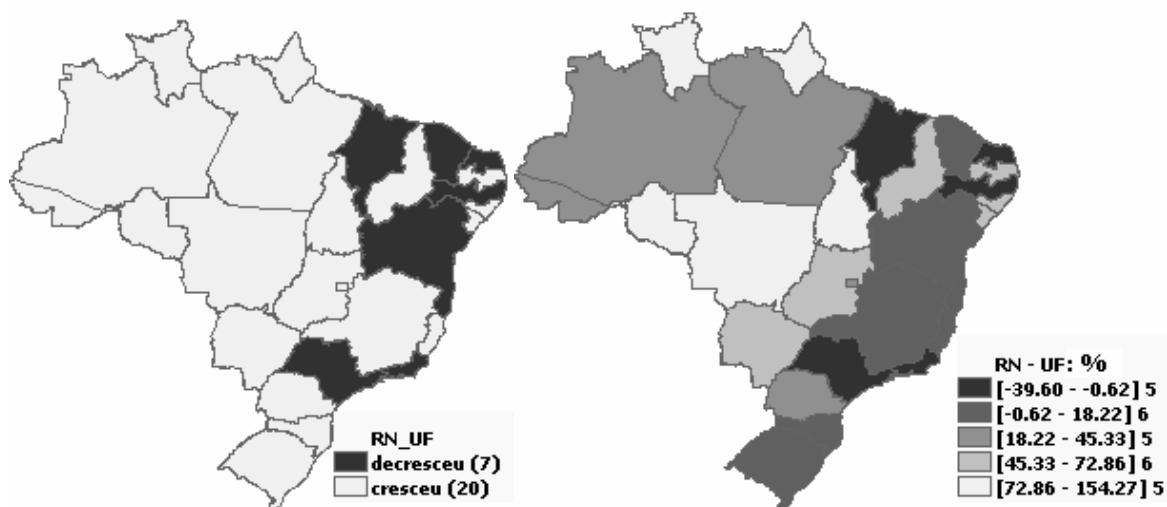
MAPA 15: Crescimento das participações do emprego estadual – segmento de trabalho intensivo, no período entre 1994 e 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

As evidências para o crescimento da participação do emprego no segmento intensivo em recursos naturais indicam diferenças em relação aos outros dois casos anteriores. De fato, o mapa 16 da esquerda mostra que, dos sete estados com decrescimento nesta participação, cinco deles estão localizados no Nordeste do país. Entretanto, é o estado do Rio de Janeiro que, de novo, obteve a maior queda (-39,60), seguido por Maranhão (-26,66%), Pernambuco (-25,99%) e São Paulo (-20,31%). Os vinte demais estados tiveram crescimento da participação do emprego, com ganhos maiores no Tocantins (154,27%) e em Rondônia (80,42%). O Mapa 16 à direita mostra que a maioria deles está localizadas nas regiões Norte, Centro-Oeste e parte no Nordeste. Das unidades

da federação que já possuíam razoável peso do emprego industrial neste setor, Paraná, de novo, se destaca com participação de 10,22%, em 2004, e crescimento de 26,45% no período.

Em suma, para os três segmentos, as evidências indicam decrescimento da participação do emprego, principalmente, dos estados do Rio de Janeiro e São Paulo, e crescimento para os estados das regiões Norte, Centro-Oeste e parte daqueles localizados no Nordeste e no Sul, especialmente, com ganhos absolutos consideráveis do número do emprego do Paraná e, em menor medida, de Santa Catarina. Chama-se atenção, ainda, para o fato do ganho de participação do Ceará e da perda do Rio Grande do Sul no segmento trabalho intensivo.



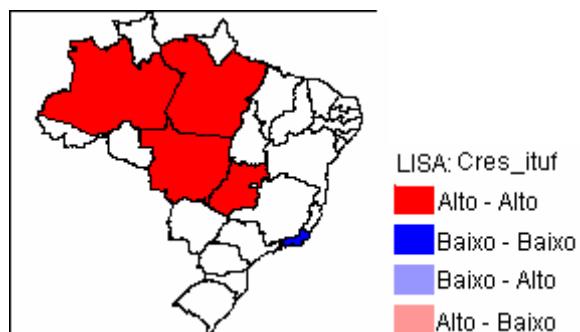
MAPA 16: Crescimento das participações do emprego estadual – segmento de recursos naturais intensivo, no período entre 1994 e 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

Os dados apontam, assim, para a desconcentração dessas atividades industriais no Brasil, para o período considerado, onde o Sul do país tem ganhos substanciais, dado o peso considerável do emprego que os estados desta região já possuíam em 1994. Vale destacar o crescimento expressivo da região Nordeste no segmento trabalho intensivo, assim como o aumento da participação das regiões Centro-Oeste e Norte em todos os segmentos industriais. Contudo, é bom lembrar que quase todos os estados pertencentes a essas regiões ainda possuem número absoluto do emprego pequeno, muito embora se tenha o caso do estado cearense no setor trabalho intensivo e de Pernambuco, Goiás e Pará no setor intensivo em recursos naturais, em que todos eles apresentam considerável participação.

Ademais, assim como para a distribuição geográfica da participação estadual do emprego, a inspeção visual dos mapas também revela alguma forma de associação espacial dos dados, indicando, preliminarmente, o aparecimento de possíveis aglomerações industriais. Isto requer o uso da estatística espacial a fim de comprovar estas evidências. Adiante, então, é realizada a análise *LISA* local.

Quando se realiza a análise *LISA* para o crescimento das participações do emprego, em vez das participações em nível, extraem-se as seguintes evidências: para a indústria de transformação, identificam-se *clusters* locais de alto crescimento, contíguos de vizinhos também de altos crescimentos, o tipo AA, nas regiões Norte e Centro-Oeste do país. Precisamente, como indica o Mapa 17, através das áreas vermelhas escuras, eles estão presentes nos estados do Amazonas, Pará, Mato Grosso e Goiás, revelando, assim, os pólos dinâmicos de crescimento. Também é identificada uma aglomeração do tipo BB, representada pela unidade da federação do Rio de Janeiro, onde esta registra baixo crescimento das participações do emprego, cujos vizinhos apresentam baixos crescimento. Nenhum tipo de *outliers* espacial local é registrado para este caso.

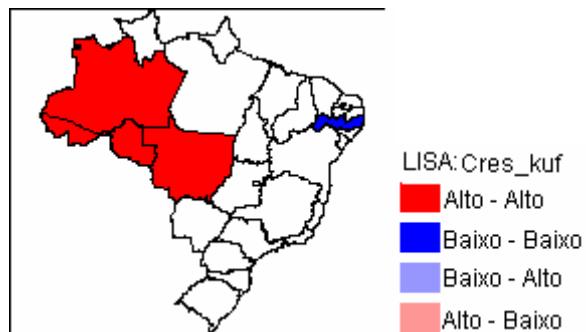


MAPA 17: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – crescimento da participação estadual no emprego da indústria de transformação, entre 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

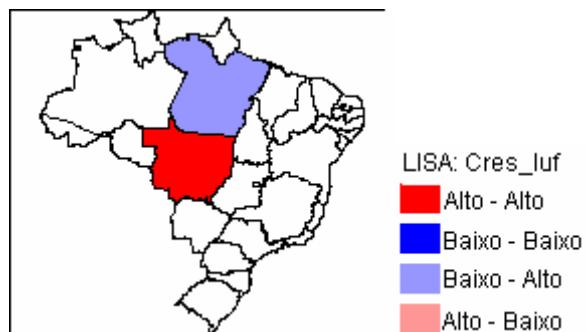
Em relação ao segmento intensivo em capital, a análise *LISA* também revela apenas a existência de *clusters* significantes, não encontram, porém, nenhum tipo de *outliers* espacial. Com efeito, no Mapa 18, visualizam-se aglomerações espaciais do tipo AA, ou seja, estados com alto crescimento da participação do emprego, cujos vizinhos também possuem taxas elevadas de crescimento, dadas pelas áreas em cor vermelho escuro, localizadas nos estados do Acre, Amazonas, Rondônia e Mato Grosso. Já a associação espacial local do tipo BB é detectada no estado de Pernambuco, embora, neste caso, tem-se

um *cluster* local de baixo crescimento da participação de emprego, contíguo com áreas de pequeno crescimento.

Por sua vez, como pode ser visto no Mapa 19, a análise *LISA* para o segmento trabalho intensivo mostra o estado do Mato Grosso representando o único *cluster* espacial local significante do tipo AA, em que este estado tem elevado crescimento da participação do emprego e faz fronteira com outras áreas que possuem crescimento elevado. Também registra um *outlier* espacial local, do tipo BA, situado no estado do Pará. Este apresenta baixo crescimento da participação de emprego, cujos vizinhos exibem elevadas taxas de crescimento.



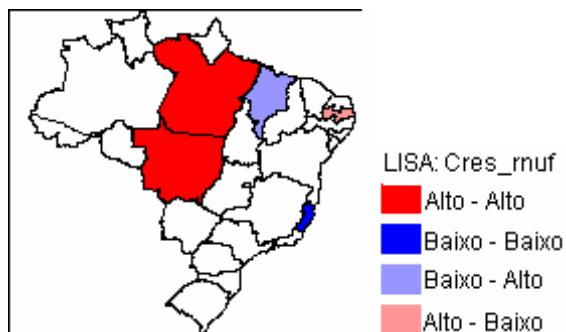
MAPA 18: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – crescimento da participação estadual no emprego do segmento intensivo em capital, entre 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 19: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – crescimento da participação estadual no emprego do segmento intensivo em trabalho, entre 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

Por fim, no segmento intensivo em recursos naturais, o primeiro tipo de associação espacial positiva (AA) é apontado nos estados do Pará e do Mato Grosso, áreas em vermelho escuro do Mapa 20. Novamente, a idéia intuitiva, aqui, é que estes têm crescimento da participação do emprego elevada e sua vizinhança é formada de estados com crescimento também alto. O segundo tipo, o BB, de *cluster* espacial local é registrado

no estado do Espírito Santo, contudo este tem baixo crescimento e tem vizinhos que apresentam baixo crescimento. Assim como no segmento anterior, outra vez, são identificados *outliers* espaciais locais. Com efeito, o tipo BA é representado pelo estado do Maranhão e o tipo AB pelo estado da Paraíba, visualizados nas áreas em azul claro e vermelho claro, respectivamente.



MAPA 20: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – crescimento da participação estadual no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, entre 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

Em suma, a análise LISA, para a variável crescimento da participação do emprego, revela *clusters* espaciais locais significantes, localizados em estados pertencentes às regiões Norte e Centro-Oeste do país. Estas parecem ser áreas de maior dinamismo em termos do crescimento, além de apresentarem correlação espacial local significante. Contudo, como ressaltado anteriormente, são espaços econômicos, onde o número absoluto do emprego de cada um deles ainda pode ser considerado muito pequeno, principalmente, quando comparados aos estados pertencentes às regiões Sudeste e Sul. Sendo assim, é bom se ter cautela quando se está analisando o processo de desconcentração da indústria que vem ocorrendo nestas últimas décadas. As evidências anteriores parecem indicar que este processo está se dando de forma concentrada, particularmente, para o segmento intensivo em capital com movimentos para os estados da região Sul, os quais já contribuem com uma fatia considerável do emprego da indústria de transformação, sobretudo, o Paraná e Santa Catarina. Como já indicado nesta seção, o capítulo seguinte analisará a concentração industrial para as microrregiões brasileiras, enquanto o Capítulo 5 tratará de descobrir os determinantes econômicos do crescimento do emprego da indústria de transformação do Brasil, no período entre 1994 e 2004.

3.4 Principais Resultados Obtidos

Como visto na seção anterior, a indústria de transformação no Brasil ainda está fortemente concentrada nas regiões Sudeste e Sul do país, com destaque para o estado de São Paulo, que tinha participação no emprego desta indústria de 43,97%, em 1994, e 35,57%, em 2004. Esta característica também é registrada para os segmentos industriais, com capital intensivo o mais concentrado, seguido por trabalho intensivo e recursos naturais intensivos.

Contudo, as evidências apontam para desconcentração industrial no período analisado, onde o Sudeste é a única região que apresenta queda de participação do emprego, tanto para a IT quanto para os segmentos industriais. Esta queda de participação se reflete, particularmente, nos estados do Rio de Janeiro e São Paulo. Enquanto as demais regiões obtiveram aumento da participação no emprego industrial, onde o maior crescimento percentual da IT é obtido pela região Centro-Oeste e o absoluto pela região Sul que, em 2004, possui 27,01% do emprego da IT. Em relação aos setores, o maior crescimento percentual foi verificado para o Centro-Oeste em capital intensivo, o Nordeste em trabalho intensivo e, de novo, Centro-Oeste em recursos naturais intensivos. Vale lembrar o aumento de participação do estado do Ceará no emprego do segmento trabalho intensivo (124,38%).

O índice de *GINI* obtido para a indústria e os estados para os anos de 1994 e 2004 confirma esse caráter concentrador. Este indicador situa-se entre 0,64 e 0,84, em que são maiores para o segmento capital intensivo e menores para o setor de recursos naturais, o que demonstra que este último segmento é o menos concentrado e o primeiro é o mais concentrado entre os estados da federação. Uma outra evidência é o recuo de tal índice neste período, o que destaca a ocorrência da desconcentração industrial. Para a IT, esta diminuição é de 7,55%, para o segmento de capital intensivo, é 4,62%, para recursos naturais intensivo, é de 7,19% e, para trabalho intensivo, é de 7,31%. Portanto, esta desconcentração é maior para o último segmento e menor para o capital intensivo.

A fim de identificar a existência de possíveis *clusters* e *outliers* industriais, localizados nos estados brasileiro também foi feito testes formais de estatísticas espaciais. As evidências para o índice de *Moran* global indicam que há dependência espacial positiva para a variável da participação estadual no emprego industrial. Em relação à medida local deste indicador, os dados para a IT e os segmentos de capital intensivo e recursos naturais

intensivos, nos anos de 1994 e 2004, mostram a existência de *clusters* do tipo AA, ou seja, estados com participação no emprego alta, cujos vizinhos também possuem alta participação, localizados nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Paraná. Em relação ao segmento de trabalho intensivo, é identificado *clusters* AA apenas nos estados do Rio de Janeiro e Paraná. Já os *clusters* BB, ou seja, aqueles onde o estado e seus vizinhos possuem baixa participação do emprego, são registrados para a IT no Pará e no Amazonas, para capital intensivo no Pará e Amazonas, para trabalho intensivo, além destes dois estados, em 1994, em Rondônia e Mato Grosso, e para o segmento recursos naturais intensivos apenas no estado do Pará. Por fim, apenas um *outlier* do tipo BA é identificado, tanto para a IT quanto para os segmentos, localizado no estado do Mato Grosso do Sul, porém sem efeitos na sua vizinhança.

No tocante ao indicar *LISA* para a variável do crescimento da participação do emprego estadual entre 1994 e 2004, observam-se *clusters* do tipo AA para a IT, localizados nos estados do Amazonas, Pará, Mato Grosso e Goiás, para o segmento capital intensivo nos estados do Acre, Amazonas, Rondônia e Mato Grosso, para trabalho intensivo no Mato Grosso e para recursos naturais intensivo no Pará e Mato Grosso. Já os *clusters* do tipo BB para a IT é registrado no estado do Rio de Janeiro, para capital intensivo no Pernambuco e para recursos naturais intensivos no Espírito Santo. Em relação aos *outliers* do tipo BA, regista apenas um para o segmento trabalho intensivo, localizado no estado do Pará e outro para o segmento recursos naturais intensivos, situado no Maranhão. Finalmente, neste último segmento é identificado um *outlier* do tipo AB. A identificação destas aglomerações espaciais locais significantes pode estar indicando o surgimento de pólos de crescimento industrial localizados nestas áreas.

As evidências apontadas neste estudo vão ao encontro daquelas destacadas por Silveira Neto (2005). De fato, o trabalho deste autor que usa a base de dados censitária para análise do período de 1950-1985 e a Pesquisa Industrial Anual para o período de 1996-2000, fornecidas pelo IBGE, também registra forte concentração da indústria de transformação nos estados localizados nas regiões Sudeste e Sul do país, tanto quando usa a variável de pessoal ocupado, tanto quando usa o valor da transformação industrial – VTI. Especificamente, quando é observada a análise para o segundo período do estudo, esta evidência ainda permanece válida. Contudo, nota-se a continuação do processo de desconcentração industrial em curso desde a década de 1960, com perda de participação da

região Sudeste, em favor dos ganhos das demais regiões¹⁴. Esta tendência à desconcentração é confirmada pela queda do índice de *GINI*, medido para este período, apesar deste ter apresentado menor valor em relação ao obtido no presente estudo.

Resultados semelhantes também foram registrados por Domingues (2005). As evidências apontadas para o ano de 2000, com o uso do VTI dos estados brasileiros, novamente, como esperado, revelam alta concentração industrial na região Sudeste, especialmente, no estado de São Paulo. O estudo deste autor identifica também aglomerações industriais espaciais - AIE, através da utilização de estatísticas espaciais aplicáveis aos VTIs municipais. Os resultados mostram que existem poucas AIEs e que são fortemente concentradas no território brasileiro, restritas, especialmente, a áreas metropolitanas do país.

¹⁴ A única diferença, neste ponto, é que o estudo do autor registra perda de participação industrial, em relação ao VTI, da região Norte do Brasil.

4. NÍVEIS E PADRÃO DA CONCENTRAÇÃO INDUSTRIAL NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DAS MICRORREGIÕES DO PAÍS

No capítulo anterior, foram obtidas evidências para a concentração industrial a partir das informações da participação estadual no emprego da indústria de transformação e dos três recortes setoriais, considerados nos anos de 1994 e 2004. O foco espacial sobre estas evidências agora é direcionado para as microrregiões brasileiras, onde se espera indicadores de concentração maiores. No Brasil, há evidências claras de concentração das atividades econômicas dentro das UF's, assim como da existência de *clusters* industriais intra-estaduais. Além disso, os efeitos de aglomeração podem atuar apenas a curtas distâncias e, portanto, serem mais fortes, quando se considerar unidades geográficas mais desagregadas, tais como as microrregiões e os municípios. O uso da unidade geográfica municípios, no entanto, foi descartado em razão das dificuldades de operacionalização com a agregação dos novos municípios criados neste período. Estes fatos justificam, então, a utilização das microrregiões como unidades geográficas neste capítulo.

A primeira subseção deste capítulo apresenta uma visão geral da distribuição espacial da participação microrregional no emprego industrial e descreve as tendências e a evolução da concentração industrial nas microrregiões, nos anos de 1994 e 2004, segundo à indústria de transformação e seus segmentos. A subseção seguinte trata da identificação de *clusters* ou *outliers* da participação microrregional do emprego industrial. Por fim, a terceira e última subseção mostra o padrão espacial para o crescimento da participação microrregional do emprego, com o intuito de identificar as áreas caracterizadas como pólos dinâmicos de crescimento do emprego.

4.1 Concentração Industrial: Uma Visão Geral da Distribuição Espacial da Participação Microrregional no Emprego Industrial do País

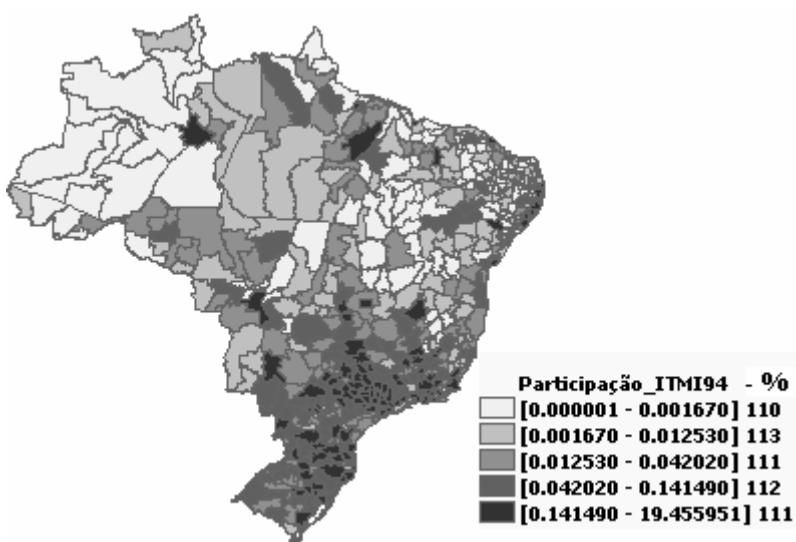
As primeiras evidências sobre a concentração industrial, considerando as microrregiões, ao invés de estados, como unidades espaciais de análise, são extraídas dos Mapas 21 a 28, cuja visualização permite não somente observar a distribuição geográfica da participação microrregional no emprego industrial, por *quantil*¹⁵, mas também pode

¹⁵ Nas legendas dos Mapas 21 a 28, em que são apresentados os *quantis* da participação no emprego industrial, estão em unidades percentuais.

sugerir, preliminarmente, padrões espaciais associados à variável de interesse, tais como existências de *clusters* ou *outliers* industriais.

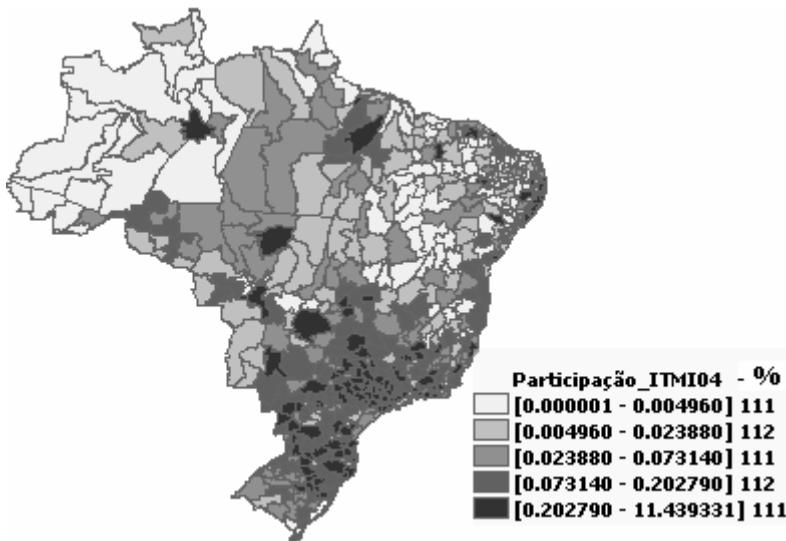
Nos dois primeiros mapas, visualizam-se a distribuição espacial da participação microrregional no emprego da indústria de transformação, para os anos de 1994 e 2004, por *quantis* ou grupo de valores. Nas áreas mais escuras, salientam-se as participações microrregionais mais elevadas, enquanto nas áreas mais claras dos mapas, são observadas aquelas mais baixas. Isto também é válido para os demais mapas das participações do emprego. A comparação dos mapas ao longo do tempo permite, então, verificar possíveis mudanças no padrão da concentração industrial no período considerado.

Notam-se, então, tanto para 1994 quanto para 2004, grupos contíguos de microrregiões com baixas participações de emprego, situados, principalmente, nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste. De outro lado, microrregiões agrupadas espacialmente, com elevadas participações de emprego, são observadas nas regiões Sul e Sudeste e, em menor freqüência, no litoral nordestino. Isto fornece, visualmente, o padrão concentrador da indústria de transformação do Brasil. Assim, a inspeção visual sugere, preliminarmente, a existência de aglomerações espaciais de valores similares, as quais necessitam ser confirmadas ou refutadas por testes formais. Além disso, surgem algumas áreas localizadas no Centro-Oeste, no Pará e na parte oeste da região Sul, com tonalidades mais escuras e diminuição de áreas em cor preta no estado do Rio de Janeiro, em 2004. Então, a comparação entre os dois mapas sugere alteração da distribuição microrregional no emprego da IT no período, o que reflete a desconcentração industrial.



MAPA 21: Participação microrregional no emprego da indústria de transformação do Brasil - em 1994

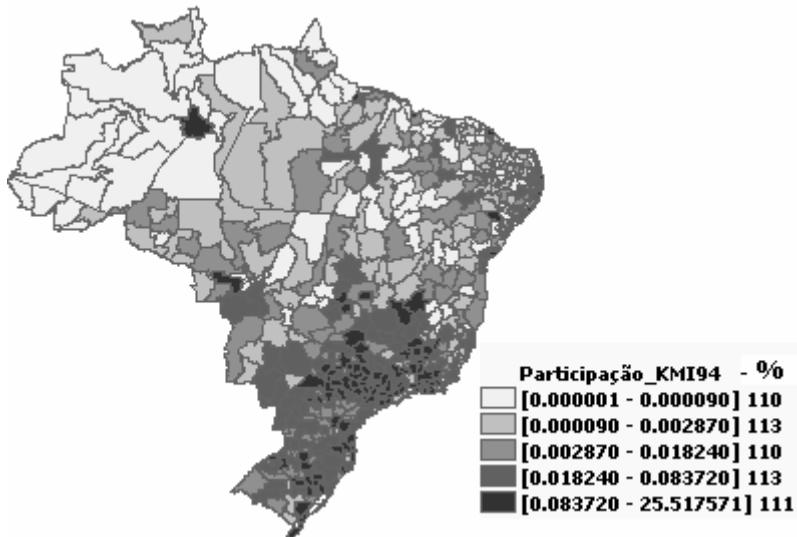
Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 22: Participação microrregional no emprego da indústria de transformação do Brasil - em 2004

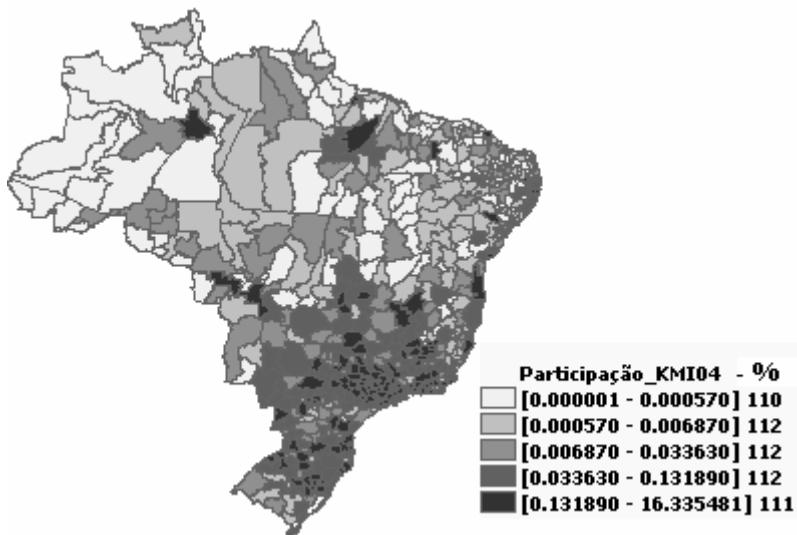
Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

Por seu turno, os Mapas 23 e 24 mostram o padrão espacial da participação do emprego microrregional no segmento capital intensivo, nos anos de 1994 e 2004, respectivamente. Conforme as áreas mais escuras dos mapas, grupos de microrregiões, com participações do emprego mais elevadas, são observados, principalmente, nas regiões Sudeste e Sul, enquanto as microrregiões agrupadas espacialmente, com participações menores, localizam-se nas regiões Norte e Centro-Oeste e no interior do Nordeste. Comparativamente ao caso anterior, aqui a inspeção visual desses mapas permite constatar uma maior incidência das áreas mais escuras nas regiões Sudeste e Sul, o que revela o caráter mais concentrado deste recorte setorial. Novamente, as evidências indicam a existência de possíveis *clusters* espaciais com valores similares. Em comparação à distribuição do emprego de 1994, o mapa para o ano de 2004 parece não apresentar diferenças substanciais para esta distribuição. Com efeito, surgem apenas algumas áreas mais escuras no Centro-Oeste do país e no litoral baiano, o que sugere que a desconcentração aqui é pequena.



MAPA 23: Participação microrregional no emprego do segmento capital intensivo, em 1994

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

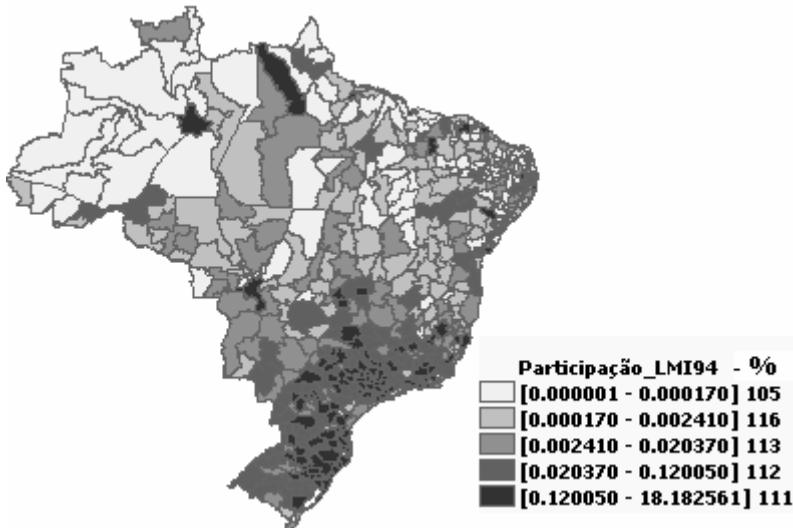


MAPA 24: Participação microrregional no emprego do segmento capital intensivo, em 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

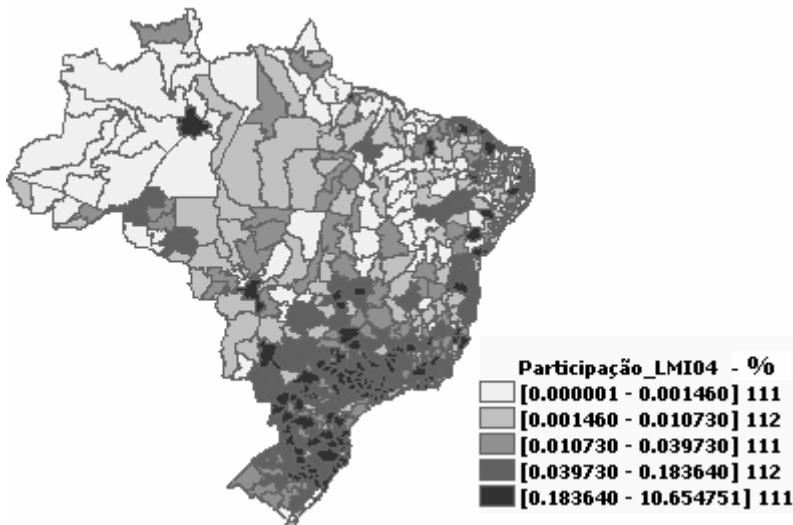
Em relação ao segmento intensivo no fator trabalho, o padrão espacial da distribuição da participação do emprego é bastante próximo daquele observado para o segmento capital intensivo. De acordo com os Mapas 25 e 26, é nítida a concentração do emprego deste segmento nas regiões Sudeste e Sul. De novo, são nas regiões Norte e Centro-Oeste que se localizam grupos contíguos de microrregiões com baixas participações do emprego. A inspeção visual dos mapas mostra, outra vez, a existência de possíveis aglomerações espaciais com valores similares, que deve ser confirmada com uso de testes formais. Porém, no segundo mapa, nota-se, na região Nordeste do Brasil, um

aumento da incidência de microrregiões marcadas com tonalidades cinza escuro, o que indica um movimento deste setor industrial em direção a esta região do país. Observa-se, ainda, um aumento de incidência das áreas mais escuras nos estados do Mato Grosso do Sul, Paraná e Santa Catarina.



MAPA 25: Participação microrregional no emprego do segmento trabalho intensivo, em 1994

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

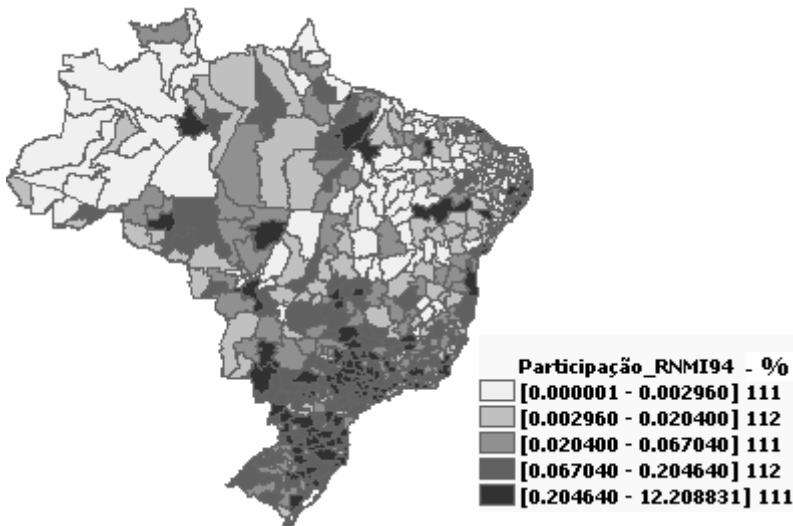


MAPA 26: Participação microrregional no emprego do segmento trabalho intensivo, em 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

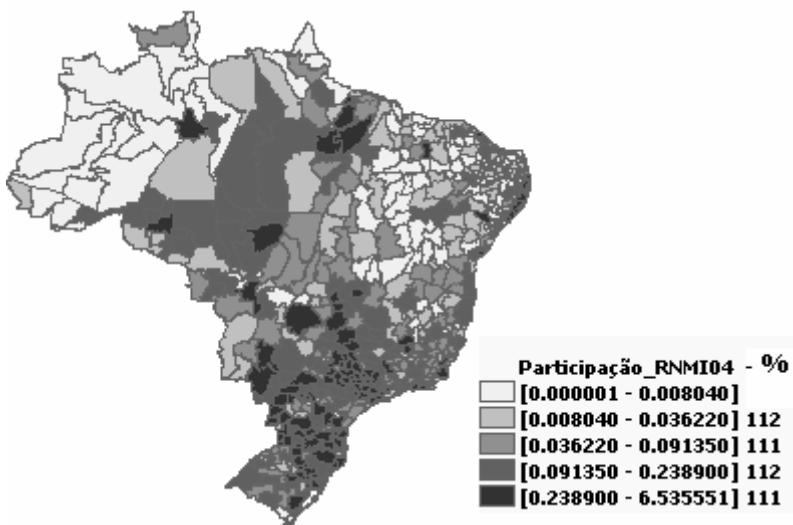
Por fim, o setor intensivo no uso do fator recursos naturais exibe uma distribuição do emprego menos desigual, comparado aos outros conjuntos econômicos considerados aqui no estudo. Os Mapas 27 e 28 confirmam esta característica. Com efeito, as áreas mais escuras, além de serem observadas nas regiões Sudeste e Sul, e litoral nordestino, também

são assinaladas em parte das regiões Norte e Centro-Oeste do país, com maior incidência para o ano de 2004, fato que ressalta a maior desconcentração industrial ocorrida neste setor, no período em análise. Contudo, as microrregiões com baixas participações de emprego ainda, em sua maioria, estão localizadas nas regiões Norte e Centro-Oeste, e no interior do Nordeste. Destas constatações, decorre, ainda, a sugestão de existências de *clusters* espaciais com valores similares.



MAPA 27: Participação microrregional no emprego do segmento de recursos naturais do Brasil - em 1994

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 28: Participação microrregional no emprego do segmento de recursos naturais do Brasil - em 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

Em suma, esta descrição inicial do padrão da concentração industrial fornece ao leitor um panorama geral sobre a distribuição geográfica da participação microrregional no emprego industrial brasileiro, em 1994 e 2004. Decorre, então, dessas evidências, a indicação de que o setor capital intensivo é o mais concentrado espacialmente, enquanto o setor de intensivo no fator recursos naturais parece ser o menos concentrado e com a maior desconcentração ocorrida no período. No setor trabalho intensivo, a comparação dos mapas sugere um movimento industrial para a região Nordeste. Ademais, a inspeção visual dos mapas sugere, de forma preliminar, a existência de algum tipo de associação espacial nesses dados. A seguir, são apresentados instrumentos de análise que permitem compreender mais precisamente o padrão da concentração industrial.

A inspeção visual dos mapas das participações do emprego destacou o padrão concentrador da distribuição geográfica da participação do emprego da indústria de transformação e de seus recortes setoriais, para o caso das microrregiões brasileiras, para os anos de 1994 e 2004. Uma descrição mais específica do padrão da concentração é obtida a partir dos resultados da tabela seguinte, que mostra a distribuição geográfica das participações do emprego, assim como da análise do índice de *Gini* e das curvas de concentração industrial apresentadas mais adiante.

As observações ressaltadas acima, sobre a concentração industrial brasileira, são confirmadas a partir da análise pontual da Tabela 4, onde são registradas as dez microrregiões com maiores participações no emprego da indústria de transformação (IT) e dos três segmentos industriais do Brasil, nos anos de 1994 e 2004¹⁶. Assim como para os estados, a característica marcante é a forte concentração espacial da indústria de transformação, principalmente, nas microrregiões localizadas nos estados da região Sul e Sudeste. Das dez maiores participações, três destas estão localizadas no estado de São Paulo, com destaque para o entorno da capital que respondia por 19,46% do emprego da IT, em 1994. Esta participação, em 2004, passa para 11,44%, demonstrando, assim, uma queda de 41,21% no intervalo temporal. Neste período, o número de microrregiões do estado de São Paulo, entre as dez maiores, cai de três para dois, por causa da saída de Guarulhos, enquanto Santa Catarina aumenta de uma para duas, com a entrada de Joinville. Vale destacar que na lista destas dez, Fortaleza, que responde por 1,69% e 1,76%, para

¹⁶ Para poupar espaço, optou-se por apresentar os resultados das dez maiores microrregiões das 558 existentes. A participação destas dez parece ser um número razoável para os propósitos do trabalho, já que as demais têm, relativamente, participações do emprego pequenas. Entretanto, os resultados para o total das microrregiões estão em apêndice no final deste trabalho.

estes dois anos, é a única microrregião não pertencente ao eixo Sul-Sudeste do país e sobe da 9^a para a 8^a posição na lista das dez.

TABELA 4: As dez microrregiões com maiores participações no emprego total do país – por indústria de transformação e segmentos industriais - %: 1994 e 2004

Sigla_UF	Nome_micro	1994	Sigla_UF	Nome_micro	2004
Indústria de Transformação - IT			Indústria de Transformação - IT		
SP	São Paulo	19,46	SP	São Paulo	11,44
RJ	Rio de Janeiro	5,75	RS	Porto Alegre	3,67
RS	Porto Alegre	4,27	RJ	Rio de Janeiro	3,44
SP	Campinas	3,31	SP	Campinas	3,09
MG	Belo Horizonte	3,16	MG	Belo Horizonte	2,70
PR	Curitiba	2,29	PR	Curitiba	2,55
SP	Guarulhos	2,08	RS	Caxias do Sul	1,89
RS	Caxias do Sul	1,72	CE	Fortaleza	1,76
CE	Fortaleza	1,69	SC	Blumenau	1,76
SC	Blumenau	1,66	SC	Joinville	1,65
Segmento Capital Intensivo - K			Segmento Capital Intensivo - K		
SP	São Paulo	25,52	SP	São Paulo	16,34
RJ	Rio de Janeiro	5,65	SP	Campinas	5,29
SP	Campinas	4,99	RJ	Rio de Janeiro	3,77
MG	Belo Horizonte	3,89	MG	Belo Horizonte	3,71
RS	Porto Alegre	3,58	RS	Porto Alegre	3,50
SP	Guarulhos	3,17	PR	Curitiba	3,33
SP	São Jose dos Campos	2,75	SP	São Jose dos Campos	2,86
PR	Curitiba	2,38	SP	Guarulhos	2,65
SC	Joinville	2,20	SC	Joinville	2,56
SP	Sorocaba	2,20	AM	Manaus	2,53
Segmento Trabalho Intensivo - L			Segmento Trabalho Intensivo - L		
SP	São Paulo	18,18	SP	São Paulo	10,65
RS	Porto Alegre	8,00	RS	Porto Alegre	6,15
RJ	Rio de Janeiro	6,91	RJ	Rio de Janeiro	3,83
RS	Gramado-Canela	3,03	CE	Fortaleza	2,99
MG	Belo Horizonte	2,73	RS	Gramado-Canela	2,97
RS	Caxias do Sul	2,55	SC	Blumenau	2,35
CE	Fortaleza	2,39	RS	Caxias do Sul	2,08
SC	Blumenau	2,31	SP	Franca	1,98
SP	Franca	2,09	MG	Belo Horizonte	1,98
PR	Curitiba	1,76	PR	Curitiba	1,59
Segmento Recursos Naturais Intensivo - RN			Segmento Recursos Naturais Intensivo - RN		
SP	São Paulo	12,21	SP	São Paulo	6,54
RJ	Rio de Janeiro	5,03	RJ	Rio de Janeiro	2,77
PR	Curitiba	2,56	PR	Curitiba	2,39
MG	Belo Horizonte	2,48	MG	Belo Horizonte	2,11
RS	Porto Alegre	2,44	RS	Porto Alegre	2,00
SP	Campinas	2,34	SP	Campinas	1,85
Mata Meridional					
PE	Pernambucana	1,86	CE	Fortaleza	1,42
CE	Fortaleza	1,66	AL	São Miguel dos Campos	1,35
PE	Recife	1,47	GO	Goiânia	1,18
Mata Setentrional					
PE	Pernambucana	1,38	SP	Sorocaba	1,18

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Da mesma forma, este caráter concentrador também é observado para os recortes setoriais. Com efeito, no setor capital intensivo, a microrregião de São Paulo responde por 25,52% e 16,34%, respectivamente, em 1994 e 2004, resultando numa queda de 35,97% da sua participação no emprego deste segmento. Destaca-se, na lista das dez para este setor, a presença, em 2004, da microrregião de Manaus-AM, a qual contribui com 2,53% do emprego, ocupando o lugar da microrregião de Sorocaba-SP, que não aparece mais na lista neste ano.

Por sua vez, no setor trabalho intensivo, os números da microrregião de São Paulo são, na mesma ordem, 18,18% e 10,65%, o que corresponde a um decréscimo na participação de 41,42% no período. Todas as demais unidades geográficas tiveram perda de participação do emprego neste período, exceto Fortaleza, com ganho de 25,1% e subindo da 7^a para a 4^a colocação na lista, e Blumenau, que mesmo com o pequeno aumento de 1,7%, passa de 8^a para a 6^a posição.

Por fim, no segmento intensivo em recursos naturais, a microrregião de São Paulo contribui com 12,21% e 6,54%, com redução da participação do emprego em 46,44%. Todas as microrregiões que se encontravam listadas entre as dez maiores, em ambos os anos, tiveram perda de participação. Além disso, três microrregiões, as quais pertencem ao estado de Pernambuco e estavam na lista em 1994, foram substituídas, em 2004, por São Miguel dos Campos-AL, Goiânia-GO e Sorocaba-SP, das quais as duas primeiras tiveram crescimento de suas participações.

A contribuição destas dez maiores microrregiões no emprego industrial, em 1994 e 2004, respectivamente, é dada pelos seguintes pesos: 45,38% e 33,95% para a indústria de transformação, 56,31% e 46,55% para o segmento capital intensivo, 49,95% e 36,58% para o setor trabalho intensivo e 33,42% e 22,79% para o segmento recursos naturais intensivo. Isto implica que, em todos eles, a participação do emprego do total das dez microrregiões teve decrescimento de, respectivamente, 25,19%, 17,33%, 26,77%, e 31,81%. Ressalta-se, ainda, que, das microrregiões que estavam nesta lista em 1994, seis perdem participação na IT em 2004. Em relação aos setores, cinco perdem em capital intensivo, oito perdem em trabalho intensivo e todas perdem no segmento de recursos naturais intensivos.

Estes resultados conduzem, assim, a outras duas importantes observações. Primeiro, eles indicam que existe variação da concentração espacial entre os segmentos, com a seguinte hierarquia: o setor capital intensivo é o mais concentrado de todos, tanto em 1994 quanto em 2004; depois, surge setor trabalho intensivo, seguido pela a indústria de

transformação como um todo; por fim, o menos concentrado de todos os conjuntos econômicos é o segmento intensivo em recursos naturais.

Conforme os resultados para os estados do capítulo anterior, a segunda constatação é a continuação do processo de desconcentração da indústria, o qual já vem ocorrendo desde a década de 1970. Esta desconcentração é mais acentuada no setor intensivo em recursos naturais, o qual já se posiciona como o setor menos concentrado. Por sua vez, no capital intensivo, é onde acontece a menor desconcentração no período analisado, uma vez que este, dentre todos os conjuntos econômicos, apresenta o menor decrescimento relativo da sua participação no emprego. Isto pode ser confirmado pelos resultados do índice de *Gini*, a seguir.

Como já ressaltado no capítulo anterior, uma medida global, largamente utilizada em estudos regionais para mensurar a concentração industrial, é o índice de *Gini*. A Tabela 5 e o Gráfico 8, adiante, apresentam os resultados deste indicador para a indústria de transformação e para os três recortes setoriais, nos anos de 1994 e 2004. Essas informações reforçam as evidências anteriores.

O primeiro ponto a destacar destes resultados é o registro de valores altos para tal medida, situando-se sempre acima 0,71, sejam quais forem os anos ou o conjunto econômico. Estes valores são maiores do que aqueles obtidos no capítulo anterior, quando o foco espacial era as unidades da federação. Isso demonstra, em outras palavras, que a concentração industrial torna-se maior, quando se toma como referência unidades geográficas mais desagregadas, tais como as microrregiões brasileiras, ao invés dos estados.

TABELA 5: Índice de *Gini* para microrregiões e indústrias – 1994 e 2004

Tipo da indústria	Índice de <i>Gini</i>	
	1994	2004
Indústria de transformação	0,8464	0,7787
Segmentos intensivos em capital	0,9120	0,8729
Segmentos intensivos em trabalho	0,8904	0,8303
Segmentos intensivos em recursos naturais	0,7859	0,7178

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados da RAIS.

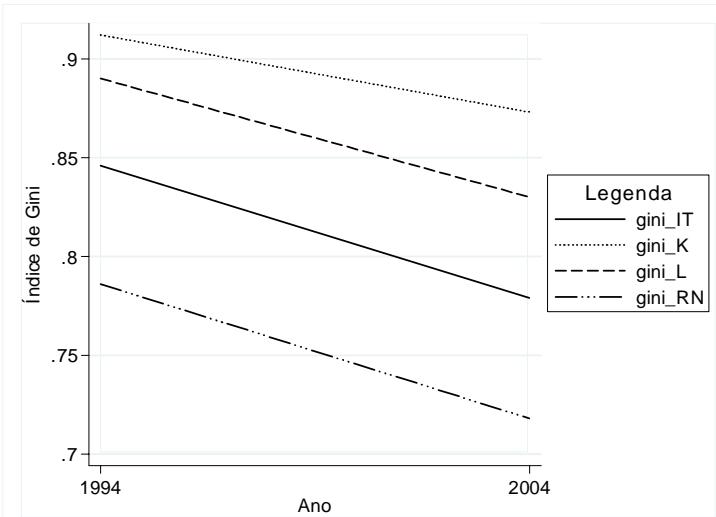


GRÁFICO 8: Evolução da concentração regional no Brasil

— *Gini* para microrregiões e indústrias

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

A segunda observação importante é em relação à hierarquia da concentração. O índice é, assim, obtido na ordem decrescente, válido para os dois anos polares, para: o setor capital intensivo, trabalho intensivo, indústria de transformação como um todo e setor intensivo em recursos naturais. Portanto, assim como para os estados, para as microrregiões, o setor capital intensivo é o mais concentrado e o recursos naturais intensivo é o menos concentrado.

O terceiro e último fato a ressaltar é a queda ocorrida no índice de *Gini*, no período analisado, o que reflete a tendência à desconcentração da indústria brasileira. A indústria de transformação teve queda relativa de 8,00%, enquanto em relação aos recortes setoriais, capital intensivo obteve o menor recuo relativo (4,29%), seguido por trabalho intensivo (6,75%) e pelo setor de recursos naturais intensivo (8,66%). Portanto, os dados do *Gini* indicam que a desconcentração é mais forte neste último setor e é menos intensa no segmento de capital. A novidade aqui é que, ao contrário do que os dados da Tabela 4 sugerem, o setor trabalho intensivo parece apresentar desconcentração menor do que a indústria de transformação como um todo.

Uma melhor ilustração da hierarquia da concentração industrial pode ser obtida a partir das curvas de concentração. Vale lembrar que elas mostram o percentual acumulado das participações das microrregiões no emprego de cada um dos conjuntos econômicos, segundo a ordenação decrescente da contribuição individual de cada microrregião. Os Gráficos 9 a 14, a seguir, mostram estas curvas.

Pode-se observar, a partir do Gráfico 9, que, em 1994, a hierarquia da concentração industrial está bem definida. Quanto mais distante a curva estiver da origem dos eixos, maior será o grau de concentração, ou seja, este aumenta na medida em que as curvas se tornam mais convexas. Sendo assim, o setor mais concentrado é o de capital intensivo é o menos concentrado é o de recursos naturais intensivo. Neste ano, as cinqüenta maiores microrregiões contribuíam: próximo a 74% do emprego da indústria de transformação; já no setor de capital intensivo, elas fornecem pouco mais de 85% do emprego; para o setor trabalho intensivo, este valor é quase 80% e, por fim, no setor intensivo em recursos naturais o valor é ligeiramente superior a 63%.

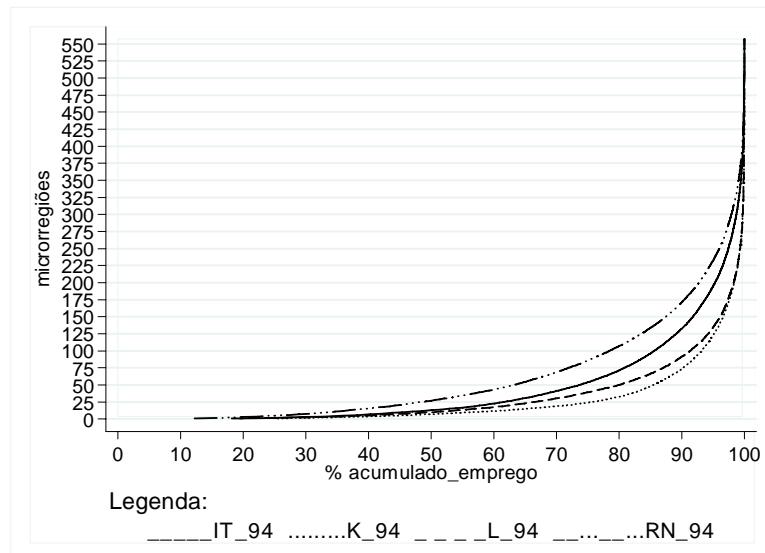


GRÁFICO 9: Curva de concentração microrregional industrial – emprego em 1994

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Estas evidências também são encontradas para no ano de 2004. Com efeito, neste ano, as cinqüentas maiores microrregiões contribuem com cerca de 63% do emprego da IT, 78% do segmento capital intensivo, 69% do trabalho intensivo e 53% do recursos naturais intensivos. O Gráfico 10 mostra, assim, um padrão semelhante para a concentração, com a diferença de que as curvas têm formatos mais abertos, fato que conduz a uma segunda importante observação, isto é, o contínuo processo de desconcentração industrial do Brasil.

Os Gráficos 11 a 12 apresentam as curvas de concentração, nos anos de 1994 e 2004, para cada conjunto em separado, o que permite melhor observar a evolução da concentração industrial, assim como possíveis comparações entre eles. Nota-se, no Gráfico

11, que a curva de concentração para a indústria de transformação, para o ano de 2004, tem inclinação mais suave, comparada a de 1994. Isto demonstra a desconcentração desta indústria ocorrida neste período, através das microrregiões. Tomando, novamente, as cinqüenta maiores microrregiões, a queda relativa das suas participações no emprego da IT chega a atingir um pouco mais de 14%. Estes valores são maiores quando se diminui o número de microrregiões. De fato, as 25 maiores delas apresentam queda relativa na participação de 18,6% e as dez maiores em pouco mais de 25%.

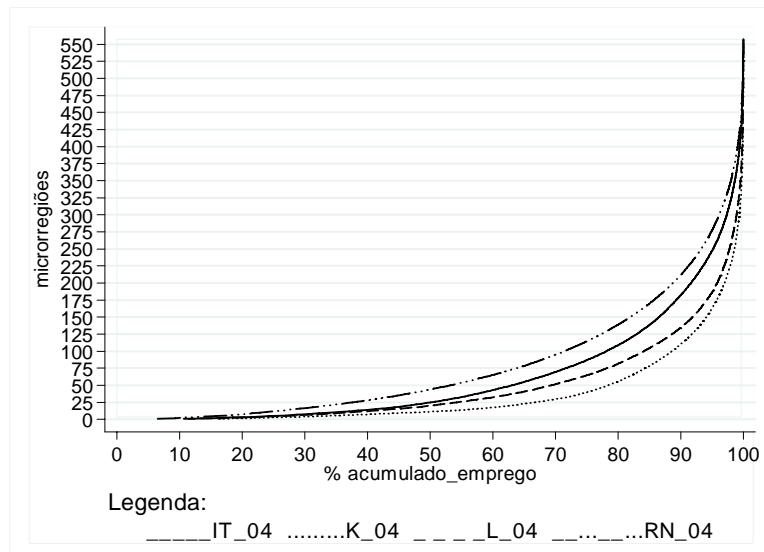


GRÁFICO 10: Curva de concentração microrregional industrial – emprego em 2004

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

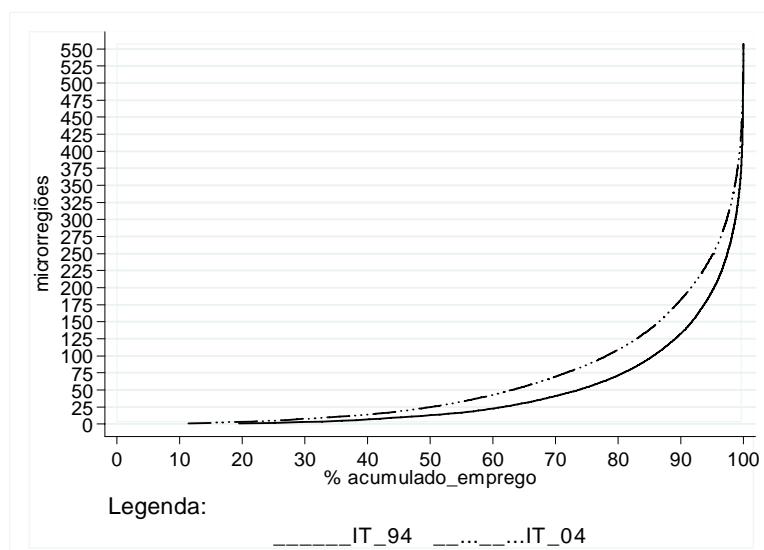


GRÁFICO 11: Curva de concentração microrregional industrial – emprego da indústria de transformação (IT), em 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Este comportamento também é observado para os segmentos industriais. De fato, como pode ser visualizado no Gráfico 12, no setor capital intensivo, também nota-se a curva de concentração, para o ano de 2004, menos convexa, o que implica em desconcentração deste segmento. Apenas para ressaltar este fato, as 25 maiores microrregiões respondem por quase 76% do emprego deste setor, em 1994, e quase 67%, em 2004, o que reflete uma queda relativa na participação, em torno de, 12%. Enquanto, as cinqüenta maiores microrregiões registram participações de 85% e 78%, na ordem, para 1994 e 2004, com queda relativa de 8,2%. As evidências sugerem, portanto, que a desconcentração aqui é menor, comparada com aquela vista para a indústria de transformação como um todo.

Por sua vez, para o setor trabalho intensivo, o Gráfico 13 também aponta para a desconcentração industrial no período considerado. De novo, a curva de concentração, do ano de 2004, tem inclinação mais suave em relação à curva de 1994. Em outras palavras, para qualquer quantidade de microrregiões, excetuando-se aquelas situadas nas extremidades das curvas, a participação destas no emprego total do setor é menor no ano de 2004 do que em 1994. Por exemplo, a participação das 25 maiores microrregiões é de 66,5%, em 1994, e de 54,2% em 2004, o que representa um recuo relativo de 18,4% para este período. Já as cinqüenta maiores têm 79,9% e 69,3%, com diminuição relativa de 13,3% neste intervalo temporal. Estas informações indicam, então, que a desconcentração industrial, para o caso em questão, é maior do que o setor capital intensivo e menor do que a indústria de transformação como um todo.

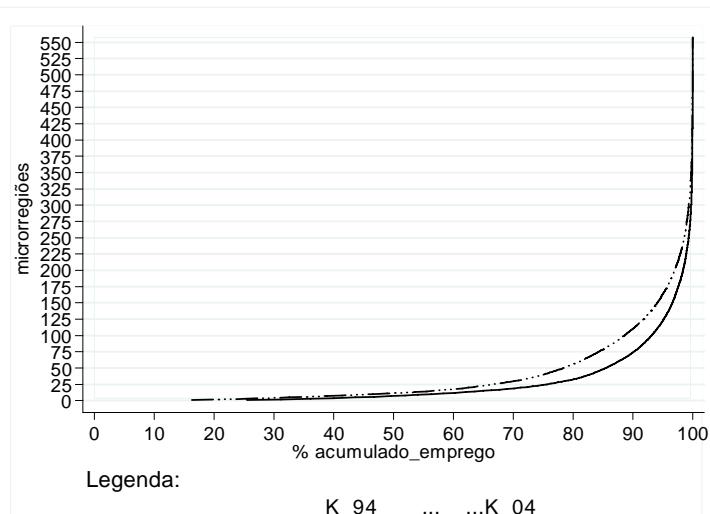


GRÁFICO 12: Curva de concentração microrregional industrial – emprego do segmento intensivo em capital (K), em 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

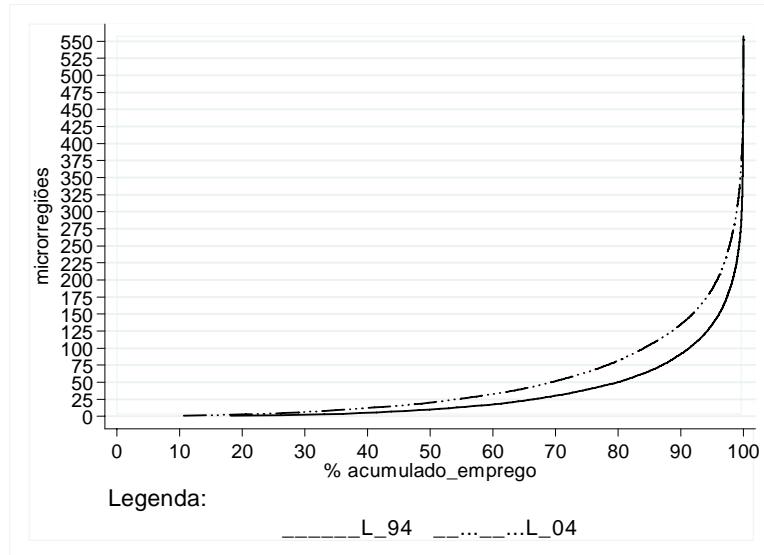


GRÁFICO 13: Curva de concentração microrregional industrial – emprego do segmento intensivo em trabalho (L), em 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Por fim, o Gráfico 14 exibe a curva de concentração microrregional para o setor intensivo em recursos naturais. Além de ser o setor menos concentrado, os dados parecem revelar que, neste, o processo de desconcentração industrial atua com maior intensidade. Observa-se, outra vez, a curva de concentração com menor convexidade para o ano de 2004. A participação no emprego deste setor, das 25 maiores microrregiões é de 48,4%, para o ano de 1994, e de 37,6%, para 2004. E das cinqüenta maiores microrregiões é de 63,2% e 53,2%. Isto conduz a uma queda relativa de 22,4% e 15,8%, na ordem, para os dois conjuntos de microrregiões.

Em resumo, essas evidências confirmam, para o período analisado, que o setor mais concentrado é o capital intensivo é o menos concentrado é o de recursos naturais intensivos. Da mesma forma, em igual ordenação, estes são os segmentos onde a desconcentração industrial atua menos e mais intensamente. Tal desconcentração é conduzida por decrescimento em algumas regiões e crescimento em outras áreas, o que requer uma análise do crescimento das participações microrregionais do emprego industrial.

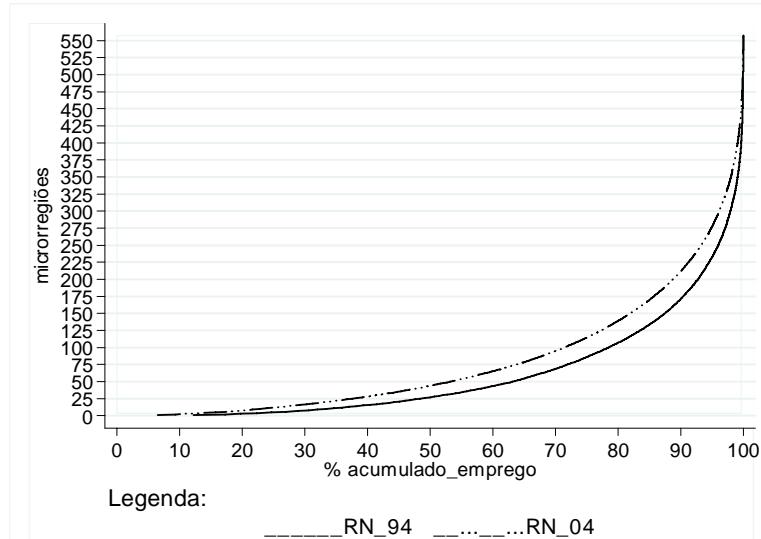


GRÁFICO 14: Curva de concentração microrregional industrial – emprego do segmento intensivo em recursos naturais (RN), em 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

4.2 Identificação de *Clusters* e *Outliers* Espaciais

As evidências preliminares, apontadas neste capítulo, sugerem a existência de alguma forma de associação espacial na distribuição geográfica dos dados da participação microrregional no emprego dos quatro conjuntos econômicos, o que requer o uso de testes formais, necessários para a confirmação desta hipótese. Na análise do capítulo anterior, onde se considerou como unidade geográfica de referência os estados brasileiros, este trabalho fez uso de estatísticas espaciais para testar as hipóteses de associação espacial levantadas. Os indicadores utilizados foram, então, as estatísticas *I* de Moran global e local. Lembrando-se que, de acordo com Anselin (1995), a primeira delas é uma medida global da autocorrelação espacial, ou seja, ela mostra um único valor para medir a associação espacial dos dados. Já a segunda estatística é uma versão local da autocorrelação, que permite para cada observação, verificar a existência de *clusters* espaciais significativos, de valores similares, em torno daquela observação. Espera-se com o uso de microrregiões como unidade geográfica de análise, correlações espaciais mais fortes, uma vez que há evidências de concentração dentro dos estados e os efeitos aglomerativos parecem atuar mais fortemente a curtas distâncias.

Seguindo essa mesma estratégia empírica, o passo inicial é testar a hipótese de aleatoriedade da distribuição espacial dos dados, fazendo o uso do *I* de Moran global. Novamente, para o cálculo desta estatística, considera-se uma matriz de pesos espaciais de

contigüidade do tipo *queen*. As Figuras numeradas de 5 a 8, a seguir, apresentam os gráficos univariados de *Moran* global, para os quatro conjuntos econômicos deste estudo, sendo que à esquerda é exibido o gráfico para o ano de 1994, enquanto o da direita refere-se ao ano de 2004.

Os valores registrados na parte de cima dos gráficos para a estatística *I* de *Moran* demonstram que se pode rejeitar a hipótese de aleatoriedade da distribuição espacial dos dados, isto é, existe dependência espacial para a distribuição da variável em questão. De fato, rejeita-se a suposição de não autocorrelação espacial ao nível de significância estatística abaixo de 1% para todos os conjuntos econômicos e em todos os anos.

Os valores do *I* de *Moran* global estão no intervalo de 0,0943 a 0,1148 para o ano de 1994, e de 0,1415 a 0,1583 para o ano de 2004, considerando todos os conjuntos econômicos, observando-se, assim, reduzida variação entre eles. Todos eles apresentam índices mais altos para o último ano. De novo, esta última evidência é consistente com o fato de que o processo de desconcentração, pelo qual a indústria de transformação brasileira vem passando, tem caráter concentrado. Constata-se também que, em 1994, a estatística é maior para o segmento capital intensivo e menor para o segmento intensivo fator de recursos naturais. Já em 2004, ela é mais elevada para o setor intensivo no fator recursos naturais e apresenta menor medida para o segmento trabalho intensivo.

Apesar dos diagramas de *Moran* mostrarem uma tendência à associação espacial positiva, existem pontos no quadrante superior do gráfico com direção oposta (associação espacial negativa), os quais indicam microrregiões com baixa participação do emprego contíguas com microrregiões com altas participações. Como já ressaltado, a medida global da autocorrelação espacial pode não ser capaz de identificar padrões locais de associação espacial, tais como *clusters* e *outliers* locais, fato que faz recorrer ao uso da estatística local da associação espacial.

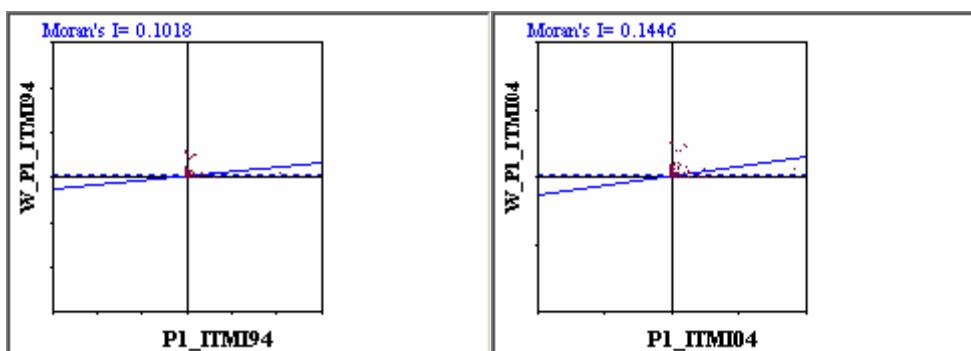


FIGURA 5: *Moran* – microrregião e indústria de transformação, em 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

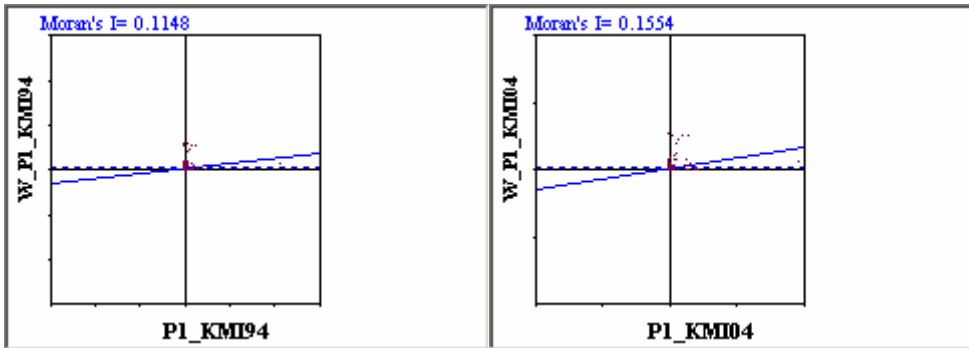


FIGURA 6: *Moran* – microrregião e segmento intensivo no fator capital, em 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

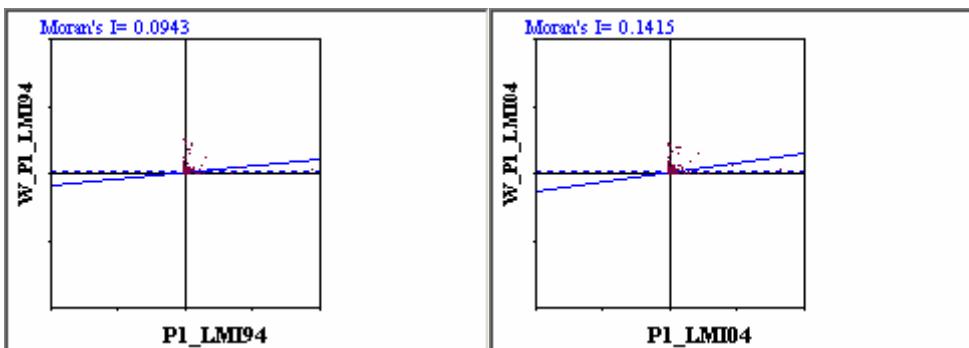


FIGURA 7: *Moran* – microrregião e segmento intensivo no fator trabalho, em 1994 e 2004
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

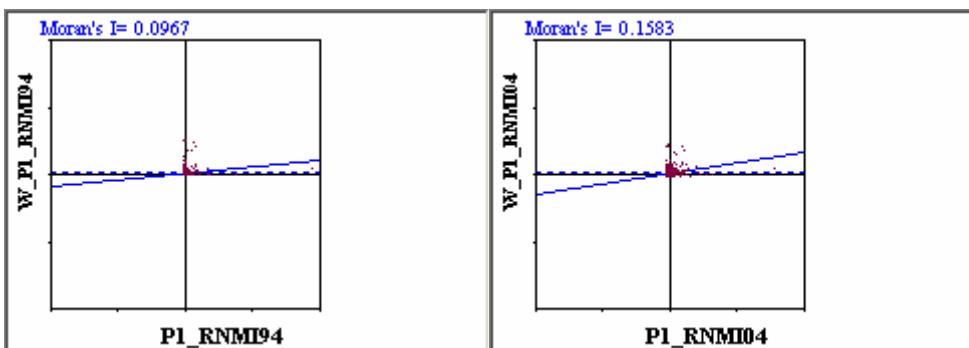


FIGURA 8: *Moran* – microrregião e segmento intensivo no fator recursos naturais, em 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

A seguir, são apresentados os Mapas de *clusters LISA*, de 29 a 36, nos quais são mostradas as localizações com estatísticas significantes do *Moran* local¹⁷. A Tabela 6 consolida as informações contidas nesses mapas. As áreas nas cores vermelha escura e azul escuro destacam os dois tipos de correlação espacial positiva, denominados de *clusters* locais (alto –alto e baixo – baixo), já as áreas nas cores azul claro e vermelho claro

¹⁷ De novo, o teste é realizado para 999 permutações aleatórias.

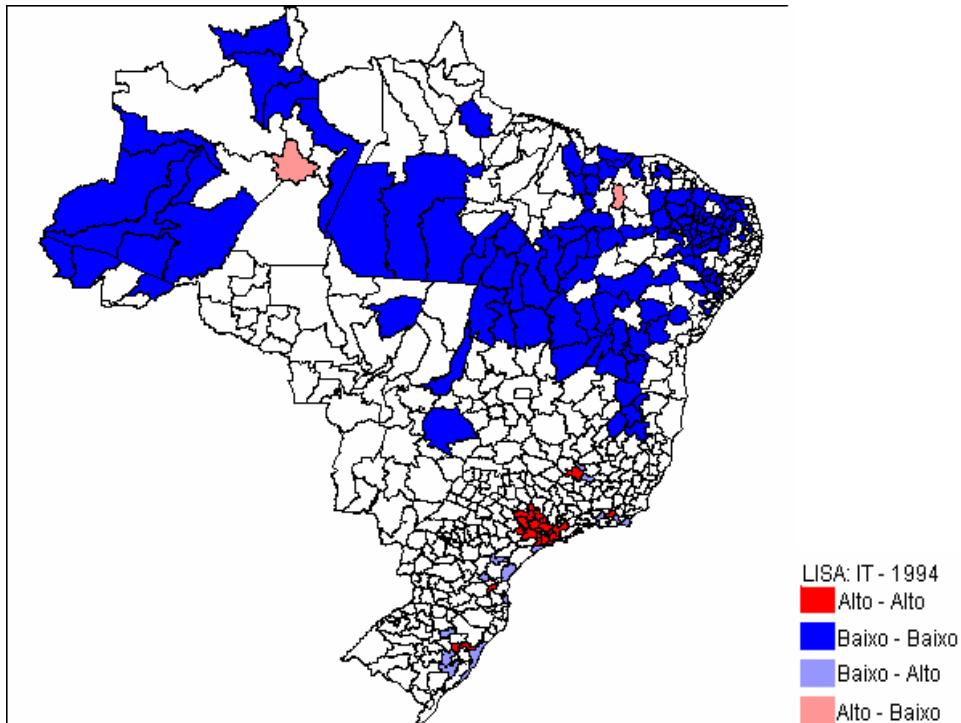
ressaltam os dois tipos de correlação espacial negativa, designados de *outliers* locais (baixo – alto e alto – baixo)¹⁸.

Iniciando a análise espacial local com o mapa de *cluster* 29, percebem-se os quatro tipos de autocorrelação espacial local para o atributo da participação microrregional no emprego da indústria de transformação em 1994, todos eles estatisticamente significantes em nível abaixo de 5%, com 999 permutações aleatórias. Existem, então, 23 *clusters* de microrregiões com alta participação do emprego, cujos vizinhos também possuem alta participação (tipo AA ou áreas na cor vermelha escura no mapa), localizados nas regiões Sul e Sudeste, onde a quase totalidade dessas microrregiões situa-se próxima à capital do estado de São Paulo. O tipo 2 (BB), ou seja, *clusters* de microrregiões com baixa participação do emprego, com vizinhos que também possuem baixa participação, é a associação espacial com o maior número de incidência, registrados nas áreas na cor azul escura do mapa, concentradas, principalmente, no Nordeste, onde se encontram 119 microrregiões significantes.

Por seu turno, o terceiro tipo de associação espacial (BA) - isto é, *outliers* formados de microrregiões com baixa participação do emprego, contíguas daquelas que possuem alta participação - é observado para 17 microrregiões (áreas na cor azul claro), das quais 16 estão localizadas no Sudeste e Sul do país e uma no estado de Pernambuco, denominada de microrregião de Itamaracá. Por fim, o quarto tipo de associação espacial - isto é, *outliers* compostos de microrregiões com elevada participação do emprego vizinhas daquelas com pequena participação – é percebido apenas duas vezes, uma no estado do Amazonas, especificamente na microrregião de Manaus, e outra em Teresina, no Piauí (áreas na cor vermelha clara).

Em relação à análise LISA para a participação microrregional do emprego da IT, em 2004, o Mapa 30 mostra que houve uma ligeira redução de áreas significantes. De fato, a associação espacial AA é registrada agora 21 vezes, novamente, localizada na região Sudeste, que passa a possuir menor número de *clusters*, e na Sul, que teve aumento deste número. Estas evidências são consistentes com o fato da desconcentração industrial se dar de forma concentrada, com claro movimento do emprego para microrregiões situadas no Sul do país.

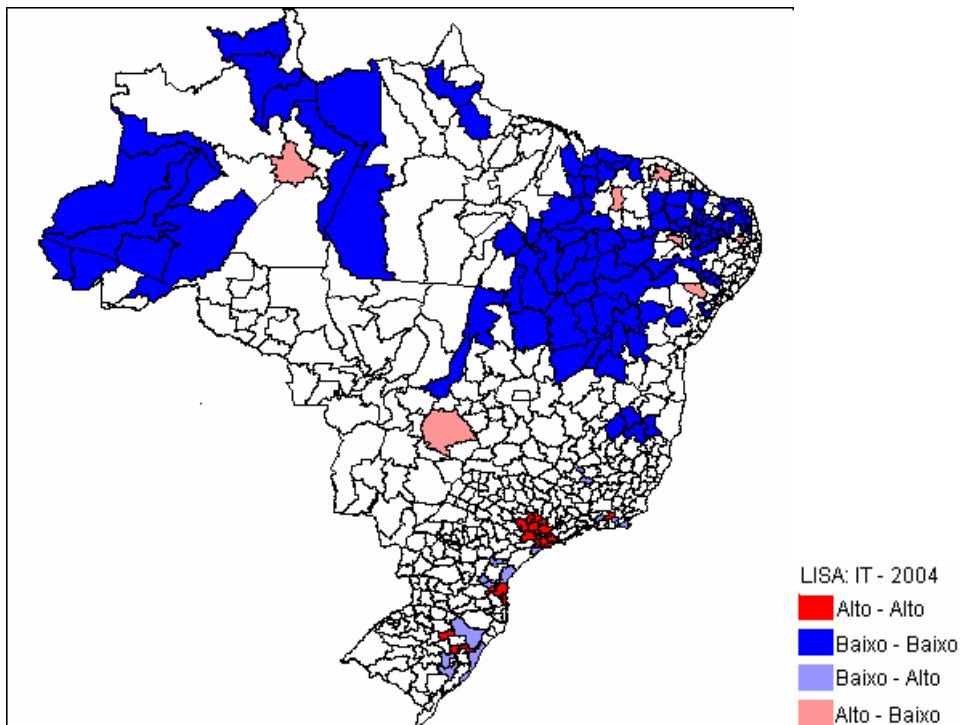
¹⁸ Ao longo do texto, as duas formas de associação espacial positiva serão referidas como alta – alta ou AA e baixa – baixa ou BB, enquanto as formas de associação espacial negativas serão representadas como baixa – alta ou BA e alta – baixa ou AB.



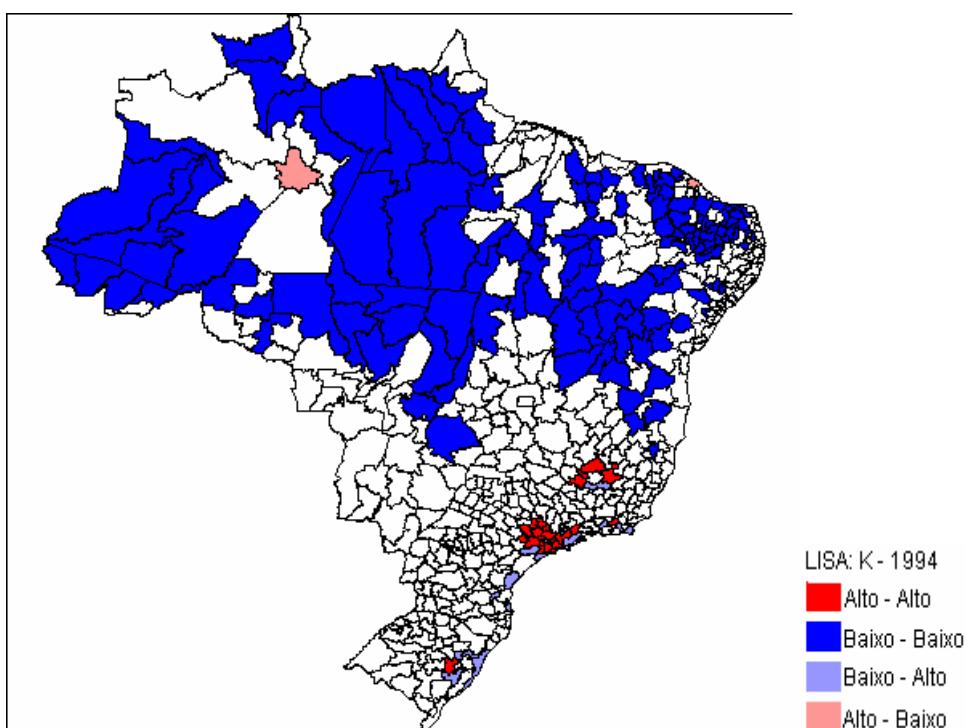
MAPA 29: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação microrregional no emprego da indústria de transformação, em 1994
Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

Também nota-se redução no número de associação espacial positiva local do tipo BB, registrado agora para 104 microrregiões, outra vez, localizadas, sobretudo, nas regiões Nordeste e Norte. Por sua vez, o tipo BA da associação espacial negativa local continua com o mesmo número de incidência. Contudo, a correlação espacial negativa AB surge agora em sete localidades, sendo uma no Norte, uma no Centro-Oeste e as demais no Nordeste. A existência desses *outliers* poderia indicar o surgimento de novos pólos industriais locais, particularmente, no Nordeste, mas ainda sem efeitos nas vizinhanças.

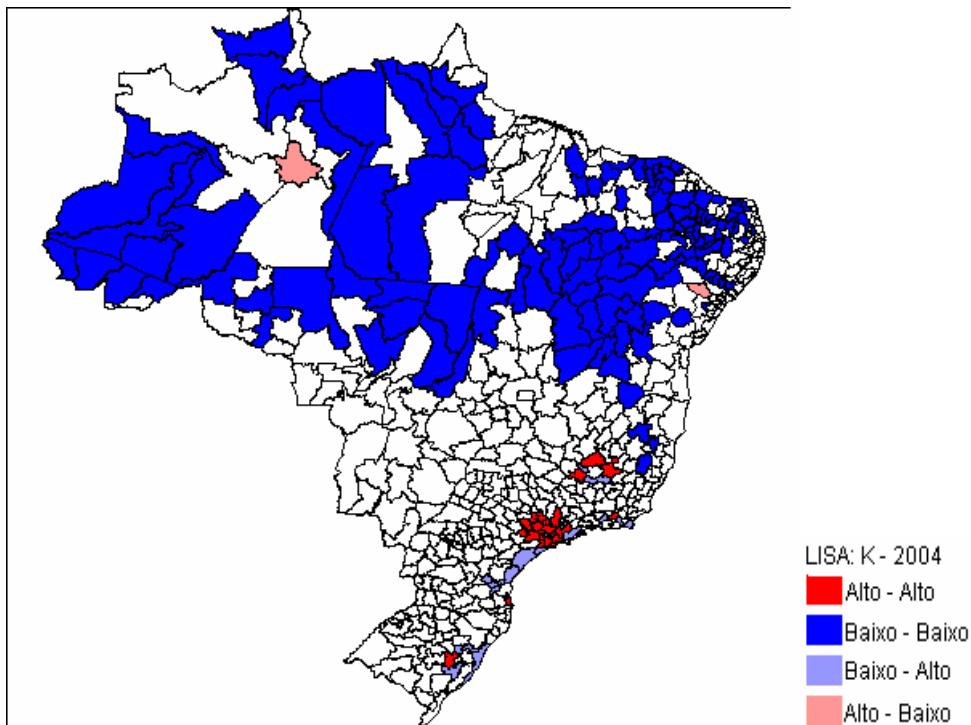
A inspeção visual dos Mapas 31 e 32 também detecta a presença dos quatro tipos de associação espacial local para o segmento capital intensivo. Com efeito, o tipo AA, em 1994, é observado 22 vezes na região Sudeste e uma no estado do Rio Grande do Sul. Já o tipo BB é registrado para 128 áreas, localizadas, principalmente, no Nordeste e no Norte. Cabe registrar aqui o aumento da incidência desta forma de associação espacial nos estados do Ceará (19 vezes) e no Mato Grosso do Sul (10 vezes). Enquanto o tipo BA é notado em 18 microrregiões situadas nas regiões Sudeste e Sul, o tipo AB é registrado apenas uma vez em Manaus e outra na microrregião de Fortaleza-CE.



MAPA 30: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação microrregional no emprego da indústria de transformação, em 2004
 Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 31: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação microrregional no emprego do segmento intensivo em capital, em 1994
 Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

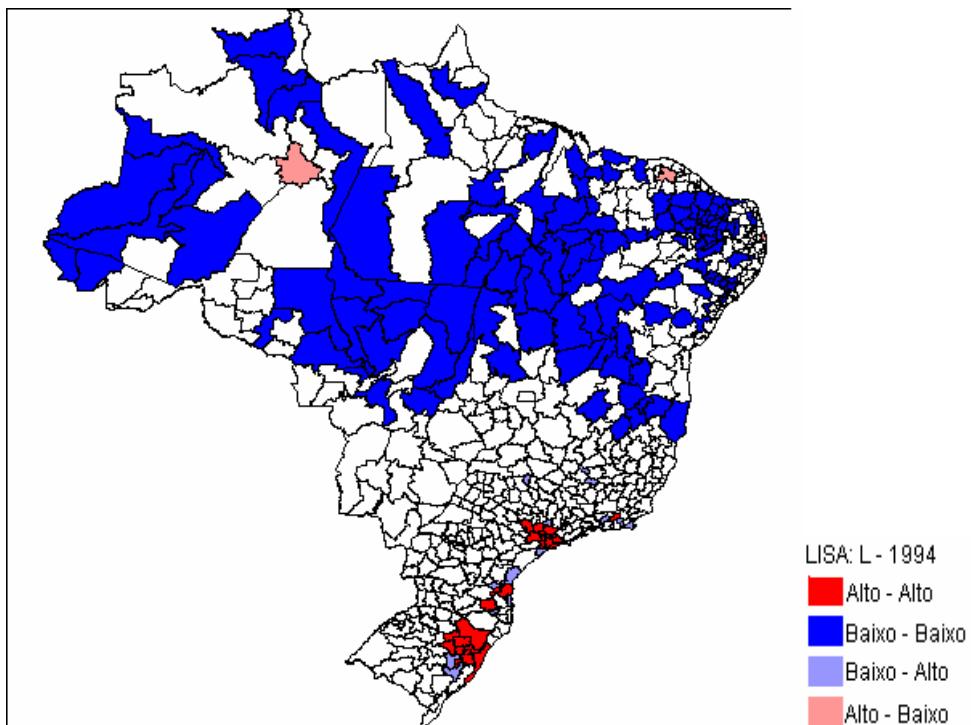


MAPA 32: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação microrregional no emprego do segmento intensivo em capital, em 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

Para o ano de 2004, esse padrão espacial não se altera muito. Na forma AA, São Paulo perde um *cluster* e Santa Catarina ganha um deles. No tipo BB, o número total praticamente permanece constante, contudo, existe variação nas quantidades de *clusters* dos estados do Nordeste, onde o Ceará tem agora 21 deles. A forma BA ganha mais dois *outliers*, mas todos localizados nas mesmas regiões, já o tipo AB passa a ser encontrado, de novo, em Manaus e agora na microrregião de Feira de Santana-BA. Estas constatações de menor variabilidade no padrão espacial são, assim, consistentes com a baixa desconcentração industrial verificada para este segmento.

Por sua vez, conforme indicam os Mapas 33 e 34, no setor de trabalho intensivo, o estado de São Paulo exibe menor incidência de associação espacial local do tipo AA, comparativamente ao segmento anterior. Com efeito, do total de 24, neste estado registraram 12 *clusters* industriais, em contrapartida, o Rio Grande do Sul tem oito e Santa Catarina possui três. O tipo BB da associação espacial local é observado 123 vezes, de novo, distribuído nos estados da região Nordeste e Norte, assim como no Mato Grosso do Sul e Minas Gerais. Ao passo que existem 15 *outliers* do tipo BA espalhados nos estados das regiões Sudeste e Sul, e três do tipo AB localizados nas microrregiões de Manaus-AM, Sobral-CE e João Pessoa-PB.



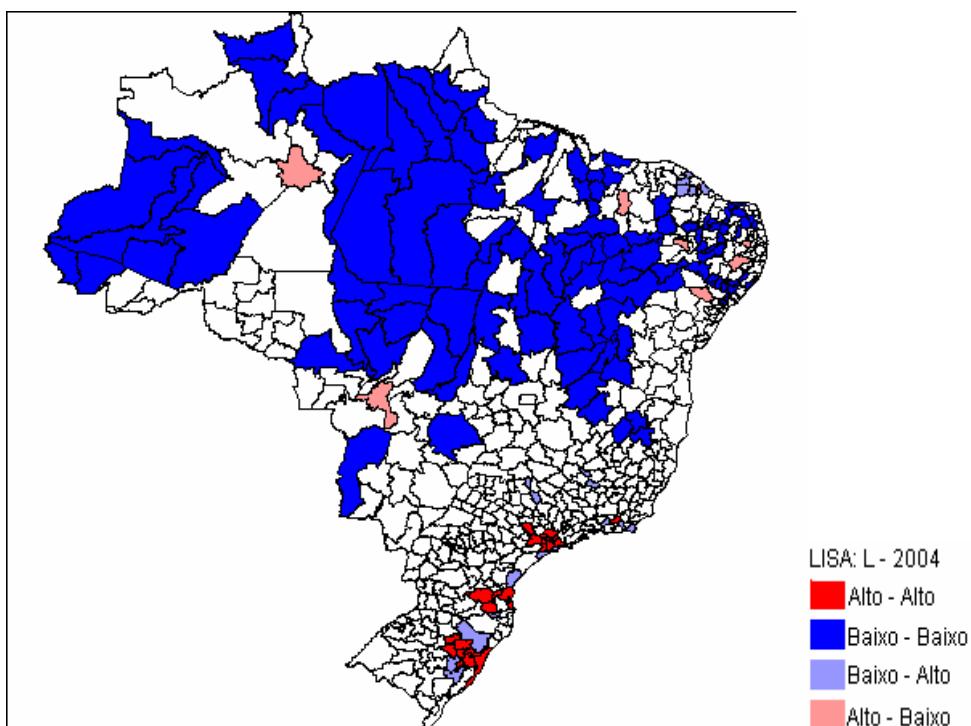
MAPA 33: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação microrregional no emprego do segmento intensivo em trabalho, em 1994

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

No ano de 2004, os *clusters* do tipo AA permanecem com o mesmo número, porém, São Paulo tem perda de dois e Rio Grande do Sul de um, enquanto Santa Catarina aparece agora com cinco deles e o Ceará com um (microrregião de Pacajus), fato que é consistente com o ganho de participação do emprego, que este último estado teve no segmento de trabalho intensivo, bem como com a perda de participação sofrida que as duas primeiras unidades da federação tiveram. Já o registro de associação espacial do tipo BB cai para 108, enquanto os *outliers* aumentam para vinte no tipo BA e sete no AB. O destaque neste ano fica registrado para o estado cearense, onde se notam presentes os quatro tipos de associação espacial, o que sugere novos pólos industriais locais no Nordeste, ainda sem efeitos de vizinhanças.

Por último, os Mapas 35 e 36 apresentam o padrão espacial local da participação microrregional do emprego no setor intensivo no uso do fator recursos naturais, na ordem, para 1994 e 2004. Observa-se, então, para o primeiro ano, 25 *clusters* do tipo AA, os quais, além de estarem presentes nos estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Rio Grande do Sul, também são registrados em microrregiões pertencentes aos estados de Pernambuco e Alagoas, locais com forte presença da indústria do açúcar. O tipo BB, de novo, localiza-se,

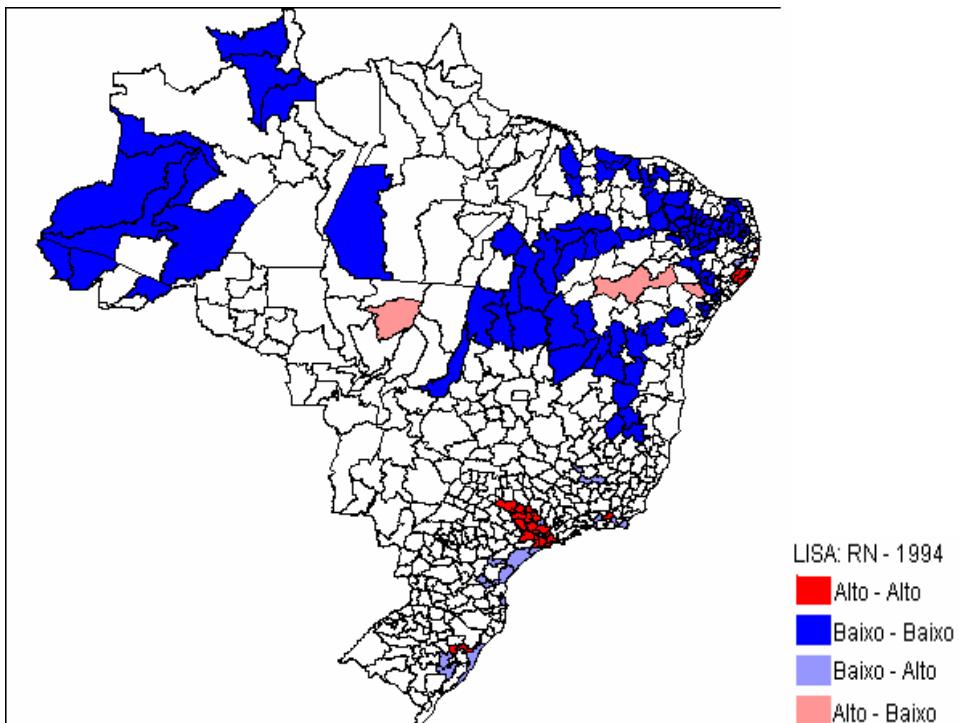
principalmente, no Nordeste e no Norte do país. Já os *outliers* espaciais BA aparecem nas regiões Sudeste e Sul do país, assim como em microrregiões localizadas na Paraíba, Pernambuco e Alagoas, ao passo que o tipo AB é notado duas vezes na Bahia e uma no Mato Grosso do Sul.



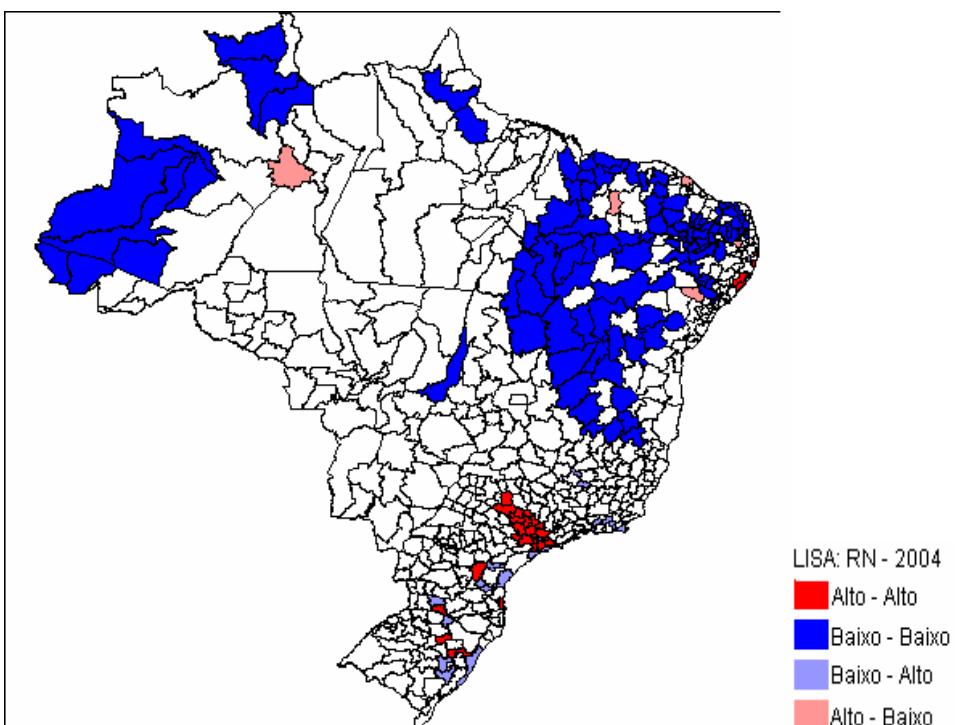
MAPA 34: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação microrregional no emprego do segmento intensivo em trabalho, em 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

No ano de 2004, o número de *clusters* do tipo AA, no segmento recursos naturais intensivo aumenta para 29, surgindo também nos estados do Paraná e Santa Catarina. O tipo BB aumenta para 101 *clusters*, com destaque para os ganhos tidos pelos estados do Maranhão e Minas Gerais, os quais agora registram 14 e 7 áreas, respectivamente. Já os *outliers* do tipo BA são os únicos deste caso que sofreram redução no período em questão, caindo para 21 unidades, destas o Nordeste agora passa a responder apenas por duas, enquanto os do tipo AB são registrados cinco vezes, uma em Manaus-AM, uma em Teresina-PI, uma em Fortaleza-CE, uma em Campina Grande-PB e uma em Feira de Santana-BA. Pode-se, assim, observar que as evidências de associações espaciais locais são relativamente melhor distribuídas geograficamente, fato que é consistente com o caráter menos concentrado deste segmento industrial.



MAPA 35: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação microrregional no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, em 1994
 Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 36: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – participação microrregional no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, em 2004
 Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

A Tabela 6 consolida as informações visuais dos mapas da participação microrregional do emprego nos quatro conjuntos econômicos, registrando o número por tipo de associações espaciais locais significantes em cada unidade da federação. Em geral, o tipo AA da correlação espacial local é registrado, particularmente, nas regiões Sudeste e Sul, com maior incidência no estado de São Paulo, onde este tem apresentado declínio do número de *clusters*, no período entre 1994 e 2004, em favor, em parte, de estados localizados nestas próprias regiões. Isto é consistente com o fato da desconcentração industrial acontecer de forma concentrada, direcionada, principalmente, para os estados do Sul do país. O *cluster* do tipo BB é mais evidente nas regiões Nordeste e Norte. O *outliers* tipo BA é notado mais nas regiões Sudeste e Sul, já o do tipo AB é fracamente registrado, aparecendo em Manaus, em alguns estados do Nordeste e no Mato Grosso. Os números de associação espacial, no período, variam menos no setor capital intensivo e variam mais no setor de recursos naturais intensivo, fato que é consistente com a menor desconcentração ocorrida no primeiro setor e a maior no segundo segmento.

Das formas de associação espacial evidenciadas aqui, a mais relevante de todas é a AA, já que demonstra a correlação espacial significativa entre duas ou mais microrregiões com alta participação de emprego, de modo que isto reflete a forte dependência ou integração econômica entre esses espaços. Seguem, assim, as Tabelas 7 a 10, as quais mostram as microrregiões identificadas como este tipo de *clusters* ou aglomeração industrial, considerado para os quatro conjuntos econômicos. Nestas tabelas também são registradas as participações do emprego e o crescimento destas para cada uma das áreas identificadas como *clusters* estatisticamente significantes, em 1994 e 2004.

Na Tabela 7, são identificados, então, 23 *clusters* da indústria de transformação no ano de 1994, todos localizados nas regiões Sudeste e Sul, sendo um em Minas Gerais, um no Rio Janeiro, 18 em São Paulo, um em Santa Catarina e dois no Rio Grande do Sul. No ano de 2004, este número cai para 21, dos quais um está no Rio de Janeiro, 14 em São Paulo, três em Santa Catarina e três no Rio Grande do Sul. Constata-se, também, que todos os *clusters* do Sul do país tiveram crescimento da participação do emprego positivo, onde o maior deles é registrado em Itajaí-SC. Portanto, neste período, observa-se uma redução no número total, com aumento daqueles identificados para região Sul, fato que é consistente com a desconcentração industrial, mas direcionada, principalmente, para estados próximos de São Paulo.

TABELA 6: Número de associações espaciais significantes: participação do emprego microrregional em 1994 e 2004

UF	Indústria de transformação								Capital intensivo								Trabalho intensivo								Recursos naturais intensivos											
	1994				2004				1994				2004				1994				2004				1994				2004							
	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB				
RO	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3	-	-	-	3	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
AC	-	3	-	-	-	3	-	-	-	4	-	-	-	4	-	-	-	2	-	-	-	2	-	-	-	-	3	-	-	-	-	2	-	-	-	
AM	-	7	-	1	-	7	-	1	-	7	-	1	-	7	-	1	-	6	-	1	-	7	-	1	-	5	-	-	-	5	-	1	-	-		
RR	-	3	-	-	-	3	-	-	-	3	-	-	-	3	-	-	-	3	-	-	-	3	-	-	-	-	3	-	-	-	3	-	-	-	-	
PA	-	6	-	-	-	3	-	-	-	11	-	-	-	7	-	-	-	8	-	-	-	12	-	-	-	-	1	-	-	-	1	-	-	-	-	
AP	-	-	-	-	-	1	-	-	-	2	-	-	-	2	-	-	-	1	-	-	-	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	
TO	-	7	-	-	-	5	-	-	-	4	-	-	-	4	-	-	-	6	-	-	-	5	-	-	-	-	6	-	-	-	3	-	-	-	-	
MA	-	11	-	-	-	14	-	-	-	10	-	-	-	8	-	-	-	13	-	-	-	12	-	-	-	-	8	-	-	-	14	-	-	-	-	
PI	-	7	-	1	-	10	-	1	-	6	-	-	-	11	-	-	-	7	-	-	-	8	-	1	-	-	6	-	-	-	8	-	1	-	-	
CE	-	14	-	-	-	9	-	2	-	19	-	1	-	21	-	-	-	11	-	1	1	3	5	1	-	-	14	-	-	-	13	-	1	-	-	
RN	-	12	-	-	-	11	-	-	-	11	-	-	-	11	-	-	-	11	-	-	-	8	-	-	-	-	10	-	-	-	11	-	-	-	-	
PB	-	13	-	-	-	11	-	1	-	12	-	-	-	11	-	-	-	8	-	1	-	6	-	1	-	-	14	1	-	-	12	-	1	-	-	
PE	-	3	1	-	-	3	-	-	-	2	-	-	-	4	-	-	-	3	-	-	-	3	-	1	2	2	2	-	2	3	1	-	-	-		
AL	-	4	-	-	-	4	-	-	-	3	-	-	-	6	-	-	-	7	-	-	-	9	-	-	3	3	1	-	2	3	1	-	-	-		
SE	-	6	-	-	-	3	-	-	-	1	-	-	-	1	-	-	-	4	-	-	-	3	-	-	-	7	-	-	-	2	-	-	-	-	-	-
BA	-	15	-	-	-	12	-	1	-	15	-	-	-	12	-	1	-	15	-	-	-	8	-	1	-	10	-	2	-	12	-	1	-	-		
MG	1	5	2	-	-	4	2	-	4	3	2	-	4	3	3	-	6	2	-	-	5	2	-	-	4	3	-	-	7	2	-	-	-	-	-	
ES	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
RJ	1	-	4	-	1	-	4	-	1	-	4	-	1	-	4	-	1	-	4	-	1	-	4	-	1	-	4	-	-	-	5	-	-	-		
SP	18	-	2	-	14	-	3	-	17	-	5	-	16	-	5	-	12	-	3	-	10	-	4	-	17	-	4	-	19	-	3	-	-	-		
PR	-	-	3	-	-	4	-	-	-	1	-	-	-	3	-	-	-	2	-	-	-	1	-	-	-	4	-	1	-	4	-	-	-	-	-	-
SC	1	-	1	-	3	-	-	-	-	2	-	1	-	1	-	3	-	2	-	5	-	1	-	-	-	1	-	2	-	1	-	-	-	-	-	-
RS	2	-	4	-	3	-	4	-	1	-	4	-	1	-	4	-	8	-	2	-	7	-	3	-	2	-	3	-	3	-	4	-	-	-		
MS	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MT	-	2	-	-	-	1	-	-	-	10	-	-	-	8	-	-	-	13	-	-	-	9	-	1	-	1	-	1	-	1	-	-	-	-	-	
GO	-	1	-	-	-	-	1	-	1	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
DF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Total	23	119	17	2	21	104	17	7	23	128	18	2	23	127	20	2	24	126	15	3	24	108	20	7	25	97	23	3	29	101	21	5				

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Nota: Os tipos AA (alta – alta) e BB (baixa – baixa) referem-se às duas formas de associação espacial positiva. Já os tipos BA (baixa – alta) e AB (alta - baixa) referem-se às formas da associação espacial negativa.

TABELA 7: Identificação de *clusters*: por microrregiões e indústria de transformação em 1994 e 2004 - %

sigla_uf	nome_micro	participação		crescimento 1994-2004	<i>clusters</i>	
		1994	2004		1994	2004
MG	Divinópolis	0,49	0,75	53,17	x	
RJ	Serrana	0,39	0,26	-35,31	x	x
SP	Rio Claro	0,23	0,33	43,66	x	
SP	Limeira	0,87	0,81	-6,63	x	x
SP	Piracicaba	0,74	0,73	-1,39	x	x
SP	Pirassununga	0,21	0,18	-15,69	x	
SP	Moji Mirim	0,50	0,51	0,58	x	x
SP	Campinas	3,31	3,09	-6,48	x	x
SP	Amparo	0,20	0,20	-2,02	x	x
SP	Tatuí	0,28	0,32	13,25	x	
SP	Sorocaba	1,65	1,53	-7,44	x	x
SP	Jundiaí	1,02	0,89	-11,89	x	x
SP	Bragança Paulista	0,47	0,52	9,76	x	x
SP	São José dos Campos	1,49	1,44	-3,85	x	
SP	Osasco	1,51	1,41	-6,60	x	x
SP	Guarulhos	2,08	1,61	-22,80	x	x
SP	Itapecerica da Serra	0,79	0,72	-9,18	x	x
SP	São Paulo	19,46	11,44	-41,20	x	x
SP	Moji das Cruzes	1,16	0,97	-15,87	x	x
SP	Santos	0,55	0,30	-44,89	x	x
SC	São Bento do Sul	0,38	0,41	7,25	x	x
SC	Joinville	1,57	1,65	5,13		x
SC	Itajaí	0,14	0,28	104,90		x
RS	Guaporé	0,14	0,26	89,92		x
RS	Montenegro	0,31	0,48	55,15	x	x
RS	Gramado-Canela	0,82	0,92	11,35	x	x

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Em relação ao segmento de capital intensivo, a Tabela 8 identifica 23 *clusters* industriais, tanto em 1994 quanto em 2004, onde Itajaí-SC apresenta o maior crescimento da participação do emprego e Serrana-RJ o maior decrescimento. No primeiro ano, quatro deles estão localizados em Minas Gerais, um no Rio de Janeiro, outro no Rio Grande do Sul e 17 em São Paulo. Em 2004, este último estado perde um, enquanto Santa Catarina ganha um deles, mantendo constante, assim, o total de aglomerações. Novamente, há consistência nestas constatações com o fato da desconcentração industrial estar acontecendo de forma concentrada.

Por seu turno, são registrados 24 *clusters*, quando se considera o segmento trabalho intensivo. Com efeito, a Tabela 9 exibe, em 1994, um no Rio de Janeiro, 12 em São Paulo, três em Santa Catarina e oito no Rio Grande do Sul. Ao passo que, no ano de 2004, é registrado um no Ceará, um no Rio de Janeiro, dez em São Paulo, cinco em

Santa Catarina e sete no estado gaúcho. Isto sugere, então, um enfraquecimento desta atividade industrial nos estados de São Paulo e Rio Grande do Sul, e fortalecimento nos estados de Santa Catarina e Ceará. De fato, observa-se a microrregião de São Paulo-SP com o maior decrescimento da participação do emprego e boa parte das microrregiões gaúchas também. Nota-se ainda que o maior crescimento é obtido pela microrregião de Pacajus-CE. De novo, isto é coerente com os dados da Tabelas 2, que revelam ganho de participação do emprego nos estados do Sul e no Ceará.

TABELA 8: Identificação de *clusters*: por microrregiões e segmento capital intensivo em 1994 e 2004 - %

sigla_uf	nome_micro	participação		crescimento 1994-2004	clusters	
		1994	2004		1994	2004
MG	Sete Lagoas	0,54	0,65	20,71	x	x
MG	Pará de Minas	0,18	0,17	-6,86	x	
MG	Itabira	0,23	0,22	-4,46	x	x
MG	Divinópolis	0,61	0,76	24,08	x	x
MG	Pousos Alegre	0,21	0,34	64,37		x
RJ	Serrana	0,39	0,22	-43,21	x	x
SP	Limeira	0,73	0,86	18,57	x	x
SP	Piracicaba	0,82	1,00	22,41	x	x
SP	Moji Mirim	0,52	0,79	53,13	x	x
SP	Campinas	4,99	5,29	5,97	x	x
SP	Amparo	0,26	0,25	-4,84	x	x
SP	Tatuí	0,28	0,31	10,31	x	x
SP	Sorocaba	2,20	2,32	5,55	x	x
SP	Jundiaí	1,16	1,14	-1,93	x	x
SP	Bragança Paulista	0,59	0,80	35,20	x	x
SP	São José dos Campos	2,75	2,86	4,25	x	x
SP	Guaratinguetá	0,35	0,44	27,80	x	
SP	Osasco	2,00	1,92	-3,64	x	x
SP	Guarulhos	3,17	2,65	-16,21	x	x
SP	Itapecerica da Serra	1,17	1,15	-1,45	x	x
SP	São Paulo	25,52	16,34	-35,98	x	x
SP	Moji das Cruzes	1,49	1,29	-13,85	x	x
SP	Santos	0,85	0,52	-39,53	x	x
SC	Itajaí	0,10	0,22	114,65		x
RS	São Jerônimo	0,21	0,21	-4,26	x	x

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Por fim, a Tabela 10 identifica, em 1994, 25 *clusters* para o caso do setor recursos naturais intensivos, onde dois estão situados em Pernambuco, três em Alagoas, um no Rio de Janeiro, 17 em São Paulo e dois no Rio Grande do Sul. Enquanto, em 2004, este número é elevado para 29, dos quais dois se repetem em Pernambuco, dois em Alagoas, 19 em São Paulo, um no Paraná, dois em Santa Catarina e três no Rio Grande do Sul. Dentre todas essas áreas, as microrregiões de Guaporé-RS e Itajaí-SC

exibem os maiores desempenhos de crescimento da participação do emprego e, de novo, São Paulo-SP demonstra a maior queda. Comparativamente aos casos anteriores, observa-se, então, que os *clusters* aparecem em mais estados, inclusive no Nordeste, assim como, em 2004, registra-se a maior quantidade de aglomerações significativas. Estes números, novamente, são coerentes com o fato do segmento em questão sofrer a maior desconcentração industrial e ser o menos concentrado de todos os conjuntos econômicos considerados.

TABELA 9: Identificação de *clusters*: por microrregiões e segmento trabalho intensivo em 1994 e 2004 - %

sigla_uf	nome_micro	participação		crescimento 1994-2004	clusters	
		1994	2004		1994	2004
CE	Pacajus	0,04	0,61	1519,27	x	
RJ	Serrana	0,68	0,43	-36,80	x	x
SP	Piracicaba	0,54	0,44	-18,04	x	x
SP	Campinas	1,54	1,45	-5,86	x	
SP	Sorocaba	1,28	0,81	-36,61	x	x
SP	Jundiaí	0,55	0,39	-29,75	x	x
SP	Bragança Paulista	0,49	0,37	-23,22	x	x
SP	Osasco	1,27	1,27	0,37	x	x
SP	Franco da Rocha	0,29	0,20	-31,63	x	x
SP	Guarulhos	1,17	0,80	-31,74	x	x
SP	Itapecerica da Serra	0,49	0,41	-16,54	x	x
SP	São Paulo	18,18	10,65	-41,40	x	x
SP	Moji das Cruzes	1,02	1,01	-0,93	x	x
SP	Santos	0,25	0,17	-31,33	x	
SC	Canoinhas	0,25	0,21	-15,59	x	
SC	São Bento do Sul	0,96	0,96	-0,21	x	x
SC	Joinville	1,36	1,23	-9,38	x	x
SC	Rio do Sul	0,43	0,61	42,21	x	x
SC	Itajaí	0,15	0,22	50,43	x	
RS	Guaporé	0,31	0,43	39,71	x	x
RS	Vacaria	0,23	0,17	-28,21	x	
RS	Caxias do Sul	2,55	2,08	-18,58	x	x
RS	Lajeado-Estrela	1,34	1,49	11,02	x	x
RS	Montenegro	0,77	1,01	31,14	x	x
RS	Gramado-Canela	3,03	2,97	-2,19	x	x
RS	Porto Alegre	8,00	6,15	-23,11	x	x
RS	Osório	0,34	0,33	-2,26	x	x

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

TABELA 10: Identificação de *clusters*: por microrregiões e segmento recursos naturais intensivo em 1994 e 2004 - %

sigla_uf	nome_micro	participação		crescimento 1994-2004	<i>clusters</i>	
		1994	2004		1994	2004
PE	Itamaracá	0,25	0,26	4,17	x	x
PE	Suape	0,31	0,62	99,92	x	x
AL	Serrana dos Quilombos	0,38	0,36	-5,83	x	
AL	Mata Alagoana	0,55	0,84	51,73	x	x
AL	Maceió	0,61	1,02	67,23	x	x
SP	Jaboticabal	0,69	0,63	-8,56		x
RJ	Serrana	0,19	0,16	-13,94	x	
SP	Araraquara	0,55	0,56	1,90	x	x
SP	São Carlos	0,25	0,25	1,91	x	x
SP	Rio Claro	0,32	0,40	23,46	x	x
SP	Limeira	1,12	0,85	-23,63	x	x
SP	Piracicaba	0,79	0,64	-18,30	x	x
SP	Pirassununga	0,33	0,27	-17,26	x	x
SP	Moji Mirim	0,35	0,27	-21,91	x	x
SP	Campinas	2,34	1,85	-20,77	x	x
SP	Amparo	0,18	0,18	4,37		x
SP	Tatuí	0,34	0,39	17,50		x
SP	Sorocaba	1,19	1,18	-1,13	x	x
SP	Jundiaí	1,16	1,00	-14,06	x	x
SP	Bragança Paulista	0,30	0,31	3,52	x	x
SP	Osasco	1,04	0,94	-9,23	x	x
SP	Guarulhos	1,29	1,04	-19,75	x	x
SP	Itapecerica da Serra	0,51	0,47	-8,19	x	x
SP	São Paulo	12,21	6,54	-46,47	x	x
SP	Moji das Cruzes	0,81	0,60	-26,01	x	x
SP	Santos	0,35	0,16	-55,46	x	
PR	Ponta Grossa	0,57	0,61	6,70		x
SC	Concórdia	0,37	0,52	41,18		x
SC	Itajaí	0,18	0,40	123,11		x
RS	Guaporé	0,13	0,33	160,58		x
RS	Montenegro	0,26	0,46	76,79	x	x
RS	Gramado-Canela	0,18	0,25	39,05	x	x

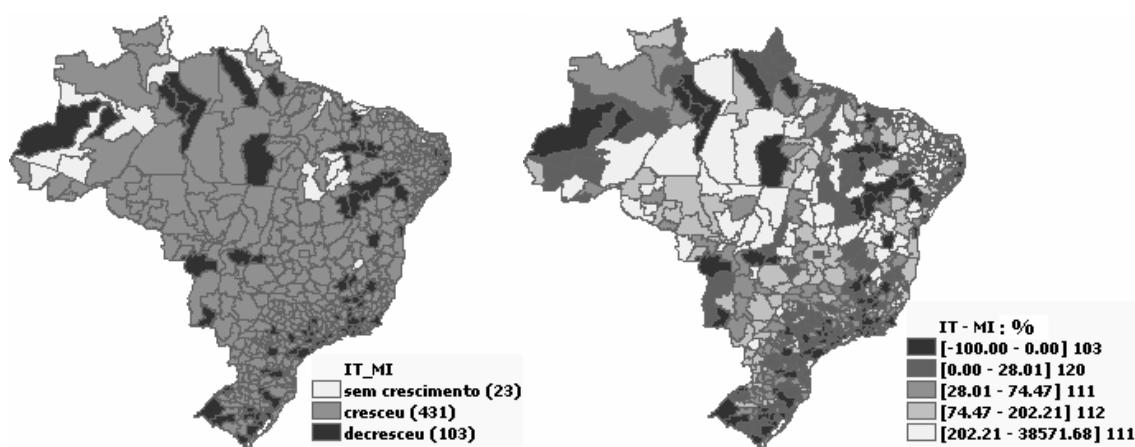
Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

4.3 Distribuição Espacial do Crescimento da Participação Microrregional no Emprego Industrial e Identificação dos Pólos Dinâmicos de Crescimento

A fim de se observar as áreas de maior dinamismo, em termos do crescimento do emprego, apresentam-se, a seguir, os mapas de crescimento da participação microrregional no emprego, tanto por valor único quanto por *quantil*. O primeiro deles está à esquerda, exibindo as microrregiões que crescem ou decrescem, em termos das suas participações no emprego. Enquanto o segundo mapa encontra-se à direita, mostrando esse crescimento por grupos de valores ou *quantis*.

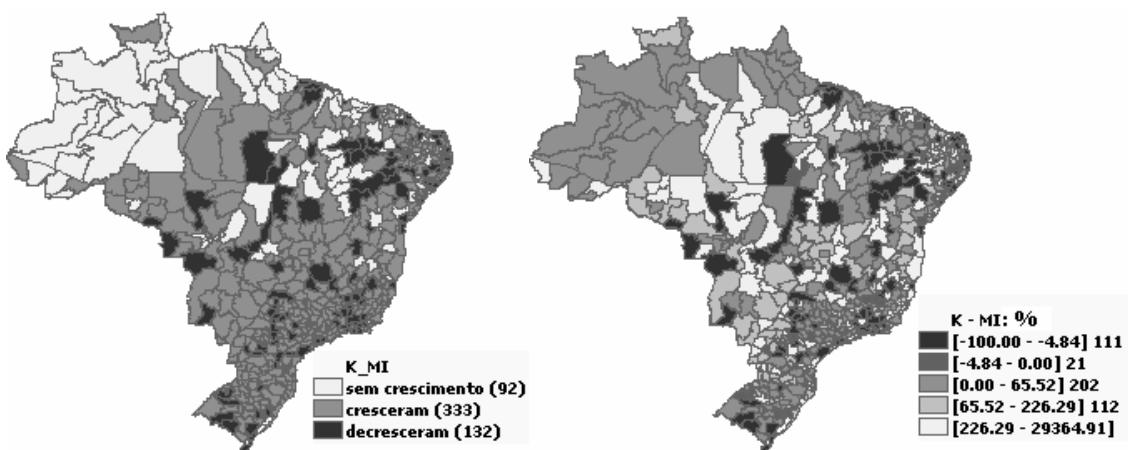
O Mapa 37 retrata o crescimento das participações microrregionais no emprego da indústria de transformação, no período de 1994 a 2004. No mapa à esquerda, as áreas na cor preta mostram as microrregiões com decrescimento destas participações e aquelas em cinza exibem as que crescem. Assim, a inspeção visual mostra que boa parte das 103 microrregiões que apresentaram decrescimento está situada no interior do Nordeste e nas regiões Sudeste e Sul, sobretudo, nos estados do Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo. Este último estado lidera o *rank* com 22 delas, seguido pelo estado gaúcho com 13 e Minas Gerais com 12 delas. No mapa à direita, as áreas mais claras visualizam-se as microrregiões de maior crescimento, ou seja, aquelas alocadas nos *quantis* superiores. Desse modo, as microrregiões com maiores crescimento incidem mais nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste. Vale lembrar, contudo, que estas áreas de maior dinamismo apresentam, no geral, números absolutos do emprego pequenos, com consequentes baixas participações do emprego.

Em relação aos recortes setoriais, o Mapa 38, novamente, mostra que as microrregiões em decrescimento, em termos das participações no emprego do segmento de capital intensivo, estão localizadas, principalmente, no interior do Nordeste, na região Sudeste e, em menor proporção, no Sul do país e no Mato Grosso. Das 132 microrregiões que registram queda da participação do emprego neste segmento, 21 delas estão situadas no estado de São Paulo, 19 delas em Minas Gerais e nove no Rio Grande do Sul. Por outro lado, nos *quantis* superiores do mapa à direita, onde são alocadas as microrregiões de maior crescimento, grande parte pertence às regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste.



MAPA 37: Crescimento das participações do emprego microrregional – indústria de transformação no período entre 1994 e 2004

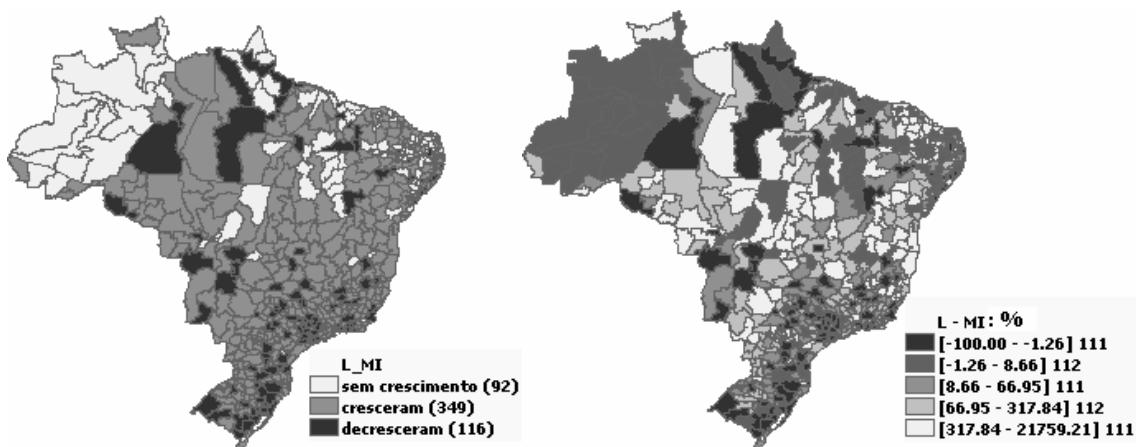
Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 38: Crescimento das participações do emprego microrregional – segmento de capital intensivo, no período entre 1994 e 2004

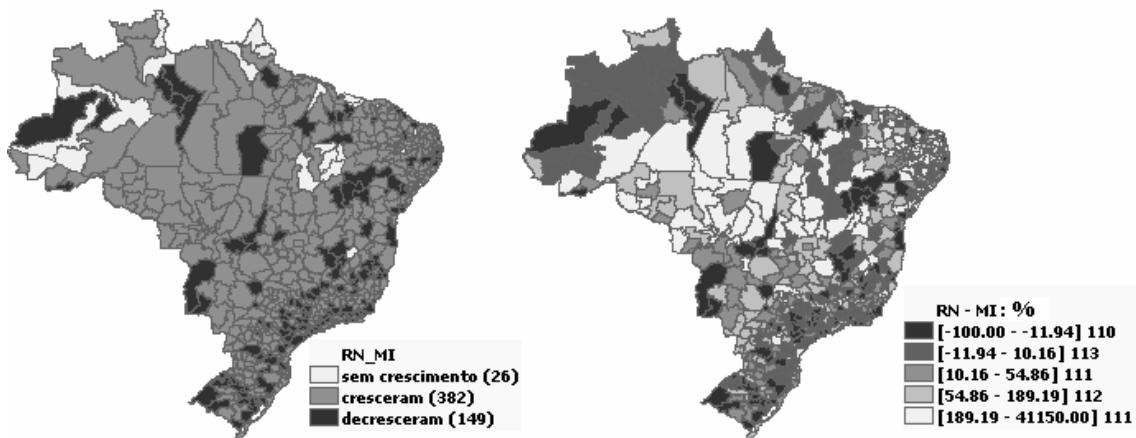
Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

Já em relação ao segmento trabalho intensivo, o Mapa 39 da esquerda indica que a maioria das microrregiões, que apresenta decrescimento das suas participações no emprego, encontra-se localizadas na região Sudeste e Sul do país. Do total de 116 microrregiões, 27 pertencem ao estado de São Paulo, 15 situam-se no Rio Grande do Sul e 13 em Minas Gerais. Já a inspeção visual do mapa da direita mostra que as microrregiões, que obtêm taxas mais elevadas de crescimento, aquelas presentes nos últimos *quantis*, localizam-se, principalmente, no Norte, Centro-Oeste e nos interiores do Nordeste e do Sul.



MAPA 39: Crescimento das participações do emprego microrregional – segmento de trabalho intensivo, no período entre 1994 e 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 40: Crescimento das participações do emprego estadual – segmento de recursos naturais intensivo, no período entre 1994 e 2004

Fonte: Elaborado pelo autor, no programa Terraview, a partir dos dados da RAIS.

Por fim, no Mapa 40, visualiza-se que as microrregiões do interior do Nordeste e as regiões Sudeste e Norte são as que mais perdem peso no emprego no setor intensivo em recursos naturais. O estado de São Paulo, outra vez, lidera o *rank* com 29 microrregiões, seguido por Minas Gerais (20) e Rio Grande do Sul (16). Enquanto as maiores taxas de crescimento da participação no emprego são observadas para as microrregiões pertencentes ao Norte, Centro-Oeste e Nordeste do país, assim como parte oeste do Paraná e de Santa Catarina.

Também se percebem, em todos os mapas do crescimento das participações microrregionais do emprego, *por quantil*, áreas contíguas apresentando valores similares desta participação, o que pode sugerir algum padrão de associação espacial relacionado a esta variável. Assim, na seção seguinte, usam-se testes da estatística espacial para verificar a suposição da existência de alguma forma de dependência espacial dos dados, tanto em relação à participação microrregional no emprego dos conjuntos econômicos considerados até aqui no estudo, para os anos polares de 1994 e 2004, quanto a respeito do crescimento deste atributo no período. Ademais, no capítulo 6 utiliza-se um modelo econométrico, com a tarefa de examinar os determinantes econômicos do crescimento do emprego industrial.

As Tabelas 11 e 12 sintetizam os resultados apresentados até o momento neste capítulo. A primeira delas exibe as dez microrregiões com maior participação no emprego, nos quatro conjuntos econômicos, em 1994 e 2004. Também é indicado, nesta tabela, o respectivo crescimento microrregional destas participações entre os dois anos polares. Já a segunda tabela registra as dez microrregiões com o maior crescimento da participação do emprego, neste período.

TABELA 11: Dez microrregiões com maior participação do emprego em 1994 e crescimento do emprego, segundo a indústria de transformação e segmentos industriais - %

sigla_uf	nome_micro	Participação_1994	Participação_2004	Crescimento
Indústria de transformação				
SP	São Paulo	19,46	11,44	-41,20
RJ	Rio de Janeiro	5,75	3,44	-40,20
RS	Porto Alegre	4,27	3,67	-14,09
SP	Campinas	3,31	3,09	-6,48
MG	Belo Horizonte	3,16	2,70	-14,34
PR	Curitiba	2,29	2,55	11,28
SP	Guarulhos ¹	2,08	1,61	-22,80
RS	Caxias do Sul	1,72	1,89	10,32
CE	Fortaleza	1,69	1,76	4,24
SC	Blumenau	1,66	1,76	5,50
SC	Joinville ²	1,57	1,65	5,13
Segmento capital intensivo				
SP	São Paulo	25,52	16,34	-35,98
RJ	Rio de Janeiro	5,65	3,77	-33,27
SP	Campinas	4,99	5,29	5,97
MG	Belo Horizonte	3,89	3,71	-4,62
RS	Porto Alegre	3,58	3,50	-2,03
SP	Guarulhos	3,17	2,65	-16,21
SP	São Jose dos Campos	2,75	2,86	4,25
PR	Curitiba	2,38	3,33	39,91
SC	Joinville	2,20	2,56	16,58
SP	Sorocaba ¹	2,20	2,32	5,55
AM	Manaus ²	1,46	2,53	72,86
Segmento trabalho intensivo				
SP	São Paulo	18,18	10,65	-41,40
RS	Porto Alegre	8,00	6,15	-23,11
RJ	Rio de Janeiro	6,91	3,83	-44,50
RS	Gramado-Canela	3,03	2,97	-2,19
MG	Belo Horizonte	2,73	1,98	-27,50
RS	Caxias do Sul	2,55	2,08	-18,58
CE	Fortaleza	2,39	2,99	25,41
SC	Blumenau	2,31	2,35	2,04
SP	Franca	2,09	1,98	-5,04
PR	Curitiba	1,76	1,59	-9,89
Segmento recursos naturais intensivos				
SP	São Paulo	12,21	6,54	-46,47
RJ	Rio de Janeiro	5,03	2,77	-44,86
PR	Curitiba	2,56	2,39	-6,67
MG	Belo Horizonte	2,48	2,11	-14,74
RS	Porto Alegre	2,44	2,00	-17,99
SP	Campinas	2,34	1,85	-20,77
PE	Mata Meridional Pernambucana ¹	1,86	0,93	-49,96
CE	Fortaleza	1,66	1,42	-14,68
PE	Recife ¹	1,47	1,17	-20,32
PE	Mata Setentrional Pernambucana ¹	1,38	0,73	-47,13
AL	São Miguel dos Campos ²	1,09	1,35	24,18
GO	Goiânia ²	0,73	1,18	61,62
SP	Sorocaba ²	1,19	1,18	-1,13

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Nota: O 1 indica que a microrregião está na lista das dez apenas em 1994, já o 2 mostra que ela está só presente em 2004.

TABELA 12: As dez microrregiões com maior crescimento da participação do emprego, segundo a indústria de transformação e segmentos industriais no período de 1994 e 2004 - %

sigla_uf	nome_micro	participação_1994	participação_2004	crescimento
Indústria de transformação				
PB	Sousa	0,00004	0,01543	38571,68
CE	Chorozinho	0,00006	0,01558	25953,51
SE	Japaratuba	0,00016	0,02655	16598,11
CE	Médio Curu	0,00006	0,00715	11856,52
MT	Paranatinga	0,00018	0,01674	9251,96
PB	Itaporanga	0,00004	0,00339	8396,24
PB	Seridó Ocidental Paraibano	0,00006	0,00496	8194,31
PB	Curimataú Oriental	0,00006	0,00270	4415,05
MT	Norte Araguaia	0,00048	0,01889	3851,88
PA	Salgado	0,00034	0,00904	2566,67
Segmento capital intensivo				
PA	Paragominas	0,00046	0,13436	29364,91
PB	Sousa	0,00005	0,01109	24220,18
MG	Capelinha	0,00005	0,00863	18825,44
MT	Alto Araguaia	0,00005	0,00797	17378,07
PB	Itaporanga	0,00009	0,00687	7432,89
MA	Codó	0,00027	0,01968	7082,48
SC	Tabuleiro	0,00009	0,00449	4823,25
SP	Paraibuna/Paraitinga	0,00073	0,03473	4657,53
CE	Cascavel	0,00009	0,00361	3858,33
GO	Iporá	0,00005	0,00167	3562,28
Segmento trabalho intensivo				
CE	Uruburetama	0,00083	0,18165	21759,21
BA	Itapetinga	0,00224	0,47979	21319,20
SE	Boquim	0,00025	0,03861	15406,02
CE	Baixo Jaguaribe	0,00183	0,24860	13484,70
PB	Brejo Paraibano	0,00008	0,01113	13293,50
BA	Serrinha	0,00150	0,19337	12791,33
CE	Canindé	0,00008	0,00993	11849,46
PB	Sapé	0,00017	0,01702	10153,01
CE	Litoral de Camocim e Acaraú	0,00108	0,08496	7766,67
SC	Tabuleiro	0,00008	0,00556	6590,73
Segmento recursos naturais intensivos				
PB	Sousa	0,00006	0,02541	41150,00
AL	Penedo	0,00117	0,27759	23625,64
CE	Chorozinho	0,00019	0,03731	20067,57
MT	Paranatinga	0,00056	0,04723	8409,91
PB	Seridó Ocidental Paraibano	0,00019	0,01416	7554,05
RN	Baixa Verde	0,00006	0,00375	5987,66
PA	Salgado	0,00068	0,02576	3699,41
MT	Norte Araguaia	0,00148	0,04091	2664,19
AM	Madeira	0,00043	0,01012	2248,03
MA	Porto Franco	0,00086	0,01974	2187,37

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Em suma, como observado anteriormente, os dados indicam a forte concentração industrial nas regiões Sudeste e Sul do país, sobretudo em São Paulo. Destaca-se a presença da microrregião de Fortaleza na lista das dez maiores em termos da participação do emprego na indústria de transformação como um todo e nos segmentos capital e trabalho intensivo, Manaus no segmento capital intensivo e as microrregiões de Recife, da Mata Meridional Pernambucana e da Mata Setentrional Pernambucana, São Miguel dos Campos-AL e Goiânia-GO no segmento recursos naturais intensivos. No período de 1994 a 2004, apenas as três últimas microrregiões têm crescimento positivo da participação do emprego na indústria de transformação. Das dez, a metade das microrregiões tem crescimento no segmento capital intensivo, das quais os maiores ganhos foram em Manaus (72,86%), que não aparece na lista em 1994, e Curitiba (39,81%). No setor trabalho intensivo, assinala apenas duas microrregiões com crescimento positivo, com ênfase para Fortaleza (25,41%), enquanto no segmento de recursos naturais intensivo, todas as microrregiões presentes, em 1994, sofrem decrescimento de suas participações do emprego no período em análise.

As informações contidas na Tabela 12, por sua vez, revelam que as dez microrregiões com o maior crescimento da participação do emprego nos quatro conjuntos econômicos, entre 1994 e 2004, pertencem a estados localizados nas regiões Norte, Centro-Oeste e, sobretudo, no Nordeste, sugerindo um movimento da indústria para essas regiões. Com efeito, quando considerada a IT, oito microrregiões da lista das dez pertencem ao Nordeste. Já no segmento de trabalho intensivo, nove delas situam-se nesta região, enquanto em recursos naturais intensivo são seis e no capital intensivo aparecem quatro microrregiões. Além disso, os dados apontam que todas essas microrregiões possuem participação do emprego bastante pequena. A despeito desta pequena participação do emprego industrial, as constatações extraídas para o crescimento do emprego poderiam se configurar como um redirecionamento da indústria brasileira para essas áreas. As evidências ressaltadas aqui parecem confirmar, portanto, o evento da desconcentração industrial no Brasil, neste período recente, com movimentos do emprego para áreas do Norte, Centro-Oeste e Nordeste do país. Ao mesmo tempo, os dados mostram que este processo de desconcentração, considerando as microrregiões, é mais fraco para o segmento capital intensivo e mais forte no segmento intensivo no uso do fator de recursos naturais.

A análise dos mapas do crescimento da participação microrregional sugere algum padrão espacial associado a essa variável, uma vez que são observados grupos de

microrregiões agrupadas espacialmente com valores similares deste atributo. Então, a tarefa seguinte é realizar o teste do *I* de *Moran* na versão local, para confirmar a suposição levantada. Os mapas de *clusters* 41 a 44 e a Tabela 13 apresentam as localidades com os resultados do teste local significante¹⁹.

No Mapa 41, visualizam os resultados para o crescimento da participação microrregional do emprego na indústria de transformação, durante o período de 1994 a 2004. Notam-se, assim, para este caso, os quatros tipos de correlação espacial local. O primeiro deles, AA, ou seja, aquele onde microrregiões de alto crescimento são contíguas também de microrregiões de alto crescimento, é observado em nove áreas²⁰, das quais três estão no Ceará, uma na Paraíba, outra em Sergipe e quatro no Mato Grosso. Por sua vez, o tipo BB, isto é, *clusters* formados de microrregiões com baixo crescimento, cujas vizinhas também possuem baixo crescimento, é o que aparece mais vezes, 69 deles, com destaque para o estado de São Paulo que registra 28 unidades. Já o primeiro tipo de *outliers* (BA), aquele com microrregiões de baixo crescimento e contíguas de microrregiões de alto crescimento, surgem em 20 áreas, das quais sete estão localizadas no estado cearense. Finalmente, o *outlier* AB, definido por microrregião com alto crescimento, cujas vizinhas têm baixo crescimento, é encontrado apenas um no Maranhão e outro no Piauí.

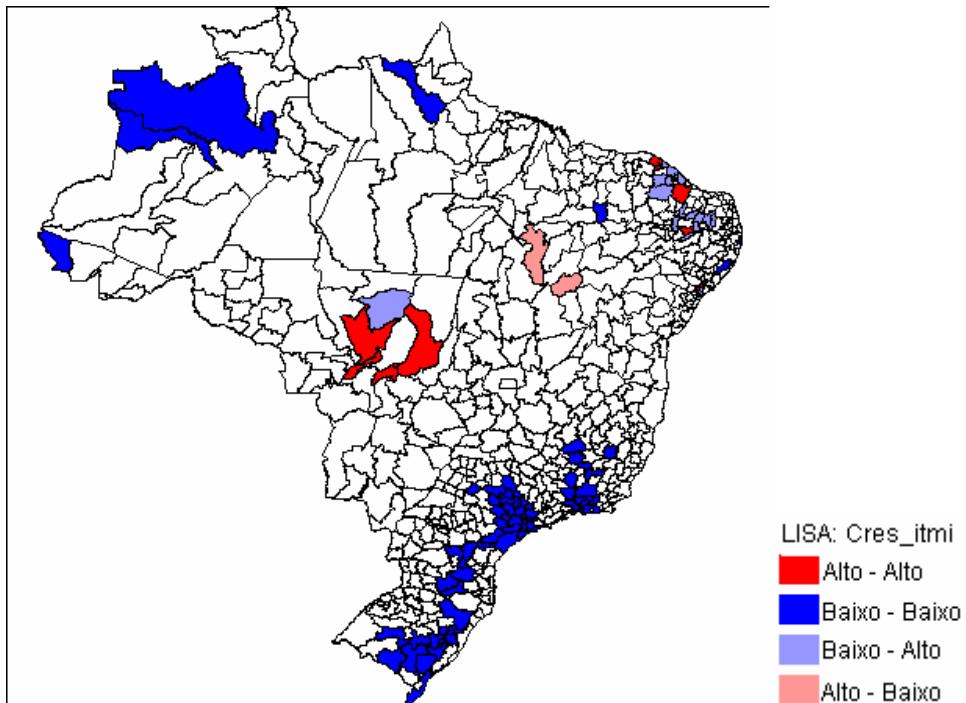
Em relação ao crescimento da participação microrregional do emprego no segmento capital intensivo, o Mapa 42 destaca oito localidades com associação espacial significante AA, duas presentes no Rio Grande do Norte, três em Minas Gerais, duas no Mato Grosso e uma no Mato Grosso do Sul. Também são notadas trinta do tipo BB, das quais oito estão no Piauí. Já a associação espacial local negativa BA é registrada em 24 áreas, onde cinco são da Paraíba e outras cinco de Minas Gerais. Por outro lado, o tipo AB aparece apenas uma vez em cada um dos estados do Rio Grande do Norte, Bahia e Mato Grosso do Sul.

Por sua vez, para o crescimento da participação microrregional do emprego no segmento trabalho intensivo, o Mapa 43 indica 12 *clusters* do tipo AA, dos quais dez estão localizados no Nordeste, e 56 *clusters* do tipo BB, com 17 em São Paulo e 14 deles no Rio Grande do Sul. Em relação aos *outliers*, registram 25 do tipo BA concentrados no Nordeste e apenas um em Minas Gerais. Já o tipo AB é observado,

¹⁹ O teste *I* de *Moran* local é realizado considerando 999 permutações aleatórias.

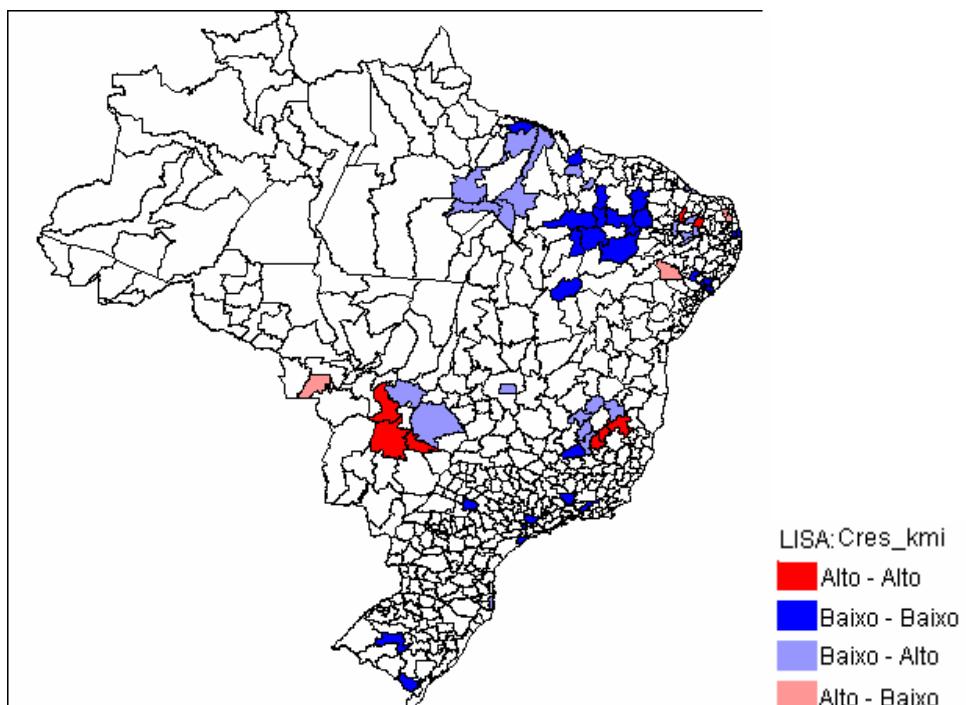
²⁰ Na Tabela 14, adiante, são registrados os nomes das microrregiões detectadas como *clusters* do tipo AA.

uma vez cada, no Maranhão, Alagoas e Paraná. A identificação de *clusters* e *outliers* no Nordeste pode sugerir maior dinamismo desta região para o crescimento do emprego industrial.



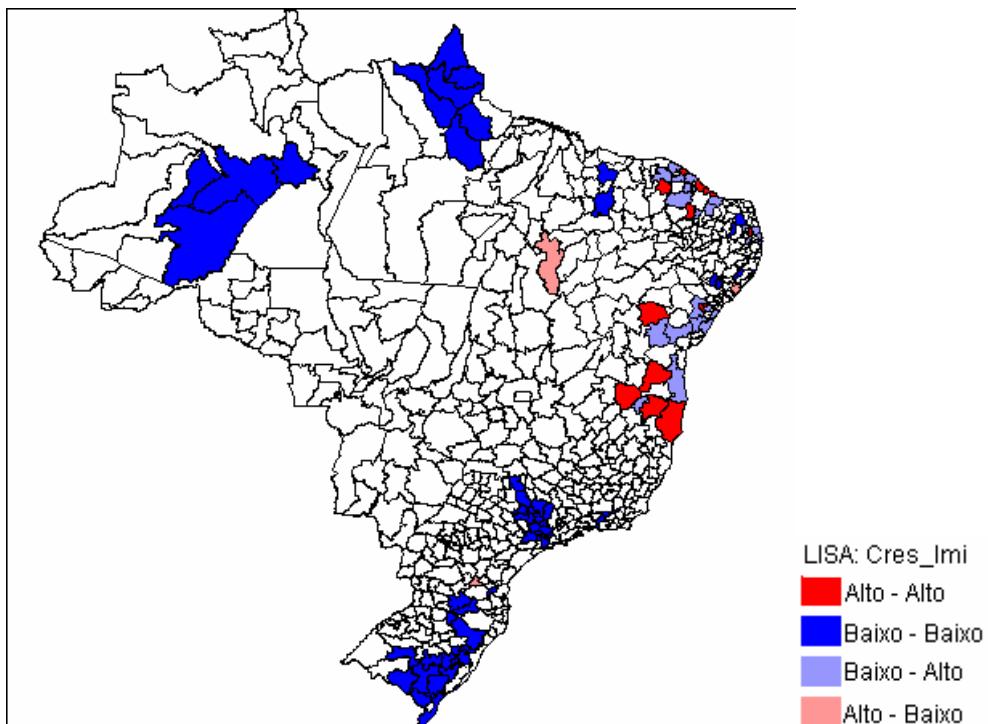
MAPA 41: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – crescimento da participação microrregional no emprego da indústria de transformação, entre 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.



MAPA 42: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – crescimento da participação microrregional no emprego do segmento intensivo em capital, entre 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.



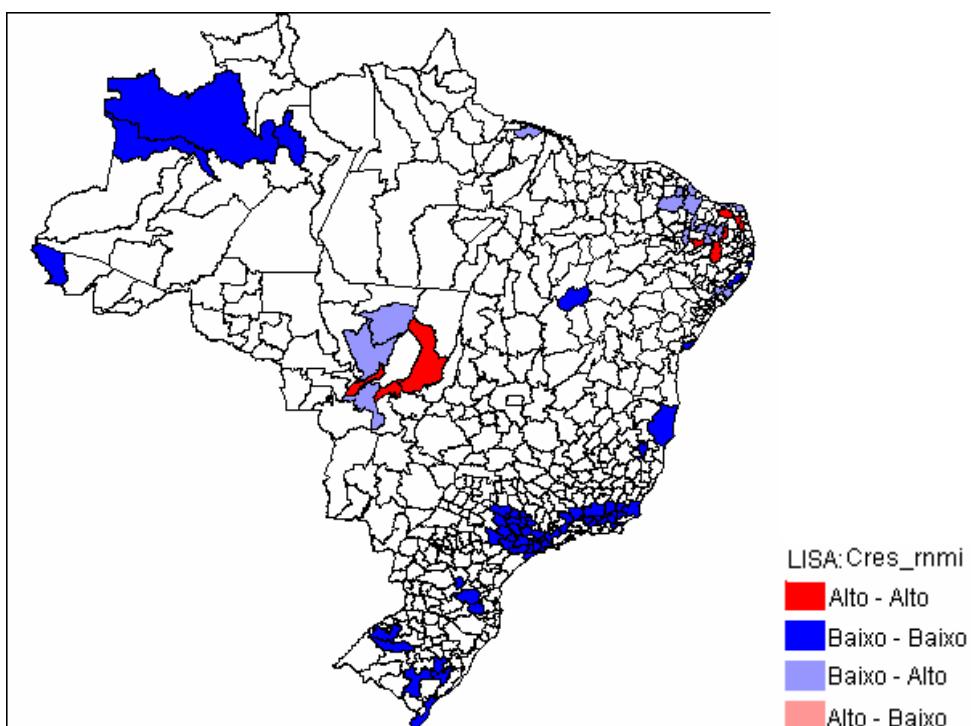
MAPA 43: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – crescimento da participação microrregional no emprego do segmento intensivo em trabalho, entre 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

Finalmente, para o crescimento da participação microrregional do emprego no segmento de recursos naturais intensivo, o Mapa 44 registra oito *clusters* do tipo AA, sendo dois no Rio Grande do Norte, três na Paraíba e três no Mato Grosso do Sul, e indica sessenta do tipo BB, onde São Paulo possui 26 deles. Já os *outliers* do tipo BA aparecem em 21 áreas, onde dez estão no Nordeste, um no Pará e três no Mato Grosso do Sul. Porém, não há registro do tipo AB.

A Tabela 13 consolida os resultados visualizados nos mapas do crescimento da participação do emprego nos quatro conjuntos econômicos, indicando o número por tipo de associações espaciais significantes em cada unidade da federação. Em resumo, o tipo AA é observado, principalmente, no Nordeste e no estado do Mato Grosso. O tipo BB é percebido, sobretudo, nas regiões Sudeste e Sul, mas também apresenta alguma incidência nos estados das regiões Nordeste e Norte. Já os *outliers* BA são observados, particularmente, em áreas pertencentes ao Nordeste, enquanto o tipo AB é registrado com fraca incidência em alguns estados nordestinos, no Paraná e no Mato Grosso do Sul. Apesar dos mapas desta seção destacar áreas com maior crescimento da participação do emprego, situadas, principalmente, nas regiões Norte e Centro-Oeste do país, o teste da estatística espacial não revela existência de associação espacial local

significante nestes locais, com exceção no Mato Grosso do Sul. Em parte, estas evidências são consistentes com as constatações extraídas daquela seção, uma vez que, com raras exceções, a maioria das microrregiões localizadas nestas regiões apresenta inexpressivo número absoluto do emprego.



MAPA 44: Análise de autocorrelação espacial local univariada (LISA) – crescimento da participação microrregional no emprego do segmento intensivo em recursos naturais, entre 1994 e 2004

Fonte: Elaboração do autor, no programa Geoda, a partir dos dados da RAIS.

Da mesma forma da seção anterior, segue, adiante, a Tabela 14, que mostra as microrregiões identificadas como *clusters* do tipo AA, considerado para os quatro conjuntos econômicos. A tabela também registra as participações do emprego e o crescimento destas para cada uma das áreas identificadas como *clusters* significativos em 1994 e 2004.

Em todos os conjuntos econômicos, as microrregiões identificadas como *clusters* apresentam pequena participação do emprego, porém com elevado crescimento. São registradas, então, nove áreas com associação espacial positiva significante, do tipo AA, para a indústria de transformação, distribuídas três no Ceará, uma na Paraíba, outra em Sergipe e quatro no Mato Grosso.

TABELA 13: Número de associações espaciais significantes: crescimento do emprego microrregional entre 1994 e 2004

sigla_uf	Indústria de transformação				Capital intensivo				Trabalho intensivo				Recursos Naturais Intensivos			
	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB	AA	BB	BA	AB
RO	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
AC	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-
AM	-	2	-	-	-	-	-	-	-	4	-	-	-	3	-	-
RR	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PA	-	-	-	-	1	3	-	-	2	-	-	-	-	1	-	-
AP	-	1	-	-	-	-	-	-	4	-	-	-	-	-	-	-
TO	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MA	-	-	-	1	-	2	4	-	-	2	-	1	-	-	-	-
PI	-	1	-	1	-	8	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-
CE	3	-	7	-	-	2	1	-	5	-	8	-	-	-	5	-
RN	-	-	3	-	2	-	-	1	-	1	2	-	2	-	5	-
PB	1	-	5	-	-	2	5	-	1	1	6	-	3	-	3	-
PE	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2	-	-
AL	-	1	-	-	-	4	-	-	-	4	-	1	-	1	3	-
SE	1	-	4	-	-	1	-	-	1	-	2	-	-	-	1	-
BA	-	-	-	-	-	-	1	3	-	6	-	-	-	2	-	-
MG	-	8	-	-	3	2	5	-	2	1	1	-	-	4	-	-
ES	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-
RJ	-	7	-	-	-	2	1	-	-	3	-	-	-	10	-	-
SP	-	28	-	-	-	4	-	-	-	17	-	-	-	26	-	-
PR	-	4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	1	-	-
SC	-	3	-	-	-	-	1	-	-	3	-	-	-	2	-	-
RS	-	12	-	-	-	2	-	-	-	14	-	-	-	6	-	-
MS	-	-	-	-	2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
MT	4	-	1	-	1	-	1	1	-	-	-	-	3	-	3	-
GO	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
DF	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Total	9	69	20	2	8	30	24	3	12	56	25	3	8	60	21	0

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Nota: Os tipos AA (alta - alta) e BB (baixa - baixa) referem-se às duas formas de associação espacial positiva. Já os tipos BA (baixa - alta) e AB (alta - baixa) referem-se às formas negativas.

Em relação aos recortes setoriais, notam-se: oito *clusters* no segmento de capital intensivo, dos quais dois estão no Rio Grande do Norte, três em Minas Gerais, dois no Mato Grosso do Sul e um no Mato Grosso; 12 no segmento de trabalho intensivo, localizados cinco no Ceará, um na Paraíba, um em Sergipe, três na Bahia e dois em Minas Gerais e, finalmente, oito são encontrados no segmento de recursos naturais intensivo, sendo dois situados no Rio Grande do Norte, três na Paraíba e três no Mato Grosso.

Portanto, as evidências sugerem que as áreas de maior dinamismo em termos do crescimento das participações do emprego e com fortes encadeamentos econômicos, situam-se em alguns estados pertencentes às regiões Nordeste e Centro-Oeste do país e no estado de Minas Gerais.

TABELA 14: Identificação de *clusters de crescimento*: por microrregiões, indústria de transformação e segmentos industriais entre 1994 e 2004 - %

sigla_uf	nome_micro	participação_1994	participação_2004	crescimento
<i>Clusters de crescimento da indústria de transformação</i>				
CE	Itapipoca	0,00863	0,04156	381,58
CE	Uruburetama	0,00915	0,06162	573,44
CE	Baixo Jaguaribe	0,01959	0,10415	431,65
PB	Piancó	0,00004	0,00034	762,16
SE	Nossa Senhora das Dores	0,00022	0,00138	530,14
MT	Alto Teles Pires	0,01363	0,06572	382,17
MT	Canarana	0,00247	0,01749	608,10
MT	Rosário Oeste	0,00016	0,00117	635,85
MT	Primavera do Leste	0,00104	0,01841	1670,19
<i>Clusters de crescimento do segmento capital intensivo</i>				
RN	Pau dos ferros	0,00005	0,00022	382,46
RN	Seridó Ocidental	0,00237	0,02536	970,04
MG	Teófilo Otoni	0,00059	0,00484	716,19
MG	Guanhães	0,00009	0,00141	1446,05
MG	Peçanha	0,00005	0,00040	768,42
GO	Alto Taguari	0,00255	0,01594	525,10
GO	Cassilândia	0,00023	0,00220	864,91
MT	Rondonópolis	0,00985	0,04490	355,84
<i>Clusters de crescimento do segmento trabalho intensivo</i>				
CE	Santa Quitéria	0,00008	0,00146	1656,92
CE	Baixo Curu	0,00241	0,02073	760,17
CE	Cascavel	0,00341	0,13774	3939,30
CE	Litoral do Aracati	0,00091	0,03788	4044,42
CE	Médio Jaguaribe	0,00058	0,01377	2265,98
PB	Guarabira	0,00748	0,05245	601,20
SE	Tobias Barreto	0,00067	0,01815	2629,32
BA	Jacobina	0,00399	0,02470	519,05
BA	Vitória da Conquista	0,01530	0,10774	604,18
BA	Porto Seguro	0,00856	0,08073	843,11
MG	Salinas	0,00083	0,01119	1246,57
MG	Almenara	0,00042	0,00311	647,60
<i>Clusters de crescimento do segmento recursos naturais intensivos</i>				
RN	Angicos	0,00025	0,00375	1424,39
RN	Agreste Potiguar	0,00191	0,02828	1380,63
PB	Piancó	0,00012	0,00099	702,44
PB	Seridó Oriental Paraibano	0,00148	0,00686	363,51
PB	Cariri Ocidental	0,00062	0,00405	557,47
MT	Canarana	0,00567	0,04116	625,93
MT	Rosário Oeste	0,00049	0,00336	581,54
MT	Primavera do leste	0,00185	0,02053	1009,73

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

Cabe registrar, ainda, a ausência de microrregiões da região Sul e, sobretudo, daquelas pertencentes aos estados de São Paulo e Rio de Janeiro, na identificação de *clusters de crescimento* do tipo AA, conforme as informações apresentadas nas Tabelas

13 e 14. Por outro lado, as microrregiões da região Nordeste têm forte presença na lista dos *clusters* AA, com maior incidência no segmento trabalho intensivo, consistente com o surgimento de novos pólos industriais nesta região.

4.4 Principais Resultados Obtidos

Para finalizar, cabe resumir os principais resultados obtidos neste capítulo. Os dados para as dez maiores participações microrregionais do emprego, nos anos de 1994 e 2004, evidenciam a forte concentração da indústria de transformação e dos recortes setoriais, principalmente, em tais unidades geográficas localizadas no Sul e no Sudeste do país, sobretudo, na microrregião em torno da capital paulista. Na lista das dez da IT e do segmento trabalho intensivo, Fortaleza-CE é a única que não pertence a essas duas regiões, ao passo que, no segmento capital intensivo, apenas Manaus-AM e, no setor de recursos naturais intensivos, aparecem novamente, Fortaleza-CE e três de Pernambuco, Recife e Mata Meridional Pernambucana e Mata Setentrional Pernambucana, as quais são substituídas, em 2004, por São Miguel dos Campos-AL, Goiânia-GO e Sorocaba-SP. Destaca-se, ainda, o crescimento da microrregião de Fortaleza no segmento de trabalho intensivo, passando da 6^a para a 4^a posição na lista.

Das dez microrregiões que estão na lista em 1994, seis perdem participação na IT em 2004, cinco perdem em capital intensivo, oito perdem em trabalho intensivo e todas perdem no segmento de recursos naturais intensivo. Isto reflete a tendência à desconcentração da indústria brasileira neste período. O índice de *Gini* reforça essas constatações. Estes indicadores são mais elevados do que aqueles obtidos para os estados e todos são maiores para o segundo ano estudado. Igualmente para os estados, os resultados daqui mostram que o setor de capital intensivo é o mais concentrado e o segmento recursos naturais é o menos concentrado. O *Gini* também revela que a desconcentração é maior para recursos naturais e menor para capital intensivo.

A identificação de *clusters* do tipo AA da participação do emprego na IT é registrada para microrregiões localizadas em Minas Gerais, Rio de Janeiro, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e, principalmente, no estado de São Paulo, o que é consistente com a forte concentração industrial nestas áreas. Este mesmo padrão é encontrado para o segmento capital intensivo. Já no segmento trabalho intensivo, estes *clusters* são identificados para microrregiões pertencentes aos estados do Rio de Janeiro, São Paulo, Santa Catarina, Rio Grande do Sul. A novidade deste caso é a inclusão da

microrregião de Pacajus-CE para o ano de 2004 e a ausência de microrregiões de Minas Gerais. Por fim, no segmento recursos naturais intensivos, existe uma melhor distribuição geográfica dos *clusters* AA comparada às situações anteriores. Consistentes com a menor desconcentração deste segmento, aqui eles são identificados para microrregiões localizadas nos estados de Pernambuco, Alagoas, São Paulo, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

Os dez maiores crescimentos das participações do emprego, para o período entre 1994 e 2004, são verificados, principalmente, nas microrregiões nordestinas. De fato, destas dez, o Nordeste é representado por sete microrregiões na IT, quatro no segmento capital intensivo, dez no segmento trabalho intensivo e seis em recursos naturais intensivos. Nota-se, também, a ausência, nesta lista, de microrregiões do Sul e do Sudeste, exceto, no segmento de capital intensivo. Estes resultados sugerem, portanto, o surgimento de novos pólos de crescimento situados na região Nordeste.

A análise *LISA* para o crescimento do emprego industrial mostra a existência de *clusters* do tipo AA, principalmente em microrregiões do Nordeste e Centro-Oeste, o que sugere áreas de maior dinamismo para o crescimento do emprego. Observa-se, também, a ausência de *clusters* de crescimento nas microrregiões pertencentes aos estados de São Paulo e Rio de Janeiro. É importante notar, particularmente, no segmento de trabalho intensivo, a identificação de *outliers* espaciais dos dois tipos nas microrregiões do Nordeste, fato que também sugere a existência de novos pólos de crescimento nesta região, porém, ainda, sem efeitos de vizinhanças.

5. DETERMINANTES DO CRESCIMENTO DO EMPREGO INDUSTRIAL

5.1 Introdução

No Capítulo 2, foram apresentados os diversos argumentos para explicar a aglomeração das atividades no espaço, a exemplo das externalidades pecuniárias e tecnológicas, e custos de transporte. Além disso, estes determinantes são fundamentados por teorias diferentes, o que evidencia a inexistência de um modelo teórico único que apreenda todos os argumentos para a concentração. Por esses motivos, este trabalho fará uso do modelo empírico da demanda por trabalho das firmas para estimar os efeitos dos determinantes econômicos sobre o crescimento do emprego.

A primeira parte deste capítulo é reservada para tratar dos aspectos metodológicos, relacionados ao uso do modelo empírico, aplicado ao crescimento do emprego industrial no Brasil. Busca-se, assim, apresentar a especificação deste modelo, a definição das variáveis e as fontes dos dados. Enquanto a segunda parte do capítulo traz os resultados estimados para tal crescimento, segundo a indústria de transformação e os segmentos industriais, para o período entre 1994 e 2004.

5.2 Modelo Empírico, Definição das Variáveis e Fontes dos Dados

Para verificar os efeitos dos determinantes econômicos, tais como custos de transporte e das variáveis de concentração inicial de recursos, sobre o crescimento do emprego industrial brasileiro, este estudo segue o modelo empírico adotado por Hanson (1998). Assim, a partir do processo de maximização de lucro das firmas e por meio da proposição de Hottelling, a demanda por trabalho na unidade geográfica i pela uma indústria j é dada por:

$$L_{ij} = -\frac{\partial \Pi_j(R_{ij}, p_j, \xi_{ij})}{\partial w_{ij}}, \quad (5.1)$$

onde $\Pi_j(\)$ é a função lucro, L_{ij} é o emprego na região i da indústria j , R_{ij} é um vetor de preços de fatores para ij , p_j é o preço nacional do produto da indústria j , ξ_{ij} é um vetor de efeitos externos, tais como as economias de aglomeração e as externalidades pecuniárias ou *linkages* verticais e, por fim, w_{ij} é o salário.

Aplicando o logarítmico e depois colocando a equação (5.1) em termos do crescimento²¹ das variáveis, tem-se a seguinte expressão:

$$\Delta \ln(L_{ijt}) = \alpha + \theta \Delta \ln(w_{ijt}) + \sum_{h=1}^H p_h \Delta \ln(r_{ijt}^h) + \gamma \Delta \ln(p_{jt}) + \phi \Delta \ln(\xi_{ijt}), \quad (5.2)$$

onde Δ é o operador de diferença e os r_{ij}^h são os preços dos outros fatores, exceto trabalho.

A equação (5.2) mostra que, para um dado nível de preço dos fatores e do produto, o crescimento dos efeitos externos aumenta a demanda por trabalho industrial estadual.

Como a hipótese sobre externalidades pecuniárias é que o crescimento do emprego é mais elevado em localidades, que apresentam maior concentração de firmas fornecedoras e compradoras de insumos intermediários, e que economias de aglomeração são função da concentração geográfica inicial da indústria, então, seguindo esta linha de raciocínio, no modelo é assumido que o crescimento dos efeitos externos depende das condições iniciais da concentração de recursos numa dada localização. Sendo assim, os efeitos externos podem ser expressos como função dos níveis iniciais de concentração industrial, dado por:

$$\Delta \ln(\xi_{ijt}) = a + \sum_{n=1}^N b_n \ln(x_{ijt-1}^n) + \varepsilon_{ijt}, \quad (5.3)$$

onde os x_{ijt-1}^n são as fontes de concentração que geram os efeitos externos, com N sendo o número total de tais efeitos e ε_{ijt} o termo de erro. Sendo assim, o primeiro tipo de efeito externo são os *linkages* para frente e para trás do mercado, os quais, de acordo com Venables (1996), partem da idéia de que as firmas se beneficiam por estarem localizadas próximas às indústrias, que são suas fontes de demanda e de oferta. São consideradas, também, duas fontes de economias de aglomeração. A primeira delas é a aglomeração dentro da indústria, em que as empresas se beneficiam de efeitos de transbordamento do conhecimento, gerados por outras firmas vizinhas, pertencentes à mesma indústria, enquanto a segunda é a diversidade industrial, em que as firmas são favorecidas desses mesmos efeitos agora produzidos pela proximidade com outras firmas pertencentes a indústrias diferentes. Conforme o Capítulo 2, a primeira fonte é remetida às teorias MAR e obteve uma modelagem microfundamentada no estudo de Fujita e Thisse (2002). Já a

²¹ Lembre-se de que outros efeitos podem afetar o processo de aglomeração das atividades, tais como os recursos naturais. A identificação dos efeitos externos em comparação com aqueles fatores não observáveis num determinado momento do tempo é por certo indistinguível. Para evitar tal problema de identificação, este estudo estima uma equação de crescimento do emprego, uma vez que, se os efeitos externos são de natureza dinâmica, eles afetam o crescimento.

segunda, parte das idéias de Jacobs (1969) e, recentemente, incorporada a um modelo formal de Fingleton (2003).

Por fim, para identificar os fatores específicos à localização, que afetam o crescimento do emprego, é necessário controlar os efeitos setoriais, descontando, então, os efeitos agregados. Assim, expressa a equação (5.2) em termos de desvio da média ponderada da indústria nacional. Supondo também que apenas o preço do trabalho é que varia entre estados, eliminam-se os preços do produto e dos outros fatores, exceto o da mão-de-obra, naquela expressão. Assim, a equação torna-se:

$$\Delta \ln\left(\frac{L_{ijt}}{L_{jt}}\right) = \theta \Delta \ln\left(\frac{w_{ijt}}{\bar{w}_{jt}}\right) + \sum_{l=1}^L \beta_l \ln\left(\frac{x_{ijt-1}^l}{\bar{x}_{jt-1}^l}\right) + \varepsilon_{ijt} - \bar{\varepsilon}_{jt}, \quad (5.4)$$

onde a expressão da equação (5.4) será usada para as estimativas. Adiante serão definidas as variáveis utilizadas.

A Tabela 15, a seguir, define e expõe de forma algébrica as variáveis do modelo, enquanto a Tabela 16 mostra a média, valores mínimo e máximo, e o desvio padrão dessas variáveis. Com essas definições e dada a expressão para (5.4), é possível obter a equação a ser estimada, a qual é expressa por (5.5) e (5.6). Após essas tabelas, encontra-se a Figura 1, mostrando os diagramas de dispersão entre a variável dependente e as variáveis explicativas, objetivando já obter alguma noção preliminar do comportamento entre elas.

A partir das definições das variáveis na equação (5.5), a expressão estimada será dada pela equação (5.6), a qual mostra o crescimento do emprego relativo como função das condições iniciais da indústria de transformação estadual relativa ou ponderada pela indústria nacional:

$$\text{crescemp} = \beta_0 + \beta_1 \text{salmedio} + \beta_2 \text{estmedio} + \beta_3 \text{conexões} + \beta_4 \text{aglomdentro} + \beta_5 \text{diversidade} + \beta_6 \text{distmercado} + \text{termo de erro} \quad (5.5)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln\left(\frac{L_{ijt}}{L_{jt}}\right) = & \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{\text{SAL}_{ijt}/L_{ijt}}{\text{SAL}_{jt}/L_{jt}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{L_{ijt}/\text{EST}_{ijt}}{L_{jt}/\text{EST}_{jt}}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{L_{ikt}/L_{ijt}}{L_{kt}/L_{jt}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{L_{ijt}/L_{it}}{L_{jt}/L_t}\right) \\ & + \beta_5 \ln\left[\frac{\sum_{l \neq j} (L_{ilt}/L_{it})^2}{\sum_{l \neq j} (L_{lt}/L_t)^2}\right] + \beta_6 \ln\left\{\frac{\sum_{i \neq g} (\text{dist}_{ig})}{\sum_{ij} [\omega_{ijt} \times \sum_{i \neq g} (\text{dist}_{ig})]}\right\} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (5.6)$$

TABELA 15: Definição das variáveis do modelo empírico

Variáveis	Definição
crescemp	Crescimento relativo do emprego entre o período t e s $[\ln(L_{ijs}) - \ln(L_{ijt})] - [\ln(L_{js}) - \ln(L_{jt})]$
salmedio	Salário relativo médio por trabalhador, em dezembro do ano inicial (t) $\ln\left(\frac{SAL_{ijt}/L_{ijt}}{SAL_{jt}/L_{jt}}\right)$
estmedio	Tamanho relativo do estabelecimento, com base no ano inicial (t) $\ln\left(\frac{L_{ijt}/EST_{ijt}}{L_{jt}/EST_{jt}}\right)$
conexões	Efeitos para frente e para trás no mercado, com base no ano inicial (t) $\ln\left(\frac{L_{ikt}/L_{ijt}}{L_{kt}/L_{jt}}\right)$
aglomdentro	Medida da aglomeração de firmas dentro da mesma indústria, com base no ano inicial (t) $\ln\left(\frac{L_{ijt}/L_{it}}{L_{jt}/L_t}\right)$
diversidade	Medida da aglomeração de firmas entre indústrias – diversidade industrial relativa, com base no ano inicial (t) $\ln\left[\frac{\sum_{l \neq j} (L_{il}/L_{it})^2}{\sum_{l \neq j} (L_{lt}/L_t)^2}\right]$
distmercado	Distância relativa entre os mercados - variável proxy para custos de transporte entre os mercados $\left\{ \frac{\sum_{i \neq g} (dist_{ig})}{\sum_{ij} [\omega_{ijt} \times \sum_{i \neq g} (dist_{ig})]} \right\}$
Onde:	<p>t = período inicial s = período final i = estado j = grupo de indústria da CNAE (três dígitos) k = divisão de indústria da CNAE (dois dígitos), na qual j pertence. L = estoque de emprego SAL = salário total no ano t, expresso em Reais (R\$) de dezembro 2004 EST = número de estabelecimento das firmas dist = distância mensurada em Km da capital do estado i para a de g $\omega_{ijt} = L_{ijt}/L_{jt}$</p>

Onde, i indexa os estados, j indexa os grupos de indústrias de três dígitos, k indexa as divisões de indústrias de dois dígitos, a qual j pertence, e, por fim, s e t indexam os períodos de tempo final e inicial, respectivamente.

Em relação às definições das variáveis, a dependente – crescemp – mede o crescimento médio do emprego industrial estadual relativo à indústria nacional. Da Tabela 16, a seguir, observa-se que a média dessa variável é de 0,328, indicando que a indústria de transformação do Brasil, no período de 1994-2004, teve um crescimento considerável, em termos do emprego: em torno de 33% em média. Quando se observa o desvio padrão (1,27) este resultado sugere uma enorme dispersão do crescimento do emprego industrial.

Isto poderia indicar o crescimento maior de algumas indústrias estaduais e menor em outras. Os valores mínimo (-5,38) e o máximo (6,98) são encontrados, respectivamente, para as indústrias de tecelagem no estado do Pará e de fiação no estado de Alagoas.

TABELA 16: Média, valores mínimo e máximo, e desvio padrão das variáveis do modelo empírico

Variáveis	Período: 1994-2004 (observações=1888)			
	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão
ln_crescemp	-5,3761	0,3280	6,9857	1,2702
ln_salmedio	-3,8462	-0,6601	1,1644	0,6878
ln_estmedio	-5,2965	-0,7445	3,2972	1,2022
ln_conexões	-3,8500	0,2429	7,7003	1,2538
ln_aglomdentro	-7,9168	-0,8049	5,3541	1,5848
ln_diversidade	-4,8347	-2,2216	-0,1262	0,6960
distmercado	0,6056	1,0725	2,1628	0,2316

Fonte: Cálculos do autor a partir dos dados da RAIS e DNIT.

Nota: O valor da variável “salmedio” está expresso em Reais (R\$) de dezembro de 2004.

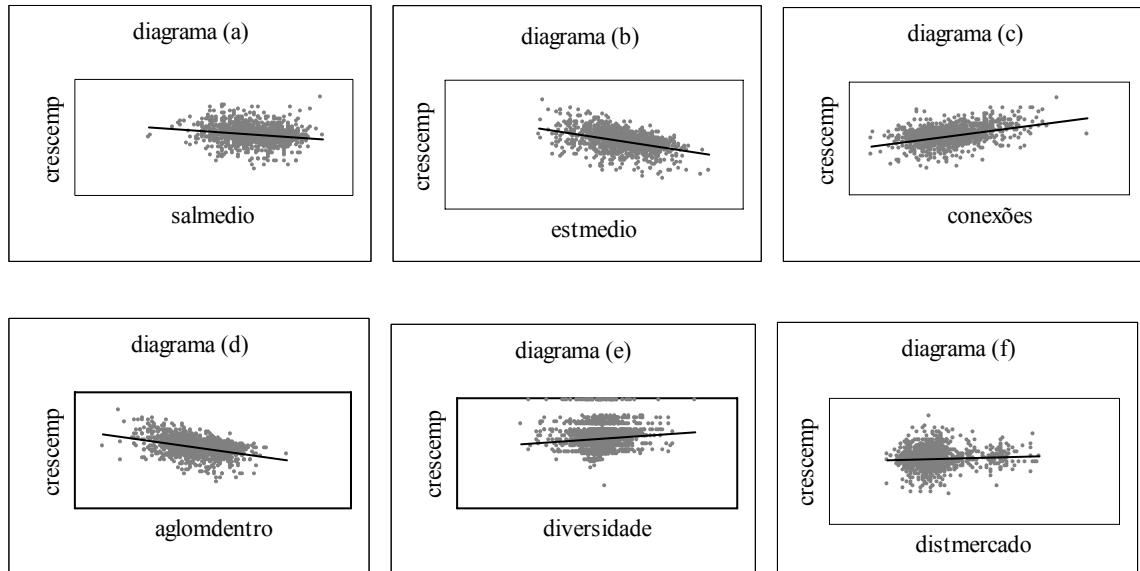


FIGURA 9: Diagramas de dispersão: variável dependente versus variáveis explicativas – período 1994-2004

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.

O primeiro termo do lado direito das equações (5.5) e (5.6) – “salmedio” – mensura o salário anual por trabalhador²² do período inicial relativo à média nacional. Espera-se que, para iguais condições, no que diz respeito aos demais fatores nas localidades, o crescimento relativo do emprego seja decrescente no salário relativo inicial, com as indústrias movendo-se para áreas de baixos salários²³. O diagrama de dispersão (a) da Figura 9 mostra uma relação ligeiramente negativa entre essas duas variáveis.

A segunda variável da equação – “estmedio” – mede o tamanho médio do estabelecimento, calculado pelo número de trabalhadores por estabelecimento na indústria estadual relativo à indústria nacional. Como sugerido por Hanson (1998), isto controla as diferenças na tecnologia e competição. Glaeser et al. (1992), porém, utiliza o inverso dessa medida para captar o grau de competição na indústria e, desta forma, testar as interpretações de Porter (1990) e Jacobs (1969) sobre a associação ou o relacionamento positivo entre a medida de competição e o crescimento setorial ou espacial. Da forma como está mensurada tal medida para este trabalho, espera-se uma associação decrescente com o crescimento do emprego, já que quanto menor é o valor desta variável significa que as firmas daquela indústria e naquele local são menores do que elas são na média para o Brasil. Em outras palavras, a indústria local é mais competitiva do que em outro lugar do país. De acordo com o digrama de dispersão (b), eles indicam uma possível relação decrescente entre o crescimento da demanda de emprego da indústria estadual com o número de trabalhador por estabelecimento.

As variáveis dadas do terceiro até o quinto termo das equações (5.5) e (5.6) mensuram os canais pelos quais podem atuar as economias externas, as quais refletem o comportamento inicial do ambiente industrial que, de acordo com os modelos da economia regional e urbana, afetam o crescimento do emprego. A primeira delas – “conexões” – é utilizada para captar os efeitos para trás e para frente no mercado, o que é feito a partir de uma medida do grau de concentração de indústrias compradoras e vendedoras, dentro do grupo de indústrias de dois dígitos a que pertence à indústria em questão. Ou seja, esta variável apreende os benefícios gerados para as firmas por elas estarem localizadas próximas às outras empresas, as quais formam seus mercados demandantes e fornecedores de insumos e produtos. Assim, a medida é obtida tomando-se o estoque inicial do emprego

²² Para evitar o problema de simultaneidade na regressão, optou-se pela utilização do salário médio do período inicial, ao invés de mudança no salário relativo.

²³ Está é uma explicação para a localização industrial da teoria neoclássica e serve, aqui, como um controle, uma vez que tal efeito poderia estar atuando através das demais variáveis, o que comprometeria as estimativas (viés de variável omitida).

estadual da indústria de dois dígitos em relação ao emprego industrial estadual de três dígitos, ajustada pelo estoque inicial de emprego da indústria nacional de dois dígitos relativo ao emprego da indústria nacional de três dígitos. A idéia é que quanto maior tal medida, maior a densidade no estado em relação ao grupo particular de dois dígitos e, assim, maior a disponibilidade de ofertantes e demandantes para a firma considerada (três dígitos). De acordo com o modelo teórico dos *linkages* verticais de Venables (1996), espera-se que estados, onde a concentração de indústrias demandantes e ofertantes seja maior, o crescimento do emprego também seja maior, isto é, as duas variáveis são positivamente correlacionadas. O que já é sugerido pela relação positiva entre essa variável e o crescimento do emprego, percebida através do diagrama de dispersão (c).

Os outros dois temos refletem as externalidades dinâmicas ou as economias de aglomeração. A primeira delas parte dos argumentos das teorias MAR e está microfundamentada no estudo de Fujita e Thisse (2001). Esta variável é designada, então, pelo termo “aglomeração” e mensura a concentração de firmas numa mesma indústria, desta forma, tenta captar os efeitos de transbordamentos do conhecimento dentro da indústria em questão. Ela é calculada pela participação do emprego de uma determinada indústria j , no total da indústria estadual, relativa à participação do emprego dessa mesma indústria, no total industrial nacional. Espera-se que essa medida de especialização ou de externalidade dentro da indústria seja positivamente correlacionada com o crescimento do emprego.

Enquanto o quinto termo do lado direito da equação (5.6) – “diversidade” industrial relativa – mede a aglomeração entre indústrias diferentes ou a diversidade industrial, ou seja, tenta captar os efeitos de transbordamento do conhecimento fora da indústria em questão, conforme os trabalhos de Jacobs (1969) e Fingleton (2003). A variável diversidade industrial é mensurada pelo somatório do quadrado das participações do emprego estadual para as outras indústrias, ponderada por essa mesma participação em nível nacional. Quanto mais distribuído o emprego estadual (nacional) entre as indústrias, menor é a soma do quadrado das participações do emprego estadual (nacional). E quanto menor é a razão entre a participação quadrada do emprego estadual e a participação quadrada do emprego nacional, mais diversa é a indústria estadual em relação à nacional. Assim, espera-se que esta variável seja negativamente correlacionada com o crescimento do emprego, o que indica externalidades positivas geradas pela diversidade industrial. Contrariamente, os diagramas de dispersão (d) e (e), entre as variáveis de especialização e

diversidade contra o crescimento do emprego, apresentam uma relação negativa e ligeiramente positiva, respectivamente. Contudo, essas relações podem vir a ser alteradas com a estimação do modelo empírico, levando-se em consideração todas as variáveis de efeitos externos e os outros controles.

Por fim, o sexto termo do lado direito da equação expressa uma medida *proxy* para custos de transporte que entram como um controle. Como observado no Capítulo 2 do presente trabalho, existem forças que favorecem a aglomeração das atividades econômicas e outras forças que atuam no sentido contrário, favorecendo a dispersão. Além disso, a potência destas forças depende do nível dos custos de transporte e numa situação, em que estes são elevados, tem-se como possível resultado a dispersão destas atividades. Portanto, isto torna necessário o uso do controle de tal variável. Na mensuração dessa variável leva-se em conta a distância rodoviária de cada mercado, ou melhor, o somatório das distâncias entre capitais dos estados. A medida das distâncias estaduais também está ponderada pela participação do emprego estadual da indústria no total nacional desta indústria, da qual o produto é transportado, dado pelo termo w_{ijt} . Seguindo Hanson (1998), esta ponderação tenta captar as condições da infra-estrutura local, de modo que quanto maior é aquele termo para uma localidade, maior a concentração local daquela indústria, o que poderia estar refletindo uma melhor infra-estrutura local disponível para o transporte dos bens para as demais localidades. Sendo assim, quanto mais concentrada for uma indústria específica em um estado, maior o denominador desta expressão e, portanto, menor será o valor da variável “distmercado”. Por outro lado, distâncias maiores para os outros mercados aumentam o valor da expressão. O impacto desta variável, em geral, depende da intensidade das forças aglomerativas e do nível inicial de concentração. Seguindo a linha de raciocínio de Fujita et al. (2002), três situações podem surgir. Para altos valores destes custos, existe uma tendência para as atividades econômicas se dispersarem no espaço, já que, neste caso, a força de dispersão (efeito competição) é mais forte do que as forças de aglomeração (efeitos de acesso ao mercado e de custos de vida). Para níveis os intermediários dos custos de transporte, estas atividades tendem a se aglomerar em uma região, uma vez que, a partir de certo ponto, as forças de aglomeração dominam o efeito de dispersão. Finalmente, para os níveis baixos deles, a situação torna-se indefinida. Como indicação preliminar, o diagrama de dispersão (f) sugere um relacionamento fraco e positivo entre essa variável e o crescimento do emprego. A seção a seguir apresenta e analisa os resultados.

Em relação aos dados utilizados neste trabalho, a maior parte deles – relativa às variáveis estoque de emprego, salário total e número de estabelecimento - foi coletada por meio da base de dados da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS, publicada pelo Ministério do Trabalho e Emprego – MTE. Já os dados das distâncias rodoviárias entre as capitais dos estados brasileiros são do Departamento Nacional de Infra-Estrutura de Transporte – DNIT e também disponíveis no Guia Turístico Quatro Rodas e no *site* de busca www.aondefica.com.

Algumas observações devem ser ressaltadas no tocante à operacionalização dos dados. Primeiro, os dados coletados junto a RAIS são da indústria de transformação²⁴ para divisão (23 indústrias de dois dígitos) e grupo (99 indústrias de três dígitos), constados na Classificação Nacional de Atividades Econômicas – CNAE. Segundo, a variável dependente estimada no modelo empírico é o crescimento do emprego entre o período s e t, os quais são: 1994-2004, 1994-1999 e 1999-2004. Logo, necessita-se das observações do estoque de emprego para os dois anos citados de cada intervalo temporal. Porém, a base de dados da RAIS, para o ano de 1994, utilizou a CNAE/95 enquanto, a partir de 2002, fez uso da CNAE 1.0 (2002), fato que geraria problemas a respeito da compatibilização das atividades industriais. Para solucionar este problema, este trabalho serviu-se da correspondência entre estas duas classificações disponíveis no *site* do IBGE, adotando o seguinte procedimento: realizou-se a compatibilização dos dados da CNAE 1.0 para CNAE/95, remanejando o estoque de emprego de alguns grupos de indústrias (os que foram subdivididos entre os grupos na classificação mais nova) e eliminando um deles (reprodução de filmes), em ambos os períodos.

A variável “salmedio” está com seus valores expressos a preços de dezembro do ano de 2004, inflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC do IBGE. Por fim, os dados entram na regressão na forma *cross-section* com 2.673 observações por cada variável, obtidas de 99 grupos de indústria potencialmente presentes nos 27 estados do Brasil. Contudo, nem todo grupo de indústria estava presente em todas as unidades federativas, seja em função de que determinada indústria *j* inexistia no ano

²⁴ Para a estimação dos resultados, este estudo, primeiro, utiliza todas as categorias pertencentes à indústria de transformação. Ao longo do texto, porém, é usado o termo indústria de transformação ou, simplesmente, indústria para se referir à dimensão setorial usada no trabalho. Mais adiante, as estimativas são refeitas por segmentos industriais, classificados de acordo com a intensidade no uso dos fatores de produção.

inicial (t), mas estava presente no ano final (s) ou vice-versa, seja também em razão dela não existir em ambos os períodos²⁵.

5.3 Apresentação dos Resultados

Esta seção apresenta evidências da influência dos determinantes econômicos, tais como economias de aglomeração, *linkages* intersetoriais e custos de transporte, sobre o crescimento do emprego industrial. A unidade de observação é a indústria em uma unidade da federação. Estima-se, assim, o crescimento do emprego dessas indústrias estaduais, no período entre os anos de 1994-2004, como função dos argumentos econômicos, medidos no ano inicial (1994). Os resultados, a seguir, apresentam as estimativas para as influências das diferentes economias de aglomeração.

5.3.1 Evidências para a Indústria de Transformação no Período 1994-2004

Esta subseção apresenta os resultados para o crescimento do emprego da indústria de transformação no período 1994-2004. O modelo é estimado a partir da equação (5.6) e verifica o crescimento relativo do emprego para 1888 observações de indústria-estado do Brasil, durante o período citado. Os resultados obtidos são expostos na Tabela 17, a seguir. As estimações reportadas nas colunas (a) não incluem variáveis *dummies* para estado e indústria na regressão, ao passo que as das colunas (b) consideram a inclusão de uma variável *dummy* para cada estado e para cada grupo de indústria constados nos dados. Com isso, nesse segundo modelo, tenta-se captar as características específicas omitidas, peculiares a cada estado ou indústria, o que permite obter resultados com maior poder explicativo para as regressões. Assim, as versões das equações com uso das variáveis *dummies*, colunas (1.b) e (2.b), controlam os efeitos fixos tanto para cada indústria, quanto para cada unidade geográfica em questão.

Além disso, também se optou por estimar uma equação sem incluir as variáveis de efeitos externos, tais como as economias de aglomeração e as conexões para trás e para frente do mercado, com ou sem a presença dos efeitos fixos - dados pelos resultados das colunas (1.a) e (1.b), captando-se apenas o impacto do argumento associado à Nova

²⁵ O número de observações utilizado para estimar o modelo em cada um dos períodos é exibido nas Tabelas de 17 a 20, constadas na seção de análise dos resultados.

Geografia Econômica – custo de transporte - e das demais variáveis de controle sobre o crescimento da demanda de emprego estadual – competição local ou escala da firma e salários. No segundo conjunto de equações, estimou-se, além das variáveis de controles já contidas nos dois modelos anteriores, as variáveis que captam os efeitos externos - dados pelos resultados das colunas (2.a) e (2.b) – novamente, controlados ou não pelos efeitos fixos. Essas variáveis, que mensuram os efeitos externos ou as externalidades, apreendem o impacto das forças de aglomeração geográfica, medidas no período inicial (base=1994), sobre o crescimento do emprego na indústria estadual entre os anos de 1994 e 2004.

TABELA 17 - Determinantes do crescimento do emprego no período 1994-2004: indústria de transformação

Variável dependente – logarítmico do crescimento relativo do emprego				
Variáveis Explanatórias	(1.a)	(1.b)	(2.a)	(2.b)
ln_salmedio	0,0453 (0,0552)	0,1329** (0,0681)	0,0244 (0,0552)	0,1541** (0,0654)
ln_estmedio	-0,5040* (0,0366)	-0,6088* (0,0396)	-0,3241* (0,0446)	-0,3882* (0,0573)
ln_conexões	- -	- -	0,1944* (0,0354)	0,2197* (0,0371)
ln_aglomdentro	- -	- -	-0,0576 (0,0345)	-0,0601 (0,0438)
ln_diversidade	- -	- -	-0,0302** (0,0459)	-0,7041* (0,1149)
distmercado	0,5291* (0,1201)	-4,2542** (2,3029)	0,5073* (0,1266)	-4,1413** (2,1820)
constante	-0,5248* (0,1276)	3,7088 (2,0438)	-0,6019* (0,2160)	1,0122 (1,9725)
dummy de estado	não	sim	não	sim
dummy de indústria	não	sim	não	sim
R ²	0,2256	0,3667	0,2586	0,3957
observações	1888	1888	1888	1888

Fonte: Estimação do autor a partir dos dados da RAIS, IBGE e DNI.

Nota: * e ** indicam a significância estatística a 1% e 5%, respectivamente. O desvio padrão é destacado entre parênteses e as regressões estão com correção para heteroscedasticidade (Matriz de White).

Em relação aos resultados para as variáveis de controle, percebe-se que o salário relativo médio inicial está positivamente correlacionado com o crescimento relativo do emprego. De fato, das quatro regressões estimadas, o coeficiente da variável “salmedio” é estatisticamente significante a 5% nas equações (1.b) e (2.b), embora não apresente significância estatística relevante em (1.a) e (2.a), de acordo com os padrões aceitáveis. Essa relação positiva poderia sugerir que o emprego cresce mais rápido em localidades,

onde o tamanho do mercado é grande, consistente com o efeito de acesso ao mercado, uma das forças de aglomeração da NGE. De acordo com Baldwin et al. (2003), a migração de trabalhadores para uma região pode aumentar as vendas para as empresas daquele lugar, elevando, assim, seus lucros operacionais. Para restabelecer o equilíbrio no modelo, isto requer aumento de salários para os trabalhadores daquela localidade, que, por sua vez, atrai mais pessoas para a região, o que reforça a tendência de concentração da atividade.

Retornando à análise do efeito desta variável, nota-se que a magnitude desta variável (coluna 2.b) indica uma elasticidade salário em relação ao crescimento do emprego de 0,1541, implicando que um acréscimo de 1% no coeficiente da variável salários eleva a variável dependente em pouco mais de 15%. Vale notar ainda que, à medida que se incluem as variáveis representativas da concentração inicial com controle dos efeitos fixos, ou seja, comparando os resultados da coluna (1.b) com o da (2.b), o parâmetro da variável “salmedio” melhora tanto em magnitude (15,96%), quanto em nível de significância.

Resultado interessante é encontrado para a variável tamanho relativo do estabelecimento. Especificamente, o crescimento relativo do emprego é mais alto, onde o tamanho relativo do estabelecimento é menor, consistente com o sinal negativo de seu coeficiente, confirmando, dessa forma, o resultado do diagrama de dispersão (b), visto anteriormente em relação a essas duas variáveis. Ou seja, estados que possuem firmas industriais menores apresentam crescimento maior. Esta evidência empírica também foi encontrada por Hanson (1998), para a indústria mexicana, e Glaeser et al. (1992), em estudo para as indústrias municipais americanas. O resultado também é consistente com as interpretações de Porter (1990) e Jacobs (1969), em que a competição local acelera o crescimento, uma vez que, num ambiente competitivo, a inovação e a imitação são estimuladas. Com relação ao efeito quantitativo da variável, quando se observa os resultados da coluna (2.b), o valor da elasticidade da variável tamanho médio do estabelecimento em relação ao crescimento do emprego é de -0,3882, significando que este aumenta em quase 39%, à medida que diminui em 1% o coeficiente da variável “estmedio”. Vale ressaltar também que a magnitude do parâmetro aumenta, em valor absoluto, à medida que se controla por efeitos fixos, em 20,79%, sem o uso das variáveis de efeitos externos, e em 19,78%, quando se faz uso destas variáveis. Porém, ele diminui quando se acrescentam as variáveis de efeitos externos em 35,69%, sem controle dos

efeitos fixos, e reduz em 36,24%, com este controle. Esses resultados sugerem, então, que o efeito da variável “estmedio” é influenciado pelas especificidades locais e\ou setoriais.

Em relação aos custos de transporte, o argumento teórico é que, para níveis muitos elevados destes, quanto maior a distância do local de produção dos bens, em relação aos seus destinos finais, maior será a tendência à dispersão das atividades, embora os resultados dependam do nível inicial de concentração e da intensidade das forças aglomerativas. Assim, de acordo com Krugman et al. (2002), numa situação de custos de transporte altos, as forças centrífugas são fortes suficientemente para conduzir a dispersão da indústria no espaço. Já para os níveis intermediários destes, essas forças de aglomeração podem se sobressair, de modo que a concentração da atividade econômica em uma região pode prevalecer e, finalmente, quando estes custos caem abaixo de um nível crítico, a situação torna-se indefinida.

As estimativas registradas para a variável “distmercado” nas colunas (1.b) e (2.b) revelam correlação negativa entre a variável “distmercado” e crescimento do emprego, sendo estatisticamente significantes a 6,5% e 5,8%, na ordem. Tal resultado sugere que, no período em questão, quando são controlados os demais efeitos, inclusive para aqueles fixos, o crescimento do emprego estadual da indústria de transformação do Brasil é menor, quando os custos de transporte dos bens para as demais localidades são mais elevados, fato que estaria favorecendo a dispersão de tais atividades. Por outro lado, as evidências obtidas também revelam correlação positiva entre esta variável (“distmercado”) e o crescimento do emprego, sendo estatisticamente significantes em nível de 1% para as estimativas apresentadas nas colunas (1.a) e (1.b), porém, aqui, não são descontados os efeitos específicos de cada localidade e\ou indústria. Em relação às magnitudes dos coeficientes estimados, percebe-se que, a partir da equação principal, um aumento de uma unidade no valor absoluto desta variável explicativa provoca uma variação relativa de -4,14 no crescimento do emprego, demonstrado pelo valor do coeficiente da variável “distmercado” na coluna (2.b). Cabe ainda observar que o uso do controle dos efeitos fixos, além de mudar o sinal da variável, altera as magnitudes dos coeficientes obtidos. Com efeito, o valor estimado passa de 0,52 (coluna 1.a) para -4,25 (coluna 1.b) e de 0,50 (coluna 2.a) para -4,14 (coluna 2.b), porém, estas magnitudes são reduzidas, quando se incluem nas equações as variáveis de efeitos externos. Mais uma vez isto pode sugerir que o efeito da variável recebe influência das especificidades locais e\ou setoriais.

Em relação às variáveis de efeitos externos, os resultados obtidos também são interessantes. Particularmente, o estudo revela evidências positivas de que as externalidades “pecuniárias” afetam o crescimento das indústrias estaduais no período analisado. Isto é, as estimativas realizadas sugerem a existência de correlação positiva entre a variável de conexões para trás e para frente na indústria brasileira, e o crescimento relativo do emprego, consistente também com o diagrama de dispersão (c). Em outras palavras, os resultados fornecem evidências de que as localidades com muitas indústrias demandantes atraem as indústrias ofertantes de insumos – efeito para trás ou de demanda – e que as firmas produtoras do bem final terão redução de custos, se estiverem localizadas onde existem relativamente muitas indústrias fornecedoras de insumos intermediários – efeito para frente ou de custo –, portanto, isto é consistente com as duas forças de aglomeração das atividades propostas no modelo de Venables (1996). De fato, nas duas regressões estimadas, com ou sem efeitos fixos, o coeficiente da variável *linkages* é positivo e estatisticamente significante a 1% em ambos os modelos, aumentando sua magnitude em 13,01%, quando estes efeitos são inclusos. Novamente, o efeito quantitativo da variável em questão é influenciado pelas especificidades locais e\ou setoriais. A partir dos resultados expostos na coluna (2.b), estima-se que o aumento de um desvio padrão na variável “conexões” (1,2538), aumenta o crescimento médio relativo do emprego em torno de 27,54%. Igualmente, o valor do coeficiente da variável significa elasticidade de 0,2197, ou seja, um aumento em 1%, na variável "conexões", eleva o crescimento do emprego em quase 22%.

Os resultados indicam também a influência das externalidades dinâmicas sobre o crescimento das indústrias estaduais. Com efeito, as estimativas apontam na direção de presença de *spillovers* tecnológicos entre indústrias, mas não dentro da indústria. Em relação à variável “aglomdentro”, que reflete a especialização industrial local, o coeficiente obtido não é estatisticamente significante nos padrões aceitáveis em nenhuma das equações estimadas. No entanto, esta variável apresenta, apenas, correlação estatística ao nível de 10%, na equação que não controla para os efeitos fixos, e mostra relação negativa com o crescimento do emprego. Portanto, parece não existir base estatística para aceitar que o transbordamento do conhecimento entre firmas de uma mesma indústria ou dentro da indústria afete o crescimento do emprego industrial e estadual, neste período, e, muito menos, que a influência se dê de forma positiva, o que confirma também o resultado do diagrama de dispersão (d). Este resultado contraditório à teoria MAR poderia sinalizar,

dentre outros motivos, o fato de que, na regressão, estão computadas todas as categorias da indústria de transformação. A medida de especialização pode não afetar o crescimento ou a produtividade de todos os tipos de indústrias²⁶. Também como destaca Glaeser et al. (1998) e Henderson (2003), existem outros motivos para a especialização regional que não as externalidades dinâmicas, tais como fontes de recursos naturais, consistentes com a teoria tradicional.

Esse resultado encontrado para a indústria estadual difere daquele obtido por Chagas e Toneto Jr (2003), que registraram associação positiva entre uma medida de especialização das atividades e o crescimento das cidades brasileiras, no período de 1980 a 1991, sendo mensurado pela variação da renda e usando dados censitários. A título de sugestão, essa discordância pode ser em função das diferenças na metodologia de cálculo e na unidade geográfica utilizadas.

Já a concentração de firmas em um intervalo maior de indústrias, ou seja, entre indústrias diferentes, mensurada pela variável “diversidade”, parece afetar o crescimento relativo do emprego. De fato, os resultados obtidos indicam que este é mais alto, onde existem localidades com maior variedade e diversidade industrial, o que é coerente com o sinal negativo do coeficiente estimado da variável diversidade e, portanto, consistente com os argumentos teóricos propostos por Jacobs (1969) e Fingleton (2003). Vale lembrar ao leitor que a variável é mensurada pelo somatório do quadrado das participações do emprego estadual para as outras indústrias, exceto daquela, na observação em questão, ponderada por essa mesma participação em nível nacional. Assim, quanto mais o emprego estiver distribuído, menor é essa soma e, quanto menor é a razão entre essas participações, mais diversa é a indústria estadual em relação à nacional. Logo, espera-se correlação negativa com o crescimento do emprego, o que indica externalidades positivas geradas pela maior diversidade industrial. Da coluna (2.b), novamente o aumento de um desvio padrão, na variável diversidade (0,6960), reduz o crescimento relativo do emprego, com forte impacto, em torno de 49,0%. Cabe destacar também o crescimento extraordinário da magnitude do coeficiente desta variável em cerca de 2231,46% ou elasticidade 22,31 vezes maior, quando se passa a incluir os efeitos fixos no modelo, sugerindo que seu efeito quantitativo pode diferir por setor industrial e por unidade espacial. O valor do coeficiente

²⁶ Para se ver a consistência desses resultados, deveria-se realizar testes de robustez, tais como dividir a indústria em grupos, utilizando algum critério. Mais adiante, essas estimativas serão novamente realizadas por segmento industrial, classificado de acordo com a intensidade no uso dos fatores de produção.

mostra uma elasticidade de $-0,7041$, o que implica que uma diminuição no valor da variável diversidade em 1% aumenta o crescimento do emprego em quase 71%.

Os resultados apresentados para as externalidades dinâmicas, de forma geral, são bastante próximos das análises de estudos internacionais. Com efeito, as evidências obtidas corroboram parte dos resultados obtidos em Hanson (1998), para os estados mexicanos, e, em Glaeser et al. (1992), para a economia americana. Mais especificamente, como nestes dois trabalhos, no estudo aqui apresentado também não foram obtidas evidências favoráveis (positivas) a respeito da importância da aglomeração dentro da indústria para o crescimento relativo do emprego. Por outro lado, em relação à variável diversidade industrial, embora os resultados não corroborem as evidências presentes no primeiro dos referidos trabalhos, estes estão de acordo com as evidências presentes no segundo e em Henderson et al. (1995), para a economia americana. As estimativas obtidas aqui para a variável “diversidade” também vão ao encontro daquelas geradas por Galinari (2006) para as cidades de São Paulo.

Portanto, em resumo, os resultados apresentados apontam na direção de que o crescimento é afetado positivamente pelas externalidades “pecuniárias”, através do papel das conexões de mercado para trás e para frente, sugerindo que a proximidade das fontes de demanda e das indústrias fornecedoras dos insumos traz benefícios para o crescimento do emprego da indústria estadual e, portanto, sendo consistentes com a teoria da Nova Geografia Econômica, especificamente, com os argumentos teóricos de Venables (1996). Igualmente, as externalidades dinâmicas, provenientes da diversidade industrial, têm influência positiva sobre o crescimento do emprego, o que significa que a indústria em questão se beneficia dos efeitos de transbordamentos do conhecimento, gerados a partir da maior diversidade de outras indústrias relacionadas, suportando, portanto, as teorias de Jacobs (1969) e Fingleton (2003). A variável custo de transporte também se mostra significante, apresentando sinal negativo nas regressões que controla para os efeitos fixos, consistentes com a Nova Geografia Econômica, em Fujita *et al.* (2002). A competição local, por meio da variável “estmedio”, afeta o crescimento do emprego, sendo este maior, onde o tamanho relativo do estabelecimento é menor e, assim, corroboram as idéias de Jacobs e parte das previsões de Porter (1990) a respeito de que uma maior competição acelera os crescimentos industrial e local. Por fim, o salário médio dos trabalhadores está positivamente correlacionado com a variável dependente, novamente quando são descontados os efeitos fixos, o que sugere que o tamanho do mercado poderia ser

importante para a aglomeração das atividades no espaço, suportando, dessa forma, os argumentos teóricos da Nova Geografia Econômica, registrados, principalmente, em Fujita *et al.* (2002). Em geral, os resultados também apresentam melhora de desempenho, quando são inclusos, no modelo, os efeitos fixos e as variáveis de concentração inicial da indústria, com destaque para a variável “diversidade” industrial e “distmercado”, que têm magnitudes acentuadas depois do controle das *dummies*.

5.3.2 Evidências para a Indústria de Transformação nos Períodos 1994-1999 e 1999-2004

Na análise anterior, o período utilizado pode ser longo para analisar os efeitos dos argumentos de aglomeração, além de ser marcado por quatro passagens de governos (final do governo de Itamar Franco, dois de Fernando Henrique Cardoso e início da gestão de Lula). O ano de 1999, em particular, é caracterizado pelo início do segundo governo do Presidente FHC e, principalmente, pela forte desvalorização cambial acontecida, em janeiro daquele ano, na economia brasileira. Para verificar se tais mudanças ocorridas no cenário econômico do Brasil provocaram alguma alteração sobre o crescimento do emprego regional e, principalmente, para averiguar se os efeitos dos determinantes econômicos sobre tal crescimento são robustos ao período temporal, bem como a escolha do ano base, divide-se o período de tempo em duas fases, 1994-1999 e 1999-2004, e estima-se, novamente, o modelo através de uma regressão em *pooling*, incluindo na amostra as observações para esses dois conjuntos de períodos. A Tabela 18, a seguir, exibe os resultados.

Dos resultados, observa-se que o teste de hipótese realizado sobre o conjunto das *dummies* de interação (variáveis explicativas*ano99) não rejeita a suposição de que os coeficientes são os mesmos em ambos os períodos, para todas as quatro regressões estimadas. Precisamente, em todas as equações não se pode rejeitar a hipótese de igualdade dos coeficientes, nos dois períodos, a qualquer nível de significância abaixo de 5%. Com o nível de significância mais baixo, o resultado obtido sugere que não há mudanças nos coeficientes da regressão para os dois períodos e que, portanto, as rupturas ocorridas no cenário econômico brasileiro no período analisado parecem não ter afetado a trajetória do crescimento do emprego industrial estadual.

TABELA 18 - Determinantes do crescimento do emprego nos períodos 1994-1999 e 1999-2004: regressão em *pooling* para a indústria de transformação

Variável dependente – logarítmico do crescimento relativo do emprego				
Variáveis Explicativas	(1.a)	(1.b)	(2.a)	(2.b)
ln_salmedio	-0,0050 (0,0528)	-0,0254 (0,0585)	-0,0283 (0,0521)	-0,0175 (0,0571)
ln_estmedio	-0,4138* (0,0339)	-0,4998* (0,0349)	-0,2662* (0,0414)	-0,3546* (0,0488)
ln_conexões	- -	- -	0,1931* (0,0332)	0,2066* (0,0347)
ln_aglomdentre	- -	- -	-0,0303 (0,0309)	0,0039 (0,0353)
ln_diversidade	- -	- -	-0,0279 (0,0312)	-0,1256 (0,1010)
distmercado	0,3184* (0,0716)	-1,0730 (0,8742)	0,3956* (0,0851)	-0,9832 (0,9098)
ln_salmedio*ano99	-0,0293 (0,0748)	-0,0316 (0,0720)	-0,0482 (0,0738)	-0,0331 (0,0713)
ln_estmedio*ano99	0,0914 (0,0474)	0,0722 (0,0456)	0,0637 (0,0593)	0,0528 (0,0574)
ln_conexões*ano99	- -	- -	-0,0564 (0,0445)	-0,0445 (0,0430)
ln_aglomdentre*ano99	- -	- -	0,0034 (0,0422)	-0,0033 (0,0404)
ln_diversidade*ano99	- -	- -	-0,0504 (0,0319)	-0,0487 (0,0336)
distmercado*ano99	-0,0250 (0,0377)	-0,0427 (0,0367)	-0,1475 (0,0837)	-0,1762 (0,0910)
constante	-0,4173* (0,0732)	1,0156 (0,7786)	-0,5430* (0,1225)	0,3285 (0,8984)
dummy de estado	não	sim	não	sim
dummy de indústria	não	sim	não	sim
teste F dos coeficientes do ano de 1999	2,49	2,34	2,01	2,00
R ²	0,1815	0,2575	0,2135	0,2793
observações	3851	3851	3851	3851

Fonte: Estimacão do autor a partir dos dados da RAIS, IBGE e DNIT.

Nota: * e ** indicam a significância estatística a 1% e 5%, respectivamente. O desvio padrão é destacado entre parênteses e as regressões estão com correção para heteroscedasticidade (Matriz de White). E ano99 é uma variável *dummy*, que toma valor igual a 1 se o ano é 1999.

Através dos dados obtidos da regressão principal, mostrados na coluna (2.b), percebe-se que os resultados, qualitativamente, são basicamente os mesmos, apresentando sinais idênticos ao modelo anterior. Quando comparados com a análise do período 1994-2004, as semelhanças e diferenças surgidas para os subperíodos também são bastante

próximas²⁷. Especificamente, sinal negativo para o coeficiente da variável “estmédio”, que permanece estatisticamente significante. Também, correlação positiva para “conexões”. Mesmo sinal para a “diversidade” industrial e o custo de transporte, embora as variáveis não apresentem mais correlação estatística significante.

Ao contrário daqueles resultados exibidos na Tabela 17, os salários não estão mais correlacionados com o crescimento do emprego e seus coeficientes apresentam sinais negativos. Os resultados também revelam que a importância quantitativa de boa parte das variáveis explicativas do crescimento do emprego industrial se altera, tornando-se mais forte em períodos mais longos do que em fases intermediárias ou curtas.

Precisamente, como observado nos dois parágrafos anteriores, confrontando os resultados da Tabela 18 com aqueles mostrados em 17, observa-se que dois efeitos permanecem correlacionados com o crescimento do emprego na amostra em *pooling*. A variável “estmedio” tem, outra vez, coeficiente com sinal negativo, sendo estatisticamente significante a 1%, implicando que as indústrias estaduais apresentam crescimento mais elevado, onde as firmas são de tamanho menor, consistente, novamente, com as idéias de Porter (1990) e Jacobs (1969). O valor do coeficiente (-0,3546) representa a elasticidade e nos diz que uma redução de 1% na variável aumenta o crescimento do emprego aproximadamente em 36%. Esta magnitude é 8,66% menor em relação àquela obtida com o período total²⁸.

O segundo efeito que permanece robusto ao tempo é observado pela variável “conexões”. Novamente, externalidades pecuniárias, geradas a partir da proximidade com fornecedores e compradores dos produtos da indústria, têm efeitos positivos sobre o crescimento do emprego, consistentes, portanto, com o modelo de Venables (1996) da Nova Geografia Econômica. Com efeito, o coeficiente obtido é positivo e estatisticamente significante a 1%, em ambas as regressões. Sua magnitude (0,2066), que representa a elasticidade da variável em relação ao crescimento do emprego, é 5,96% menor em comparação a mesma obtida na Tabela 17.

Já os coeficientes da variável “distmercado”, proxy para os custos de transporte, e diversidade industrial relativa continuam com sinais negativos, conforme esperado pelos argumentos teóricos da NGE, de Fingleton (2003) e de Jacobs (1969), porém, deixam de

²⁷ Estimações *cross-section* realizadas e não apresentadas no texto, para os subperíodos, revelam resultados bastante próximos daqueles obtidos para a amostra em *pooling*.

²⁸ Esta comparação é feita com os resultados apresentados na coluna (2.b) das duas tabelas, sendo o mesmo aplicado à análise das variáveis seguintes.

apresentar correlação estatística significante. Novamente, os valores obtidos dos coeficientes destas variáveis são menores do que aqueles registrados para o período total. Com efeito, a magnitude da primeira variável é 85,16% menor e o da segunda é 76,26% menor em comparação com aqueles exibidos na Tabela 17.

Portanto, as evidências para regressão principal (coluna 2.b) indicam a robustez de parte dos resultados da Tabela 17, pelo menos em termos qualitativos, embora os custos de transporte e “diversidade” não estejam mais correlacionados com o crescimento do emprego e os coeficientes para os salários passem a exibir sinais negativos e estatisticamente significantes. De outro lado, os efeitos quantitativos das variáveis parecem ser maiores no período mais longo, até mesmo os daquelas variáveis que deixaram de ser importantes para o crescimento do emprego do ponto de vista estatístico.

Em suma, os resultados apresentados na Tabela 18 sugerem que os efeitos das externalidades pecuniárias, captados pela variável “conexões”, da competição local, refletidos pela “estmedio” se fazem sentir sobre o crescimento do emprego e, portanto, parecem ser robustos, não somente ao tempo, como também à escolha do período base para medir a concentração inicial de recursos da indústria. Vale destacar, também, que as magnitudes obtidas para os coeficientes dessas variáveis são maiores para o período mais longo do que na amostra em *pooling*, sugerindo que os impactos são mais fracos em intervalos de tempo menores ou estas magnitudes variam conforme o ano inicial utilizado. Não obstante as semelhanças destacadas e os resultados estarem de acordo com as teorias sobre a aglomeração industrial, as diferenças surgidas nos resultados das estimativas apresentadas até aqui podem ser explicadas em razão da amostra dos dados considerar toda a indústria de transformação. A seguir a análise é feita considerando as estimativas por segmentos industriais.

5.3.3 Evidências para Segmentos Industriais no Período 1994-2004 e Amostra em Pooling

Em todos os modelos antes apresentados, estava-se levando em consideração que as externalidades pecuniárias, os efeitos de transbordamentos, os custos de transporte e outros controles afetavam igualmente todos os tipos de indústria, pois na amostra dos dados constava as observações para a indústria de transformação como um todo. Isto pode não se configurar, uma vez que, em algumas indústrias, seus produtos finais são pouco

comercializados entre os estados e as indústrias são relativamente intensivas no uso de recursos imóveis. De acordo com as teorias a serem testadas aqui, externalidades dinâmicas e pecuniárias são mais compatíveis com indústrias, que possuem fatores móveis e que produz bens que são amplamente transacionados entre os mercados. Estudos internacionais, de fato, evidenciam que a importância de algumas dessas forças varia conforme o segmento industrial analisado. Por exemplo, Henderson (2003) aponta que é apenas a indústria de alta tecnologia, com firmas de plantas únicas, que se beneficia de externalidades dinâmicas, provenientes da escala da própria atividade industrial passada, e encontra fraca evidência da diversidade econômica local, afetando a produtividade das indústrias.

A fim de captar essas possíveis alterações na explicação do crescimento do emprego, este trabalho serve-se de um agrupamento dos segmentos industriais relativo à intensidade dos fatores de produção, baseado em Moreira e Najberg (1998), e utilizado por Silveira Neto (2005) e Moreira (1999). Como foi descrito no Capítulo 3, este último estudo agrupa as divisões de indústria de acordo com a CNAE, fundamentada na classificação proposta no trabalho destes dois primeiros autores. Tal classificação²⁹ da indústria de transformação parece ser relevante quando se quer estudar o crescimento do emprego ou a concentração industrial. A classificação por intensidade de fator de produção reflete as necessidades diretas e indiretas de cada setor. Assim, um segmento industrial é considerado, por exemplo, intensivo em trabalho, se:

$$\left[\left(f_{rj} / f_{wj} \right) / \left(f_{rM} / f_{wM} \right) \right] < 1 \quad (5.7)$$

e

$$\left[\left(f_{kj} / f_{wj} \right) / \left(f_{kM} / f_{wM} \right) \right] < 1, \quad (5.8)$$

onde se definem f_{kj} , f_{wj} e f_{rj} , na ordem, pelas necessidades totais do fator capital, trabalho e recursos naturais por unidade do produto j e f_{kM} , f_{wM} e f_{rM} , representando os requerimentos médios por cada um desses fatores por unidade do produto da indústria manufatureira. Os autores do primeiro dos estudos citados construíram esta classificação a partir das informações da matriz de insumo-produto nacional do ano de 1995 e das contas nacionais de 1996 do país.

²⁹ O agrupamento industrial, de acordo com a CNAE, encontra-se no início do Capítulo 3 do presente estudo. Para ver maiores detalhes da construção da classificação da indústria, pelo critério de intensidade de fator consultar Moreira e Najberg (1998).

Assim, com esta classificação da indústria, espera-se que os efeitos dos determinantes do emprego, sobretudo os das variáveis que captam as externalidades pecuniárias e dinâmicas, e do papel dos custos de transporte, possam ser mais fortes nos segmentos industriais intensivos em trabalho, seguidos pelos os intensivos em capital e menos dominantes naqueles de uso intenso em recursos naturais. Estas suposições são baseadas no argumento de que, no segmento industrial trabalho intensivo, as indústrias ali presentes utilizam insumos de maior mobilidade geográfica. Enquanto o setor de recursos naturais é caracterizado pela presença de indústrias, que usam fatores menos móveis. Já o segmento intensivo em capital, que geralmente faz uso de tecnologias mais avançadas, situa-se como caso intermediário. A Tabela 19, a seguir, expõe os resultados das estimativas de acordo com os segmentos industriais para o período 1994-2004.

Dos resultados expostos, observa-se que a importância das variáveis pode se alterar conforme o segmento industrial analisado. Com efeito, o salário passa a ser relevante em nível de significância de 1%, mas apenas para o segmento industrial intensivo em trabalho, obtendo correlação positiva com a variável dependente. Este resultado é consistente com o argumento da Nova Geografia Econômica, de que as indústrias existentes em localidades, com tamanho do mercado maior, podem pagar salários também maiores, o que estimula a migração de mais pessoas para aquele lugar, favorecendo, assim, a concentração.

Em relação à variável de competição local, ela está negativamente correlacionada com o crescimento do emprego em todos os setores. De fato, o coeficiente da variável “estmedio” encontra-se estatisticamente significante a 1% em todas as equações estimadas, consistentes, portanto com as idéias de Porter (1990) e Jacobs (1969). Já o coeficiente da variável “conexões” continua estatisticamente significante para os segmentos capital e recursos naturais, mas deixa de ter correlação com o segmento trabalho intensivo. Assim, a correlação positiva desta variável com o crescimento do emprego é coerente com os *linkages* verticais propostos por Venables (1996).

Por sua vez, igualmente aos resultados da IT, os efeitos de transbordamento do conhecimento dentro de uma mesma indústria, medidos pela variável “aglomdentro”, não estão correlacionados com o crescimento do emprego, portanto, parecem não ser importantes para este crescimento. Enquanto a “diversidade” industrial apresenta ser importante apenas para as indústrias de uso intenso em recursos naturais, obtendo sinal negativo, conforme esperado, com significância estatística de 1%, o que dá suporte às teorias de Jacobs (1969) e Fingleton (2003). Contudo, o coeficiente desta variável continua

a apresentar sinal negativo nos outros dois segmentos e com significância estatística no segmento trabalho intensivo apenas a 9%. Uma razão para este resultado estatisticamente não significante, encontrado nestes dois setores, talvez, seja o fato do ganho obtido por meio das externalidades de transmissão de conhecimento ser mais forte com indústrias dos outros segmentos.

Em relação aos custos de transporte, o coeficiente estimado mostra que a variável está negativamente correlacionada com o crescimento do emprego a 5% de significância, somente no setor capital intensivo, embora também apresente sinal negativo no setor de recursos naturais intensivos. O resultado é, assim, consistente com os argumentos teóricos de Fujita et al. (2002).

TABELA 19 - Determinantes do crescimento do emprego no período 1994-2004: por segmentos industriais

Variável dependente – logarítmico do crescimento relativo do emprego

Variáveis Explanatórias	Capital (K)	Trabalho (L)	Recursos Naturais (RN)
ln_salmedio	0,1525 (0,0802)	0,6392* (0,2054)	-0,1934 (0,1104)
ln_estmedio	-0,4464* (0,0769)	-0,5718* (0,1763)	-0,2415* (0,0816)
ln_conexões	0,2641* (0,0478)	-0,1018 (0,1308)	0,1460* (0,0569)
ln_aglomdentro	-0,0152 (0,0650)	-0,2613 (0,1460)	-0,0673 (0,0547)
ln_diversidade	-0,2534 (0,1908)	-0,3070 (0,1798)	-0,4178* (0,0994)
distmercado	-6,1515** (2,7032)	1,0762 (7,9692)	-2,4480 (3,5956)
constante	5,0760 (2,6264)	-2,5912 (7,6387)	0,6428 (3,1959)
dummy de estado	sim	sim	sim
dummy de indústria	sim	sim	sim
R ²	0,4125	0,4708	0,4327
observações	1114	309	465

Fonte: Estimação do autor a partir dos dados da RAIS, IBGE e DNIT.

Nota: * e ** indicam a significância estatística a 1% e 5%, respectivamente. O desvio padrão é destacado entre parênteses e as regressões estão com correção para heteroscedasticidade (Matriz de White).

Em relação a suas magnitudes, a importância das variáveis também se alterna, conforme o segmento considerado. Por exemplo, os salários, embora não sejam importantes para os segmentos capital e recursos naturais intensivos, eles atuam com mais força no setor intensivo em trabalho e têm seu valor do coeficiente aumentado em 3,15

vezes em comparação com aquele obtido na regressão para a indústria de transformação no igual período³⁰, ou seja, a elasticidade salários, em relação ao crescimento do emprego (0,6392), é bem maior neste caso. A grandeza do coeficiente da variável tamanho médio do estabelecimento (“estmedio”) é mais elevada, novamente, para as indústrias trabalho intensivo e está 47,30% maior do que o valor obtido na Tabela 17, apresentam também, desta forma, elasticidade maior. Ao passo que, o coeficiente para “distmercado” é maior para o segmento capital intensivo, com magnitude superior em 48,54%. Enquanto as externalidades pecuniárias (“conexões”) são mais importantes quantitativamente para as indústrias de capital e obtêm valor do coeficiente 20,21% superior, em comparação com aquele da indústria de transformação. Por fim, a diversidade industrial parece atuar com maior potência no segmento de recursos naturais, porém com intensidade de 40,66% menor em relação à indústria de transformação e, desta forma, demonstrando elasticidade menor para este segmento, comparado ao resultado mostrado na Tabela 17.

Os resultados obtidos para o segmento intensivo em capital, portanto, são próximos daqueles gerados para o agregado, onde as variáveis “estmedio”, “conexões” e “distmercado” continuam estatisticamente significantes, as quais apresentam os mesmos sinais, conforme o esperado pelas teorias, sendo seus efeitos quantitativos comparativamente maiores. Já no segmento intensivos em trabalho, não obstante os efeitos quantitativos das variáveis se distanciem daqueles extraídos para a indústria total, as estimações obtidas para os salários, “estmedio” e “distmercado” são próximas deles e também geram resultados esperados, embora as variáveis “conexões”, que reflete as externalidades pecuniárias, e a “diversidade” industrial, que capta os efeitos de transbordamentos entre as indústrias diversas, deixarem de ser importantes para o crescimento do emprego neste setor, ao menos para os padrões estatísticos aceitáveis. A variável “aglomdentro”, a qual mensura os efeitos do transbordamento do conhecimento dentro de uma mesma indústria e não tem relevância estatística na amostra agregada, também não está correlacionada com o crescimento do emprego em nenhum dos segmentos considerados.

Surpreendentemente, no segmento de recursos naturais, os efeitos das variáveis independentes testadas são tão ou mais importantes em comparação com os demais setores. Este segmento junto com capital intensivo são os que parecem apresentar resultados mais

³⁰ A comparação é realizada com base nos resultados da coluna (2.b) da Tabela 17. O mesmo procedimento é válido para as demais variáveis.

próximos em relação ao agregado, embora se esperasse que esses efeitos fossem mais importantes no setor de trabalho intensivo. Com efeito, as variáveis “estmedio”, “conexões” e “diversidade” industrial são relevantes do ponto de vista estatístico e demonstram sinais esperados. As exceções ficam por conta dos salários, que não aparecem mais correlacionados com o crescimento do emprego, e “distmercado”, que não é mais significante estatisticamente, porém apresenta sinal esperado conforme a NGE.

Assim como para a indústria de transformação, realiza-se, também, para os segmentos industriais, a estimativa da amostra dos dados em *pooling*, dividindo o período temporal em duas fases, sendo a primeira de 1994 a 1999, e a segunda de 1999 a 2004. Assim, o modelo é novamente estimado, considerando na amostra as observações desses dois períodos de tempo. Cabe lembrar que isso é feito, principalmente, para testar a robustez dos resultados no tempo e a escolha do período inicial base para medir as variáveis de efeitos externos, bem como as possíveis quebras estruturais, decorrentes das mudanças no cenário político e econômico do Brasil, no período analisado, como já ressaltado anteriormente. Os resultados obtidos desta estimativa são apresentados na Tabela 20, a seguir.

De acordo com o teste de hipótese realizado sobre as *dummies* de interação, não se rejeita a suposição de que os coeficientes são os mesmos em ambos os subperíodos apenas no segmento de capital, mas se rejeita para os outros dois setores a 5% de significância estatística. O resultado do teste, então, sugere que a trajetória do crescimento do emprego, nas indústrias intensivas no uso do fator trabalho e recursos naturais, pode ter sido afetada pelas mudanças econômicas e/ou políticas ocorridas no Brasil, neste período estudado.

As estimativas expostas na Tabela 20 mostram que a importância de algumas variáveis varia de acordo com o setor industrial, podendo ser relevante em um e não ser no outro, embora alguns destes determinantes afetarem o crescimento do emprego em todos os setores. No segmento intensivo no uso do insumo capital, a análise praticamente se repete para as duas variáveis. Semelhantemente, neste setor, as variáveis “estmedio” e “conexões” são, outra vez, positivamente correlacionadas com o crescimento do emprego e apresentam sinais esperados. Desta forma, parecem robustas ao tempo ou ao período inicial utilizado. Suas magnitudes são mais baixas em comparação ao período total. No entanto, os resultados são desfavoráveis para a variável “distmercado” e “diversidade”, as quais apresentam sinais contrários dos esperados e não estatisticamente significantes. As

evidências para os salários e as externalidades tecnológicas, novamente, neste caso, não são relevantes estatisticamente.

TABELA 20 - Determinantes do crescimento do emprego nos períodos 1994-1999 e 1999-2004: regressão *pooled* para os segmentos industriais

Variável dependente – logarítmico do crescimento relativo do emprego			
Variáveis Explicativas	Capital	Trabalho	Recursos Naturais
ln_salmedio	-0,0211 (0,0701)	0,0879 (0,1880)	-0,1598** (0,0797)
ln_estmedio	-0,4052* (0,0663)	-0,3937* (0,1298)	-0,2104* (0,0542)
ln_conexões	0,2372* (0,0457)	0,0106 (0,1286)	0,1135** (0,0518)
ln_aglomdentro	0,0130 (0,0506)	-0,1391 (0,1064)	0,0053 (0,0500)
ln_diversidade	0,0139 (0,0828)	-0,1512 (0,0966)	-0,2076* (0,0660)
distmercado	0,3653 (1,1928)	-3,9040** (1,7162)	-0,9539 (1,7720)
ln_salmedio*ano99	-0,0551 (0,0914)	-0,0640 (0,2238)	0,1824 (0,0992)
ln_estmedio*ano99	0,0300 (0,0670)	0,0906 (0,1612)	0,1216 (0,0746)
ln_conexões*ano99	-0,0115 (0,0581)	-0,1277 (0,1393)	-0,0591 (0,0653)
ln_aglomdentro*ano99	0,0438 (0,0548)	0,0095 (0,1015)	-0,1102 (0,0600)
ln_diversidade*ano99	0,0005 (0,0522)	-0,0615 (0,0768)	-0,0987** (0,0449)
distmercado*ano99	-0,0128 (0,1424)	-0,3568 (0,2623)	-0,2697** (0,1291)
constante	-0,1730 (1,1437)	3,0336 (1,6448)	0,0191 (1,5826)
<i>dummy</i> de estado	sim	sim	sim
<i>dummy</i> de indústria	sim	sim	sim
teste F	0,51	2,42**	3,24**
R ²	0,3117	0,3103	0,2707
observações	2278	634	939

Fonte: Estimação do autor a partir dos dados da RAIS, IBGE e DNIT.

Nota: * e ** indicam a significância estatística a 1% e 5%, respectivamente. O desvio padrão é destacado entre parênteses e as regressões estão com correção para heteroscedasticidade (Matriz de White). E ano99 é uma variável *dummy* que toma valor igual a 1 se o ano é 1999.

Constata-se, então, que na amostra em *pooling*, o crescimento do emprego para as indústrias segmento capital intensivo é afetado pelas externalidades pecuniárias, corroborando a teoria da Nova Geografia Econômica, especialmente, o estudo de Venables

(1996) e pela variável de competição local, consistente com parte das previsões de Jacobs (1969) e Porter (1990).

No setor de trabalho intensivo, apenas as variáveis “estmedio” e “distmercado” industrial aparecem como estatisticamente significantes e com sinais esperados, em que, para a primeira, obtém-se elasticidade de -0,39, que está com valor abaixo daquele verificado para o período total, enquanto o coeficiente obtido pela segunda é de -3,90. Entretanto, os salários não são mais correlacionados com o crescimento do emprego e, com isso, parecem não ser robustos ao tempo. Já as variáveis de externalidades pecuniárias (“conexões”) e de externalidades tecnológicas - “diversidade” industrial e “aglomeração” - outra vez, não exibem significância estatística. Assim, neste setor particularmente, os custos de transporte elevados parecem atuar negativamente para o crescimento; e a competição local é também condutora do crescimento do emprego da indústria estadual.

Para o segmento intensivo em recursos naturais, os resultados expostos na Tabela 20 também diferem em relação a aqueles mostrados na Tabela 19. O crescimento do emprego é influenciado pelas as variáveis, “estmedio”, “conexões” e “diversidade” industrial, exibindo os mesmos sinais e, assim, robustas ao tempo, embora todas as magnitudes de seus coeficientes serem agora menores. A maior destas elasticidades é obtida pela primeira variável (-0,21), implicando, por exemplo, que um aumento de aproximadamente 1% no valor do coeficiente da “estmédio” reduz em 21% o crescimento do emprego. Porém, das variáveis estatisticamente significantes, “diversidade” é o determinante que demonstra maior queda em seu valor (-50,31%), em comparação com a mesma elasticidade extraída da estimação do intervalo temporal total. O coeficiente da variável salários é agora significante a 5%, mas apresenta correlação negativa, o que pode ser consistente com o argumento da teoria neoclássica tradicional. Neste segmento, portanto, os efeitos que são benéficos para o crescimento local são: os da variável de controle salários e das externalidades pecuniárias, consistentes com a Nova Geografia Econômica; os efeitos de transbordamento do conhecimento, determinados da interação entre firmas de indústrias diferentes, em consonância, assim, com as teorias de Jacobs (1969), e os efeitos da competição local, medidos por “estmedio”, que suportam parte das idéias de Jacobs e Porter.

Para finalizar, cabe aqui fazer uma síntese dos principais resultados obtidos. Em relação à amostra total, as estimativas da regressão *cross section* para a indústria de transformação revelam que, consistentes com as teorias da Nova Geografia Econômica, as

externalidades pecuniárias, as quais são resultantes da proximidade dos mercados compradores e fornecedores da indústria, salários e custos de transporte, afetam o crescimento do emprego. Este também é influenciado pelas externalidades dinâmicas, particularmente, aquelas geradas da interação entre as firmas de indústrias diferentes, condizentes, então, com as idéias de Jacobs, e pela variável de competição local, que está de acordo com as teorias de Jacobs e Porter. Esses efeitos também permanecem válidos para a estimativa da regressão em *pooling*, à exceção dos salários, que não são mais significantes, da diversidade industrial e dos custos de transporte, em que os dois últimos apresentam coeficientes com sinais negativos e não estatisticamente significantes, embora o “distmercado” aparecer positivamente correlacionado com o crescimento do emprego, quando não forem descontados os efeitos fixos referentes às unidades setoriais e espaciais.

No tocante à amostra por setores industriais, apenas a variável de competição local é que independe dos segmentos industriais, pois ela é importante para o crescimento do emprego em qualquer um dos ramos industriais. Já as externalidades pecuniárias revelam importância para as indústrias intensivas em capital e recursos naturais, enquanto os efeitos do transbordamento do conhecimento entre firmas de indústrias diversas –“diversidade” industrial- atuam apenas sobre o crescimento do emprego do setor recursos naturais intensivos. Os salários apresentam correlação estatística significante somente para o segmento trabalho intensivo. Por seu turno, os custos de transporte afetam negativamente o crescimento do emprego no segmento de uso intenso em capital. Enquanto as externalidades tecnológicas, obtidas da interação de firmas dentro da mesma indústria, não se mostram importantes. As evidências empíricas, assim, parecem suportar os argumentos teóricos sobre a concentração das atividades econômicas no espaço, no que diz respeito à Nova Geografia Econômica, de Fujita et al. (2002) e Venables (1996), parte das previsões de Jacobs e Porter, ainda que seus determinantes não influenciem igualmente todos os setores vistos para a indústria de transformação do Brasil, no período de 1994-2004.

6. CONCLUSÕES

Esta tese teve dois objetivos principais. O primeiro deles foi caracterizar os níveis e o padrão espacial da concentração industrial, nos estados e microrregiões brasileiras, para os anos de 1994 e 2004, buscando também identificar os *clusters* e *outliers* industriais e as áreas de crescimento dinâmico. O segundo objetivo foi verificar quais eram os determinantes econômicos do crescimento do emprego indústria estadual neste período.

Dos resultados, existem fortes evidências da concentração da indústria de transformação nos estados das regiões Sudeste e Sul do Brasil, sobretudo em São Paulo que responde por 43% e 36%, respectivamente, em 1994 e 2004, o que reflete uma queda de 19% neste período. Esta característica também é encontrada para os setores industriais, em que a concentração é maior para o segmento capital intensivo e menor para o segmento intensivo no uso do fator recursos naturais. Os dados também sugerem a continuação da desconcentração da atividade industrial neste período. O recuo dos valores obtidos para o índice de *Gini* confirma esta desconcentração. A maior redução relativa é registrada para o setor capital intensivo, seguido por recursos naturais intensivos. Enquanto trabalho intensivo obteve a maior queda relativa. Isto mostra que a desconcentração é menor para o primeiro segmento e maior para o último.

Na indústria de transformação, os estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Pernambuco apresentaram queda da participação do emprego. No segmento capital intensivo, somam-se a esses a UF de Alagoas e o Distrito Federal. Por sua vez, no setor trabalho intensivo, novamente, São Paulo, Rio de Janeiro e Distrito Federal, juntos agora com Pará, Amapá, Piauí e Rio Grande do Sul, são os únicos a apresentarem queda da participação do emprego. Por fim, de novo, São Paulo e Rio de Janeiro juntam-se ao Maranhão, Ceará, Rio Grande do Norte, Pernambuco e Bahia para formarem o grupo de estados que perderam peso do emprego no setor intensivo em recursos naturais.

Os dados parecem indicar, assim, a desconcentração industrial no Brasil, para o período considerado, onde o Sul do país apresenta ganhos substanciais. Destaca-se, ainda, o crescimento expressivo da região Nordeste no segmento trabalho intensivo, assim como o aumento da participação das regiões Centro-Oeste e Norte em todos os segmentos industriais. Contudo, quase todos os estados dessas regiões ainda possuem participações do emprego pequenas, muito embora se tenha o caso do estado cearense, no setor trabalho

intensivo, e de Pernambuco, Goiás e Pará, no setor intensivo em recursos naturais, em que todos eles apresentam considerável participação.

Em relação aos testes espaciais, a evidência de correlação espacial global mais forte para o ano de 2004 é consistente com o fenômeno da desconcentração concentrada. Também foram registrados *clusters* locais com alta participação do emprego e vizinhança de alta participação nos estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Paraná. Já *clusters* de baixa participação foram encontrados em alguns estados do Norte e Centro-Oeste, e um *outliers* de baixa participação com vizinhos de alta participação é notado em Mato Grosso do Sul. O padrão espacial local vigente em 2004 é bastante parecido com aquele visto para 1994, o que, em parte, pode ser coerente com o fato de a desconcentração industrial concentrada ser direcionada, sobretudo, para o Sul do país, não obstante o crescimento verificado para a região Nordeste no segmento trabalho intensivo e para as regiões Norte e Centro-Oeste em todos os segmentos. Por fim, a análise *LISA* para o crescimento das participações estaduais do emprego detectou pólos dinâmicos, do tipo AA: para a IT, localizados nos estados do Amazonas, Pará Mato Grosso e Goiás; para o segmento de capital intensivo, situados no Amazonas, Acre, Rondônia e Mato Grosso; para trabalho intensivo, no Mato Grosso e para recursos naturais intensivos, no Pará e no Mato Grosso.

Como esperado, a concentração industrial é mais forte quando as microrregiões são consideradas as unidades espaciais de análise. Os valores do *Gini* são os mais elevados para todos os conjuntos econômicos. A hierarquia da concentração é a mesma daquela obtida para os estados, sendo o setor capital intensivo o mais concentrado e o recursos naturais intensivos o menos concentrado. No entanto, a desconcentração industrial é mais forte para o segmento recursos naturais intensivos e, de novo, mais fraca em capital intensivo. O setor trabalho intensivo aparece como caso intermediário.

A indústria é fortemente concentrada em microrregiões localizadas nas regiões Sul e Sudeste. Nas maiores participações no emprego da IT, apenas Fortaleza não pertence a essas regiões. No segmento capital intensivo todas as microrregiões desta lista estão localizadas em tais regiões, exceto Manaus em 2004. Enquanto, no segmento de trabalho intensivo, Fortaleza, que sobe da 7^a para a 4^a posição nesta lista, novamente, é a única microrregião fora do eixo Sul-Sudeste. Por fim, no segmento recursos naturais intensivos, que é o melhor distribuído espacialmente, as últimas quatro microrregiões pertencem ao Nordeste – Mata Meridional Pernambucana, Fortaleza, Recife e Mata Setentrional

Pernambucana – em 1994. Já em 2004, aparecem Fortaleza, São Miguel dos Campos-AL e Goiânia-GO entre as dez.

Também é observado um aumento do crescimento da participação das microrregiões nordestinas do emprego industrial. Com efeito, das dez microrregiões com maior crescimento na indústria de transformação, o Nordeste tem sete. No setor de capital intensivo, quatro também são nordestinas. Já no segmento trabalho intensivo, nove pertencem a esta região. Finalmente, no segmento recursos naturais intensivos, sete pertencem ao Nordeste. Isto pode indicar o surgimento de novos pólos de crescimento industrial.

A estatística *I* de *Moran* global também é mais elevada para 2004, consistente com o fato da desconcentração industrial se dar de forma concentrada. *Clusters* locais da participação do emprego, do tipo AA, são registrados no Sul e Sudeste do país, especialmente, nas microrregiões de São Paulo. Vale ressaltar que aparece, ainda, um destes na microrregião de Pacajus-CE. A análise *LISA* também detecta um bom número de associação espacial do tipo BA, sobretudo, no Nordeste e isso pode ser a indicação de um surgimento de novos pólos industriais nesta região, mas ainda sem efeitos na vizinhança. Os resultados do teste espacial local, aplicado ao crescimento das participações microrregionais do emprego, também sugerem que as áreas de maior dinamismo em termos deste crescimento, com efeitos nas vizinhanças, situam-se em alguns estados pertencentes às regiões Nordeste e Centro-Oeste do país e no estado de Minas Gerais, o que caracteriza estas áreas como pólos dinâmicos de crescimento.

No tocante ao modelo econométrico, verificou-se que os *linkages* de mercados, medido pela variável “conexões”, são importantes para o crescimento do emprego na indústria de transformação do Brasil, no período entre os anos de 1994 e 2004. Assim, os *linkages* de demanda, em que as indústrias compradoras de insumo formam o mercado para aquelas fornecedoras de tais insumos, e os *linkages* de custos, em que as firmas compradoras têm redução de custos por estarem localizadas próximas daquelas vendedoras dos insumos intermediários, criam as forças para a aglomeração, sendo consistentes com Venables (1996).

Economias de aglomeração também são benéficas para o crescimento do emprego, mas apenas os efeitos de transbordamentos do conhecimento entre indústrias diferentes, mensurado pela variável “diversidade”, afeta tal crescimento, consistente com Jacobs (1969) e Fingleton (2003). Contudo, externalidades tecnológicas, geradas a partir da

interação dos agentes econômicos dentro da mesma indústria, não se mostram importantes para o crescimento do emprego industrial. As medidas de custos de transporte e dos salários apresentam correlação negativa e positiva, respectivamente, com o crescimento do emprego, quando são descontados os efeitos fixos, consistente também com os modelos da Nova Geografia Econômica, presentes em Fujita et al. (2002). Por fim, a variável que mede o tamanho relativo médio das firmas mostrou-se importante para o crescimento do emprego. Assim, este crescimento parece ser maior em localidades com tamanho de firmas menores, sendo, portanto, consistente com as idéias de Jacobs (1969) e Porter (1990), em que a competição local acelera o crescimento.

Os resultados da amostra em *pooling* para a IT sugerem que os efeitos das externalidade pecuniárias, captados pela variável “conexões”, da competição local, refletidos pela “estmedio”, parecem ser robustos não somente ao tempo como também à escolha do período base para medir a concentração inicial de recursos da indústria. Observa-se também que as magnitudes obtidas para os coeficientes dessas variáveis são maiores para o período total do que na amostra em *pooling*, sugerindo que ou seus impactos são mais fracos em intervalos de tempo menores ou estas magnitudes variam conforme o ano inicial utilizado.

Nos resultados para os segmentos industriais, apenas a variável de competição local “estmedio” tem sua importância independentemente do setor analisado. Os *linkages* verticais apresentam ser relevantes para o segmento de capital intensivo e recursos naturais intensivos, ao passo que, a “diversidade” industrial relativa é importante apenas para recursos naturais intensivos e os salários, que apresentaram correlação estatística significante, somente no segmento trabalho intensivo. Por sua vez, os custos de transporte parecem afetar negativamente o crescimento do emprego nos segmentos de uso intenso em recursos naturais e capital, onde, neste último, os custos são estatisticamente significantes. Finalmente, as externalidades tecnológicas, obtidas da interação de firmas dentro da mesma indústria, de novo, não se mostraram importantes para nenhum dos segmentos industriais.

Comparadas com os resultados para o período total, na amostra em *pooling* para segmento capital intensivo, as variáveis de competição local e dos *linkages* intersetoriais parecem ser robustas ao tempo. Enquanto no segmento trabalho intensivo, apenas a variável de competição local mostrou-se robusta ao tempo e a *proxy* para custo de transporte passa a ser negativamente correlacionada com o crescimento do emprego. Por

fim, no segmento de recursos naturais intensivos, as variáveis do tamanho médio das firmas, os *linkages* de mercado e “diversidade” industrial continuam importantes para o crescimento do emprego, e os salários médios passam também a influenciá-lo, mas apresentam sinal negativo. Ademais, percebe-se que os efeitos quantitativos das variáveis parecem ser maiores no período mais longo do que em períodos mais curtos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANSELIN, Luc. Local Indicators of Spatial Association-LISA. **Geographical Analysis**, v.27, n.2, p.93-115, abr. 1995.

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

BALWIN, Richard; FORSLID, Rikard; MARTIN, Philippe; OTTAVIANO, Gianmarco; ROBERT-NICOUD, Frederic. **Economic Geography and Public Policy**. United Kingdom: Princeton University Press, 2003.

BONELLI, R. **Ensaios sobre Política Econômica e Industrialização no Brasil**. Rio de Janeiro: SENAI, CIET, 1996.

CANO, Wilson. **Desequilíbrios Regionais e Concentração Industrial no Brasil: 1930-1995**. Campinas: Unicamp, 1998.

CHAGAS, André Luis Squarize. **Externalidades da Aglomeração: Microfundamentação e Evidências Empíricas**. 2004. 132f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

CHAGAS, André Luis Squarize; TONETO JR, Rudinei. Fatores Determinantes do Crescimento Local – Evidências a partir de dados dos municípios brasileiros para o período 1980-1991. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.33, n.2, p.349-385, ago. 2003.

CROZET, Matthieu. Do migrants follow market potentials? An estimation of a new economic geography model. **Journal of Economic Geography**, v. 4, n.4, p.439-458, 2004.

DIXIT, Avinash K.; STIGLITZ, Joseph E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. **The American Economic Review**, v. 67, n. 3, p.297-308. 1977.

DOMINGUES, Edson Paulo Domingues. Aglomerações e Periferias Industriais no Brasil e no Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.36, n.4, p.508-523, out-dez. 2005.

ELLISON, Glenn; GLAESER Edward L. Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.105, n.5, p.889-927, out. 1997.

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

FUJITA, Masahisa; THISSE, Jacques- François. **Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Regional Growth**. United Kingdom: The University Press Cambridge, 2002. 466p.

FUJITA, Masahisa; KRUGMAN, Paul; VENABLES, Anthony J. **Economia Espacial: Urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo**. São Paulo: Futura, 2002, 391p.

GALINARI, Rangel. **Retornos Crescentes Urbano-Industriais e Spillovers Espaciais: Evidências a partir da taxa salarial no estado de São Paulo**. 2006, 162p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Minas Gerais, CEDEPLAR, Minas Gerais, 2006.

GLAESER, Edward L.; KALLAL, Hedi D.; SCHEINKMAN, José A.; SHLEIFER, Andrei. Growth in Cities. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.100, n.6, p.1126-1152, out./dez. 1992.

HANSON, Gordon H. Market potencial, increasing returns and geographic concentrattion. **Journal of International Economics**, v.67, p.1-24, 2005.

HANSON, Gordon H. Regional adjustment to trade liberalization. **Regional Science and Urban economics**, v.28, n.4, p.419-444, jul. 1998.

HENDERSON, Vernon; KUNCORO, Ari; TUNER, Matt. Industrial Development in Cities. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.103, n.5, p.1067-1090, out. 1995.

HENDERSON, Vernon. Marshall's Scale Economies. **Journal of Urban Economics**, v.53, p.1-28, 2003.

HOFFMANN, Rodolfo. **Distribuição de Renda: medidas de desigualdades e pobreza**. São Paulo: Edusp, 1998.

HOOVER, E. M. **The Location of Economic Activity**. Nova York: McGraw-Hill, 1948

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

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

KRUGMAN, Paul. Increasing Returns and Economic Geography. **Journal of Political Economy**, Chicago, v.99, n.3, p.483-499, jun. 1991b.

LUCAS, R. E. On The Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**, v.22, n.1, p.3-42, jul. 1988.

MARSHALL, Alfred. **Principles of Economics**. New York: Mcmillan, 1920.

MION, G. Spatial Externalities and Empirical Analysis: the case of Italy. **Journal of Urban Economics**, v. 56, p.97-118, 2004.

MOREIRA, Maurício Mesquita. Estrangeiro em uma Economia Aberta: Impactos Recentes sobre a Produtividade, a Concentração e Comércio Exterior. In: GIANBIAGI,

Fabio; MOREIRA, M.M.(Org). **A Economia Brasileira nos anos 90.** Rio de Janeiro. BNDES. Ago. 1999. Parte 4, p.333-374.

MOREIRA, Maurício Mesquita; NAJBERG, Sheila. Abertura comercial: criando ou exportando empregos? **Pesquisa e Planejamento Econômico.** v.28, n.2, p.371-398, ago. 1998.

OLIVEIRA Cristiano Aguiar. Crescimento Econômico das Cidades Nordestinas: Um Enfoque da Nova Geografia Econômica. **In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, IX,** 2004, Fortaleza. Anais... Fortaleza, 2004 1CD-ROM.

PACHECO, Carlos Américo. **Novos Padrões de Localização no Brasil? Tendências recentes dos indicadores de produção e do investimento industrial.** Brasília: IPEA, 1999 (Texto para discussão, n.633)

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

ROMER, Paul M. Increasing Returns and Long-Run Growth. **Journal of Political Economy,** Chicago, v.94, n.5, p.1002-1037, out 1986

ROMER, Paul M. Endogenous Technological Change. **Journal of Political Economy,** Chicago, v.98, n.5, p.S71-S101, out. 1990.

SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Concentração Industrial Regional, Especialização Geográfica e Geografia Econômica: Evidências para o Brasil no Período 1950-2000. **Revista Econômica do Nordeste,** v.36, n. 2, p. 189-208, abr-jun, 2005.

VENABLES, Anthony J. Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries. **International Economic Review,** v.37, n.2, p.341-359, maio, 1996.

APÊNDICE

TABELA A.1: Participação e crescimento das microrregiões no emprego da indústria de transformação do Brasil - %

cod_micro	nome_micro	Participação		crescimento
		1994	2004	
351561	SAO PAULO	19,45595	11,43933	-41,20
330618	RIO DE JANEIRO	5,74937	3,43802	-40,20
430526	PORTO ALEGRE	4,26772	3,66650	-14,09
350732	CAMPINAS	3,30708	3,09282	-6,48
310730	BELO HORIZONTE	3,15648	2,70371	-14,34
411037	CURITIBA	2,28894	2,54718	11,28
351559	GUARULHOS	2,08154	1,60695	-22,80
430216	CAXIAS DO SUL	1,71588	1,89291	10,32
230316	FORTALEZA	1,69061	1,76236	4,24
420412	BLUMENAU	1,66369	1,75525	5,50
351246	SOROCABA	1,65189	1,52899	-7,44
420208	JOINVILLE	1,56785	1,64824	5,13
351557	OSASCO	1,51118	1,41139	-6,60
351350	SAO JOSE DOS CAMPOS	1,49468	1,43714	-3,85
260517	RECIFE	1,29438	0,90833	-29,83
351562	MOJI DAS CRUZES	1,15825	0,97449	-15,87
351247	JUNDIAI	1,01548	0,89469	-11,89
130307	MANAUS	0,91003	1,41103	55,05
290521	SALVADOR	0,90916	0,95614	5,17
350627	LIMEIRA	0,86644	0,80898	-6,63
430524	GRAMADO-CANELA	0,82487	0,91847	11,35
351560	ITAPECERICA DA SERRA	0,79399	0,72108	-9,18
350214	RIBEIRAO PRETO	0,76677	0,81192	5,89
350628	PIRACICABA	0,74190	0,73157	-1,39
330511	VALE DO PARAIBA FLUMINENSE	0,66401	0,41955	-36,82
320309	VITORIA	0,64052	0,62304	-2,73
260415	MATA MERIDIONAL PERNAMBUCANA	0,63617	0,36209	-43,08
350212	FRANCA	0,60981	0,62225	2,04
520310	GOIANIA	0,59825	1,01709	70,01
351563	SANTOS	0,54559	0,30066	-44,89
430421	LAJEADO-ESTRELA	0,54352	0,67322	23,86
311265	JUIZ DE FORA	0,52945	0,43031	-18,73
350731	MOJI-MIRIM	0,50293	0,50584	0,58
410311	LONDRINA	0,49874	0,66419	33,17
350104	SAO JOSE DO RIO PRETO	0,49348	0,54043	9,51
310943	DIVINOPOLIS	0,48739	0,74655	53,17
150307	BELEM	0,48376	0,51287	6,02
260413	MATA SETENTRIONAL PERNAMBUCANA	0,48215	0,30023	-37,73
351248	BRAGANCA PAULISTA	0,47232	0,51841	9,76
310839	IPATINGA	0,46055	0,41794	-9,25
350421	JAU	0,45333	0,45961	1,39
420619	CRICIUMA	0,44050	0,54289	23,24
350318	BIRIGUI	0,43693	0,45865	4,97
350524	ARARAQUARA	0,43393	0,52256	20,42
420104	JOACABA	0,43179	0,56261	30,30
330615	SERRANA	0,39451	0,25519	-35,31
420207	SAO BENTO DO SUL	0,37949	0,40701	7,25
270312	SAO MIGUEL DOS CAMPOS	0,37644	0,47299	25,65
350525	SAO CARLOS	0,37487	0,39079	4,25
350420	BAURU	0,36769	0,37382	1,67
250422	JOAO PESSOA	0,36444	0,40450	10,99
420102	CHAPECO	0,35119	0,51164	45,69
430420	SANTA CRUZ DO SUL	0,34284	0,31555	-7,96
310518	UBERLANDIA	0,33902	0,44918	32,49
410521	PONTA GROSSA	0,33541	0,35748	6,58
310727	SETE LAGOAS	0,33499	0,37309	11,37
350213	JABOTICABAL	0,31684	0,32707	3,23
350730	SAO JOAO DA BOA VISTA	0,31343	0,29962	-4,41
430523	MONTENEGRO	0,30668	0,47581	55,15
410309	MARINGA	0,30413	0,51015	67,74
420411	RIO DO SUL	0,29779	0,38475	29,20
270311	MACEIO	0,29006	0,43787	50,96

240418	NATAL	0,28121	0,37506	33,37
530101	BRASILIA	0,27954	0,31422	12,41
410310	APUCARANA	0,27940	0,47266	69,17
351143	TATUI	0,27852	0,31543	13,25
430733	PELOTAS	0,27480	0,19194	-30,15
351351	GUARATINGUETA	0,25967	0,27726	6,77
350938	MARILIA	0,25392	0,29160	14,84
420206	CANOINHAS	0,24955	0,23390	-6,27
420516	FLORIANOPOLIS	0,24134	0,31162	29,12
330307	NOVA FRIBURGO	0,23238	0,24694	6,27
420618	TUBARAO	0,23230	0,39127	68,43
350836	PRESIDENTE PRUDENTE	0,23140	0,35274	52,44
350626	RIO CLARO	0,22785	0,32734	43,66
280311	ARACAJU	0,22694	0,19788	-12,81
220203	TERESINA	0,22261	0,26119	17,33
311052	POUSO ALEGRE	0,22211	0,28074	26,40
311051	POCOS DE CALDAS	0,21725	0,28952	33,27
350729	PIRASSUNUNGA	0,21263	0,17927	-15,69
510417	CUIABA	0,21105	0,29284	38,75
310522	UBERABA	0,21032	0,29083	38,28
311264	UBA	0,20296	0,33923	67,14
350733	AMPARO	0,20203	0,19795	-2,02
430110	PASSO FUNDO	0,20131	0,30944	53,71
410829	GUARAPUAVA	0,19816	0,20417	3,03
520307	ANAPOLIS	0,19587	0,32192	64,35
330203	CAMPOS DOS GOYTACAZES	0,19450	0,15102	-22,35
311050	VARGINHA	0,18918	0,27345	44,54
420310	CAMPOS DE LAGES	0,18918	0,20279	7,19
270309	MATA ALAGOANA	0,18437	0,34251	85,77
351558	FRANCO DA ROCHA	0,17491	0,16508	-5,62
351040	OURINHOS	0,16815	0,20617	22,61
430104	ERECHIM	0,16760	0,24244	44,65
350423	BOTUCATU	0,16640	0,21693	30,37
260518	SUAPE	0,16505	0,26696	61,74
310207	MONTES CLAROS	0,16441	0,16687	1,50
320412	CACHOEIRO DE ITAPEMIRIM	0,16337	0,21180	29,64
410622	TOLEDO	0,16313	0,36937	126,43
310734	CONSELHEIRO LAFAIETE	0,16168	0,11254	-30,39
500204	CAMPO GRANDE	0,15722	0,24303	54,58
210102	AGLOMERACAO URBANA DE SAO LUIS	0,15660	0,10479	-33,08
330305	TRES RIOS	0,15482	0,09261	-40,18
350317	ARACATUBA	0,15020	0,16045	6,82
150617	PARAGOMINAS	0,14817	0,22774	53,70
290312	FEIRA DE SANTANA	0,14791	0,32636	120,65
260516	ITAMARACA	0,14747	0,15525	5,28
350210	SAO JOAQUIM DA BARRA	0,14689	0,23237	58,19
350105	CATANDUVA	0,14671	0,15710	7,08
311266	CATAGUASES	0,14319	0,14208	-0,78
410933	UNIAO DA VITORIA	0,14149	0,13736	-2,92
420413	ITAJAI	0,13874	0,28428	104,90
260308	VALE DO IPOJUCA	0,13856	0,20388	47,14
330512	BARRA DO PIRAI	0,13751	0,10288	-25,18
430214	GUapore	0,13733	0,26082	89,92
420105	CONCORDIA	0,13683	0,20999	53,47
410623	CASCABEL	0,13605	0,28501	109,49
410519	TELEMACO BORBA	0,13538	0,12975	-4,16
250317	CAMPINA GRANDE	0,13516	0,22960	69,87
311056	ITAJUBA	0,13360	0,19265	44,20
310731	ITABIRA	0,13049	0,12362	-5,26
320103	COLATINA	0,12693	0,16035	26,33
430215	VACARIA	0,12693	0,11040	-13,02
430527	OSORIO	0,12647	0,14837	17,32
270308	SERRANA DOS QUILOMBOS	0,12338	0,12547	1,69
240417	MACAIBA	0,12300	0,16484	34,02
510107	SINOP	0,12221	0,21188	73,37
410726	FRANCISCO BELTRAO	0,11934	0,20821	74,47
430525	SAO JERONIMO	0,11916	0,09651	-19,01
410103	CIANORTE	0,11708	0,23160	97,81

210209	IMPERATRIZ	0,11696	0,13466	15,13
310837	GOVERNADOR VALADARES	0,11529	0,10885	-5,59
310729	PARA DE MINAS	0,11463	0,12116	5,70
420309	CURITIBANOS	0,11392	0,13280	16,57
290519	CATU	0,11388	0,07695	-32,43
351039	ASSIS	0,11326	0,09823	-13,27
430101	SANTA ROSA	0,11256	0,11064	-1,71
350419	LINS	0,10987	0,19585	78,26
420620	ARARANGUA	0,10706	0,15808	47,66
500410	DOURADOS	0,10475	0,17436	66,45
351142	ITAPETININGA	0,10296	0,10882	5,69
430108	IJUI	0,09967	0,14992	50,42
410415	CORNELIO PROCOPIO	0,09901	0,10882	9,91
320206	LINHARES	0,09897	0,21483	117,07
311047	PASSOS	0,09758	0,12133	24,34
230105	SOBRAL	0,09624	0,33723	250,41
311048	SAO SEBASTIAO DO PARAISO	0,09303	0,18309	96,81
311159	BARBACENA	0,08875	0,08099	-8,74
350422	AVARE	0,08732	0,07633	-12,59
410205	CAMPO MOURAO	0,08730	0,13769	57,72
420515	TIJUCAS	0,08550	0,14807	73,18
290731	ILHEUS-ITABUNA	0,08492	0,16674	96,35
240419	LITORAL SUL	0,08484	0,06257	-26,25
310626	BOM DESPACHO	0,08423	0,11510	36,65
311260	PONTE NOVA	0,08389	0,06803	-18,91
351141	ITAPEVA	0,08257	0,09490	14,93
290204	JUAZEIRO	0,08235	0,06002	-27,12
430629	CAMPANHA OCIDENTAL	0,08090	0,06198	-23,39
250423	LITORAL SUL	0,08086	0,05703	-29,47
410101	PARANAVAI	0,08044	0,19627	144,00
520515	MEIA PONTE	0,08044	0,15357	90,91
110204	JI-PARANA	0,07988	0,10864	36,00
410102	UMUARAMA	0,07873	0,23793	202,21
430422	CACHOEIRA DO SUL	0,07853	0,06374	-18,83
240101	MOSSORO	0,07831	0,09628	22,95
430318	SANTA MARIA	0,07709	0,11748	52,39
311158	SAO JOAO DEL REI	0,07522	0,09418	25,21
520513	SUDOESTE DE GOIAS	0,07343	0,21562	193,64
290520	SANTO ANTONIO DE JESUS	0,07231	0,11083	53,27
310944	FORMIGA	0,07219	0,12397	71,73
420101	SAO MIGUEL D'OESTE	0,07217	0,14893	106,36
311054	SAO LOURENCO	0,07201	0,08817	22,44
410624	FOZ DO IGUACU	0,07201	0,15914	121,00
420103	XANXERE	0,07145	0,10859	51,98
330513	BAIA DA ILHA GRANDE	0,07076	0,09806	38,58
311053	SANTA RITA DO SAPUCAI	0,06978	0,13659	95,74
310206	PIRAPORA	0,06952	0,10017	44,09
310733	OURO PRETO	0,06926	0,07896	14,01
230732	CARIRI	0,06876	0,20289	195,07
430735	LITORAL LAGUNAR	0,06751	0,08729	29,30
520306	CERES	0,06737	0,09337	38,59
311157	LAVRAS	0,06729	0,06226	-7,48
410307	PORECATU	0,06675	0,07748	16,07
410520	JAGUARIAIVA	0,06659	0,12331	85,18
510313	TANGARA DA SERRA	0,06578	0,10040	52,63
350937	TUPA	0,06442	0,06773	5,14
430109	CARAZINHO	0,06255	0,09385	50,04
410306	ASTORGA	0,06247	0,15802	152,95
350103	VOTUPORANGA	0,06213	0,11445	84,21
330614	VASSOURAS	0,06131	0,05933	-3,23
150308	CASTANHAL	0,06083	0,07733	27,12
311049	ALFENAS	0,06071	0,10164	67,42
350209	BARRETOS	0,06024	0,15138	151,29
350215	BATATAIS	0,05976	0,08673	45,13
430102	TRES PASSOS	0,05950	0,10918	83,50
510521	RONDONOPOLIS	0,05894	0,08896	50,93
410931	PRUDENTOPOLIS	0,05874	0,07504	27,75
410932	IRATI	0,05848	0,07851	34,25

280313	ESTANCIA	0,05844	0,06660	13,96
311263	MURIAE	0,05798	0,10315	77,91
410830	PALMAS	0,05788	0,09749	68,43
430107	SANTO ANGELO	0,05743	0,06167	7,38
310625	CURVELO	0,05733	0,05403	-5,76
150205	FUROS DE BREVES	0,05703	0,05019	-11,99
430528	CAMAQUA	0,05615	0,05408	-3,69
411039	RIO NEGRO	0,05597	0,08580	53,30
310519	PATROCINIO	0,05340	0,07869	47,36
350835	ADAMANTINA	0,05322	0,09917	86,34
330204	MACAE	0,05268	0,08654	64,27
310520	PATOS DE MINAS	0,05085	0,07918	55,71
310517	ITUIUTABA	0,04878	0,07834	60,60
500411	IGUATEMI	0,04822	0,11409	136,60
230317	PACAJUS	0,04772	0,21655	353,79
310521	FRUTAL	0,04712	0,07934	68,38
260205	PETROLINA	0,04603	0,04193	-8,91
410727	PATO BRANCO	0,04535	0,10153	123,88
330101	ITAPERUNA	0,04489	0,06171	37,47
330617	ITAGUAI	0,04457	0,03370	-24,39
350211	ITUVERAVA	0,04441	0,04589	3,33
150103	ALMEIRIM	0,04370	0,00966	-77,89
260414	VITORIA DE SANTO ANTAO	0,04294	0,07698	79,27
430631	CAMPANHA MERIDIONAL	0,04242	0,05098	20,18
350834	DRACENA	0,04202	0,05628	33,94
120204	RIO BRANCO	0,04168	0,05393	29,39
520514	VALE DO RIO DOS BOIS	0,04157	0,04217	1,44
351455	REGISTRO	0,04143	0,04026	-2,82
520412	ENTORNO DE BRASILIA	0,04089	0,10462	155,86
510314	JAURU	0,04067	0,07314	79,84
290732	PORTO SEGURO	0,04037	0,10227	153,33
330410	LAGOS	0,03977	0,04812	21,00
410416	JACAREZINHO	0,03959	0,08595	117,10
351245	PIEDEADE	0,03824	0,05308	38,81
350102	FERNANDOPOLIS	0,03744	0,07741	106,76
310523	ARAXA	0,03674	0,11016	199,84
130309	ITACOATIARA	0,03646	0,03228	-11,46
230215	CASCABEL	0,03575	0,07287	103,83
500307	TRES LAGOAS	0,03525	0,09807	178,21
290624	JEQUIE	0,03517	0,07316	108,02
310624	TRES MARIAS	0,03511	0,04182	19,11
430630	CAMPANHA CENTRAL	0,03511	0,02319	-33,95
350316	ANDRADINA	0,03451	0,11384	229,88
110206	CACOAL	0,03441	0,07808	126,91
320413	ITAPEMIRIM	0,03431	0,02169	-36,78
110101	PORTO VELHO	0,03391	0,08890	162,16
270206	ARAPIRACA	0,03373	0,05174	53,39
310945	CAMPO BELO	0,03367	0,07596	125,60
210416	COELHO NETO	0,03320	0,01486	-55,24
310102	PARACATU	0,03314	0,06410	93,42
150102	SANTAREM	0,03284	0,06472	97,08
351144	CAPAO BONITO	0,03274	0,01992	-39,16
330306	CANTAGALO-CORDEIRO	0,03264	0,03321	1,75
150616	TUCURUI	0,03238	0,10114	212,35
160203	MACAPA	0,03228	0,03771	16,82
411036	LAPA	0,03226	0,04039	25,20
110207	VILHENA	0,03196	0,06601	106,54
150620	MARABA	0,03190	0,07906	147,84
270313	PENEDO	0,03172	0,09761	207,72
330616	MACACU-CACERIBU	0,03146	0,04206	33,69
410725	CAPANEMA	0,03124	0,06000	92,06
520517	CATALAO	0,03045	0,08037	163,94
310310	DIAMANTINA	0,03021	0,01913	-36,68
260101	ARARIPINA	0,03013	0,03113	3,32
150412	TOME-ACU	0,02969	0,09411	216,98
430112	NAO-ME-TOQUE	0,02833	0,05036	77,76
430103	FREDERICO WESTPHALEN	0,02822	0,05325	88,70
310209	BOCAIUVA	0,02798	0,04702	68,05

260311	GARANHUNS	0,02776	0,03190	14,91
430732	SERRAS DE SUDESTE	0,02694	0,03030	12,47
310946	OLIVEIRA	0,02640	0,05227	97,99
330102	SANTO ANTONIO DE PADUA	0,02612	0,03803	45,60
420414	ITUPORANGA	0,02594	0,05026	93,75
290730	VALENCA	0,02556	0,02333	-8,72
510101	ARIPUANA	0,02529	0,06133	142,51
510211	MEDIO ARAGUAIA	0,02479	0,02652	6,98
150621	REDENCAO	0,02439	0,05105	109,31
520309	ANICUNS	0,02435	0,06307	159,01
170102	ARAGUAINA	0,02421	0,04373	80,63
430111	CRUZ ALTA	0,02407	0,03693	53,43
311261	MANHUACU	0,02397	0,03041	26,87
320205	SAO MATEUS	0,02393	0,02479	3,59
510418	ALTO PANTANAL	0,02391	0,01751	-26,77
320102	NOVA VENECIA	0,02363	0,07337	210,50
310840	CARATINGA	0,02359	0,03767	59,69
290627	BRUMADO	0,02345	0,02305	-1,71
510105	ARINOS	0,02327	0,06340	172,45
500308	NOVA ANDRADINA	0,02309	0,06858	197,01
210417	CAXIAS	0,02303	0,02948	28,01
220102	LITORAL PIAUIENSE	0,02285	0,02464	7,83
430105	SANANDUVA	0,02268	0,01873	-17,42
290628	VITORIA DA CONQUISTA	0,02252	0,07219	220,56
220413	PICOS	0,02192	0,01131	-48,40
310416	NANUQUE	0,02188	0,02789	27,47
411038	PARANAGUA	0,02146	0,06605	207,78
310415	TEOFILO OTONI	0,02120	0,02328	9,81
350108	NOVO HORIZONTE	0,02102	0,03869	84,06
290101	BARREIRAS	0,02098	0,02555	21,78
350107	NHANDEARA	0,02066	0,03521	70,43
410934	SAO MATEUS DO SUL	0,02038	0,02135	4,76
500203	ALTO TAQUARI	0,02026	0,02870	41,66
350101	JALES	0,02013	0,05021	149,43
280310	BAIXO COTINGUIBA	0,02005	0,06426	220,50
230523	BAIXO JAGUARIBE	0,01959	0,10415	431,65
410204	GOIOERE	0,01917	0,02670	39,28
430319	RESTINGA SECA	0,01889	0,03294	74,38
150413	GUAMA	0,01869	0,02707	44,84
430106	CERRO LARGO	0,01751	0,01677	-4,23
240212	SERIDO ORIENTAL	0,01730	0,04186	141,97
520204	PORANGATU	0,01730	0,04143	139,48
500306	PARANAIBA	0,01680	0,03984	137,14
410417	IBAITI	0,01662	0,03438	106,86
110203	ARIQUEMES	0,01644	0,06302	283,33
350106	AURIFLAMA	0,01642	0,02932	78,56
430113	SOLEDADE	0,01642	0,02972	81,00
310732	ITAGUARA	0,01610	0,02206	37,02
520516	PIRES DO RIO	0,01606	0,03671	128,58
351349	CAMPOS DO JORDAO	0,01598	0,01216	-23,90
520518	QUIRINOPOLIS	0,01594	0,02789	74,97
410418	WENCESLAU BRAZ	0,01562	0,05212	233,67
270102	ALAGOANA DO SERTAO DO SAO FRANCISCO	0,01546	0,00806	-47,87
150204	PORTEL	0,01512	0,02436	61,11
280307	PROPRIA	0,01449	0,01606	10,84
210415	CODO	0,01431	0,02101	46,82
351456	ITANHAEM	0,01415	0,00981	-30,67
250315	BREJO PARAIBANO	0,01363	0,00541	-60,31
311262	VICOSA	0,01363	0,02700	98,09
510106	ALTO TELES PIRES	0,01363	0,06572	382,17
430317	SANTIAGO	0,01357	0,02929	115,84
170105	GURUPI	0,01353	0,01918	41,76
320310	GUARAPARI	0,01327	0,02865	115,90
230522	LITORAL DE ARACATI	0,01303	0,03821	193,25
410313	IVAIOPORA	0,01303	0,01770	35,84
290417	ALAGOINHAS	0,01297	0,03158	143,48
210310	MEDIO MEARIM	0,01275	0,01541	20,86
150410	BRAGANTINA	0,01253	0,01434	14,45

240104	VALE DO ACU	0,01196	0,01789	49,58
311055	ANDRELANDIA	0,01194	0,01563	30,90
260309	ALTO CAPIBARIBE	0,01190	0,06011	405,13
510102	ALTA FLORESTA	0,01182	0,04224	257,36
410414	ASSAI	0,01172	0,02593	121,25
260104	SERTAO DO MOXOTO	0,01164	0,01443	23,97
310841	AIMORES	0,01152	0,01868	62,15
140101	BOA VISTA	0,01144	0,02312	102,10
410312	FAXINAL	0,01134	0,01410	24,34
230213	BATURITE	0,01132	0,01269	12,10
150619	PARAUAPEBAS	0,01130	0,01909	68,94
310205	SALINAS	0,01128	0,04573	305,41
290416	SERRINHA	0,01106	0,08184	639,96
500102	AQUIDAUANA	0,01098	0,02288	108,38
310942	PIUI	0,01094	0,01548	41,50
240315	AGRESTE POTIGUAR	0,01068	0,02485	132,68
250420	LITORAL NORTE	0,01036	0,02769	167,28
230209	BAIXO CURU	0,00966	0,01395	44,41
320411	ALEGRE	0,00919	0,01247	35,69
260310	MEDIO CAPIBARIBE	0,00917	0,01966	114,39
230210	URUBURETAMA	0,00915	0,06162	573,44
310204	JANAUBA	0,00915	0,01811	97,92
290629	ITAPETINGA	0,00911	0,14010	1437,87
510103	COLIDER	0,00887	0,04530	410,71
280204	AGRESTE DE ITABAIANA	0,00879	0,02388	171,67
310101	UNAI	0,00867	0,01863	114,88
230208	ITAPIPOCA	0,00863	0,04156	381,58
290414	EUCLIDES DA CUNHA	0,00853	0,00329	-61,43
150622	CONCEICAO DO ARAGUAIA	0,00853	0,02083	144,20
150618	SAO FELIX DO XINGU	0,00847	0,00666	-21,37
210519	PORTO FRANCO	0,00827	0,01333	61,19
351354	CARAGUATATUBA	0,00821	0,01229	49,70
510104	PARECIS	0,00815	0,02037	149,94
150515	ALTAMIRA	0,00795	0,04404	453,96
410828	PITANGA	0,00791	0,01007	27,31
220309	FLORIANO	0,00755	0,00764	1,19
230419	SERTAO DE QUIXERAMOBIM	0,00747	0,01338	79,12
270205	PALMEIRA DOS INDIOS	0,00735	0,00747	1,63
150514	ITAITUBA	0,00729	0,03437	371,47
290626	GUANAMBI	0,00725	0,03449	375,72
500101	BAIXO PANTANAL	0,00719	0,00794	10,43
290311	ITABERABA	0,00705	0,01546	119,29
240211	SERIDO OCIDENTAL	0,00703	0,03101	341,11
290206	BARRA	0,00695	0,00313	-54,96
110208	COLORADO DO OESTE	0,00677	0,01107	63,52
260312	BREJO PERNAMBUCANO	0,00656	0,00789	20,27
500409	BODOQUENA	0,00636	0,00517	-18,71
500305	CASSILANDIA	0,00634	0,00999	57,57
280312	BOQUIM	0,00622	0,02435	291,48
250316	GUARABIRA	0,00592	0,02996	406,08
270310	LITORAL NORTE ALAGOANO	0,00580	0,00382	-34,14
310203	JANUARIA	0,00576	0,00720	25,00
411035	CERRO AZUL	0,00572	0,00179	-68,71
310835	GUANHAES	0,00558	0,00845	51,43
280206	AGRESTE DE LAGARTO	0,00544	0,02343	330,70
250104	PATOS	0,00508	0,02326	357,87
290415	RIBEIRA DO POMBAL	0,00500	0,00608	21,60
320307	AFONSO CLAUDIO	0,00496	0,02631	430,44
150411	CAMETA	0,00488	0,00720	47,54
290308	SENHOR DO BONFIM	0,00476	0,00895	88,03
250312	CURIMATAU OCIDENTAL	0,00466	0,00389	-16,52
290310	JACOBINA	0,00466	0,01352	190,13
210103	ROSARIO	0,00448	0,01216	171,43
310838	MANTENA	0,00436	0,01205	176,38
510312	ALTO GUapore	0,00414	0,01362	228,99
351353	PARAIBUNA/PARAITINGA	0,00406	0,02073	410,59
170104	RIO FORMOSO	0,00406	0,01698	318,23
220205	MEDIO Parnaiba Piauiense	0,00404	0,00053	-86,78

420517	TABULEIRO	0,00404	0,01007	149,26
520102	RIO VERMELHO	0,00395	0,01286	225,57
170206	PORTO NACIONAL	0,00389	0,03387	770,69
220101	BAIXO PARNAIBA PIAUIENSE	0,00383	0,01090	184,60
330409	BACIA DE SAO JOAO	0,00381	0,01037	172,18
430734	JAGUARAO	0,00373	0,00269	-27,88
220415	ALTO MEDIO CANINDE	0,00367	0,01050	186,10
260103	PAJEU	0,00359	0,01737	383,84
210208	PINDARE	0,00357	0,01433	301,40
250318	ITABAIANA	0,00345	0,01023	196,52
310313	PEDRA AZUL	0,00345	0,00473	37,10
520308	IPORA	0,00345	0,00632	83,19
130308	RIO PRETO DA EVA	0,00325	0,00131	-59,69
110205	ALVORADA D'OESTE	0,00321	0,01038	223,36
130310	PARINTINS	0,00303	0,00291	-3,96
250101	CATOLE DO ROCHA	0,00293	0,01057	260,75
220204	CAMPO MAIOR	0,00291	0,00802	175,60
220206	VALENCA DO PIAUI	0,00289	0,00127	-56,06
250102	CAJAZEIRAS	0,00289	0,00885	206,23
240106	PAU DOS FERROS	0,00285	0,00305	7,02
280205	TOBIAS BARRETO	0,00271	0,00945	248,71
250314	ESPERANCA	0,00269	0,00319	18,59
250421	SAPE	0,00259	0,01109	328,19
351352	BANANAL	0,00257	0,00585	127,63
520103	ARAGARCAS	0,00255	0,00134	-47,45
320101	BARRA DE SAO FRANCISCO	0,00251	0,00486	93,63
510210	CANARANA	0,00247	0,01749	608,10
290309	IRECE	0,00243	0,00420	72,84
310314	ALMENARA	0,00241	0,00387	60,58
520101	SAO MIGUEL DO ARAGUAIA	0,00239	0,03073	1185,77
270104	BATALHA	0,00231	0,00257	11,26
230733	BREJO SANTO	0,00223	0,00365	63,68
510520	TESOURO	0,00217	0,00103	-52,53
230626	IGUATU	0,00207	0,03326	1506,76
240208	MACAU	0,00207	0,00673	225,12
210418	CHAPADAS DO ALTO ITAPECURU	0,00207	0,00074	-64,25
230101	LITORAL DE CAMOCIM E ACARAU	0,00197	0,02801	1321,83
320308	SANTA TERESA	0,00191	0,02607	1264,92
320204	MONTANHA	0,00191	0,00257	34,55
260102	SALGUEIRO	0,00189	0,00353	86,77
290418	ENTRE RIOS	0,00187	0,01155	517,65
240314	BORBOREMA POTIGUAR	0,00177	0,01102	522,60
410308	FLORAI	0,00177	0,01210	583,62
120101	CRUZEIRO DO SUL	0,00167	0,00412	146,71
150101	OBIDOS	0,00167	0,00520	211,38
230628	LAVRAS DA MANGABEIRA	0,00159	0,00158	-0,63
290205	PAULO AFONSO	0,00159	0,00563	254,09
110102	GUAJARA-MIRIM	0,00159	0,00732	360,38
280308	COTINGUIBA	0,00153	0,00501	227,45
230421	SERTAO DE SENADOR POMPEU	0,00151	0,00859	468,87
130305	TEFE	0,00151	0,00103	-31,79
230212	CANINDE	0,00149	0,00425	185,23
230418	SERTAO DE CRATEUS	0,00139	0,00367	164,03
280101	SERGIPANA DO SERTAO DO SAO FRANCISCO	0,00135	0,00381	182,22
120205	BRASILÉIA	0,00130	0,00134	3,08
240102	CHAPADA DO APODI	0,00130	0,00427	228,46
170103	MIRACEMA DO TOCANTINS	0,00130	0,01374	956,92
230524	MEDIO JAGUARIBE	0,00128	0,00477	272,66
240209	ANGICOS	0,00128	0,00165	28,91
170208	DIANOPOLIS	0,00128	0,00563	339,84
290625	LIVRAMENTO DO BRUMADO	0,00124	0,00336	170,97
310312	ARACUAI	0,00120	0,00329	174,17
170101	BICO DO PAPAGAIO	0,00116	0,00560	382,76
310836	PECANHA	0,00114	0,00389	241,23
310311	CAPELINHA	0,00114	0,01284	1026,32
210105	BAIXADA MARANHENSE	0,00110	0,00269	144,55
510519	PRIMAVERA DO LESTE	0,00104	0,01841	1670,19
230106	IPU	0,00100	0,00138	38,55

330308	SANTA MARIA MADALENA	0,00100	0,00229	129,92
210106	ITAPECURU MIRIM	0,00096	0,00539	463,81
240313	BAIXA VERDE	0,00094	0,00131	39,81
220308	BERTOLINIA	0,00092	0,00000	-100,00
280102	CARIRA	0,00092	0,00384	318,76
210312	PRESIDENTE DUTRA	0,00090	0,00432	381,61
230627	VARZEA ALEGRE	0,00088	0,00470	435,92
150206	ARARI	0,00088	0,00146	66,48
310728	CONCEICAO DO MATO DENTRO	0,00082	0,00217	165,61
290623	SEABRA	0,00080	0,00267	235,01
230731	BARRO	0,00078	0,00086	10,81
230102	IBIAPABA	0,00076	0,01092	1342,54
290103	SANTA MARIA DA VITORIA	0,00076	0,00336	343,86
140203	CARACARAI	0,00074	0,00110	49,25
240416	LITORAL NORDESTE	0,00072	0,00251	250,07
130203	ALTO SOLIMOES	0,00070	0,00038	-45,62
510415	ALTO PARAGUAI	0,00068	0,00188	177,70
520205	CHAPADA DOS VEADEIROS	0,00066	0,00200	203,95
230729	CHAPADA DO ARARIPE	0,00064	0,00114	78,68
250107	SERRA DO TEIXEIRA	0,00062	0,00050	-19,26
250209	SERIDO ORIENTAL PARAIBANO	0,00062	0,00270	336,89
290207	BOM JESUS DA LAPA	0,00062	0,00269	335,28
270103	SANTANA DO IPANEMA	0,00060	0,00126	110,70
240105	SERRA DE SAO MIGUEL	0,00058	0,00012	-79,07
210520	GERAIS DE BALSAS	0,00054	0,00777	1344,24
510209	NORTE ARAGUAIA	0,00048	0,01889	3851,88
220311	SAO RAIMUNDO NONATO	0,00044	0,00467	966,21
520411	VAO DO PARANA	0,00040	0,00370	827,32
510522	ALTO ARAGUAIA	0,00038	0,00651	1617,68
220414	PIO IX	0,00036	0,00112	211,98
230525	SERRA DO PEREIRO	0,00034	0,00026	-23,89
150409	SALGADO	0,00034	0,00904	2566,67
120203	SENA MADUREIRA	0,00034	0,00114	236,28
220312	CHAPADAS DO EXTREMO SUL PIAUIENSE	0,00028	0,00131	369,53
260206	ITAPARICA	0,00024	0,00200	736,82
280203	NOSSA SENHORA DAS DORES	0,00022	0,00138	530,14
240210	SERRA DE SANTANA	0,00020	0,00059	193,97
250210	CARIRI OCIDENTAL	0,00020	0,00160	704,02
210414	CHAPADINHA	0,00020	0,00017	-13,57
210311	ALTO MEARIM E GRAJAU	0,00020	0,00522	2523,12
510108	PARANATINGA	0,00018	0,01674	9251,96
130413	MADEIRA	0,00016	0,00358	2151,57
130412	PURUS	0,00016	0,00053	235,85
240107	UMARIZAL	0,00016	0,00103	547,80
280309	JAPARATUBA	0,00016	0,02655	16598,11
510416	ROSARIO OESTE	0,00016	0,00117	635,85
260307	VALE DO IPANEMA	0,00014	0,00150	979,14
290622	BOQUIRA	0,00014	0,00183	1216,55
230420	SERTAO DE INHAMUNS	0,00010	0,00045	349,80
230107	SANTA QUITERIA	0,00010	0,00090	798,59
250211	CARIRI ORIENTAL	0,00010	0,00183	1737,35
290102	COTEGIPE	0,00010	0,00002	-82,73
290413	JEREMOABO	0,00008	0,00096	1109,54
130101	RIO NEGRO	0,00006	0,00010	72,24
230211	MEDIO CURU	0,00006	0,00715	11856,52
230214	CHOROZINHO	0,00006	0,01558	25953,51
250313	CURIMATAU ORIENTAL	0,00006	0,00270	4415,05
250208	SERIDO OCIDENTAL PARAIBANO	0,00006	0,00496	8194,31
270101	SERRANA DO SERTAO ALAGOANO	0,00006	0,00022	274,58
250105	PIANCO	0,00004	0,00034	762,16
250103	SOUSA	0,00004	0,01543	38571,68
250106	ITAPORANGA	0,00004	0,00339	8396,24
210101	LITORAL OCIDENTAL MARANHENSE	0,00004	0,00007	72,68
250319	UMBuzeiro	0,00002	0,00022	1025,63
130306	COARI	0,00000	0,00665	0,00
130411	BOCA DO ACRE	0,00000	0,00260	0,00
220310	ALTO MEDIO GURGUEIA	0,00000	0,00102	0,00
220307	ALTO PARNAIBA PIAUIENSE	0,00000	0,00028	0,00

130204	JURUA	0,00000	0,00072	0,00
230104	MERUOCA	0,00000	0,00003	0,00
230730	CARIRIACU	0,00000	0,00031	0,00
130102	JAPURA	0,00000	0,00000	0,00
230103	COREAU	0,00000	0,00288	0,00
240103	MEDIO OESTE	0,00000	0,00038	0,00
140102	NORDESTE DE RORAIMA	0,00000	0,00043	0,00
140204	SUDESTE DE RORAIMA	0,00000	0,00141	0,00
270207	TRAIPU	0,00000	0,00000	0,00
310208	GRAO MOGOL	0,00000	0,00406	0,00
120102	TARAUACÁ	0,00000	0,00121	0,00
160102	AMAPA	0,00000	0,00250	0,00
160101	OIAPOQUE	0,00000	0,00024	0,00
160204	MAZAGAO	0,00000	0,00007	0,00
170207	JALAPAO	0,00000	0,00010	0,00
210413	BAIXO PARNAIBA MARANHENSE	0,00000	0,00003	0,00
210207	GURUPI	0,00000	0,00417	0,00
210104	LENCOIS MARANHENSES	0,00000	0,00017	0,00
210521	CHAPADAS DAS MANGABEIRAS	0,00000	0,00026	0,00

Fonte: Elaboração do autor a partir dos dados da RAIS.