

DINÂMICA DA CONCENTRAÇÃO DA ATIVIDADE INDUSTRIAL NO BRASIL ENTRE 1994 E 2004: UMA ANÁLISE A PARTIR DE ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E DA NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA.

MAGNO VAMBERTO BATISTA DA SILVA*
RAUL DA MOTA SILVEIRA NETO†

Resumo

O trabalho caracteriza os níveis e padrões da concentração da indústria brasileira entre 1994 e 2004, e identifica os determinantes econômicos do crescimento do emprego industrial estadual brasileiro no período. As evidências mostram que desconcentração industrial é mais forte para o segmento intensivo em recursos naturais e mais fraca no de intensivo capital. Novos polos de crescimento do emprego parecem surgir no Nordeste, especialmente, para o segmento intensivo trabalho. As evidências obtidas apontam para a importância das externalidades dinâmicas - as quais são mensuradas pela variável diversidade industrial - dos *linkages* de mercados e dos custos de transportes para o crescimento do emprego. Essas evidências são coerentes com os argumentos da Nova Geografia Econômica e de Jacobs.

Abstract

The work characterizes the concentration levels and patterns of Brazilian transformation Industry, and identifies the economical determinants of the industrial employment growth for the states of Brazil, in 1994 and 2004. The evidences show that industrial desconcentration is stronger for the intensive capital segment and weaker for natural resources segment. New poles of employment growth seem to appear in the Northeast, especially, for the segment intensive labor. The market linkages, or pecuniary externalities, and of the dynamic externalities, measured by the industrial diversity, are important evidence for the employment growth of transformation industry of Brazilian states. While the transport costs, when controlled by fixed effects, they present negative statistical correlation with the employment growth, consistent to NEG.

*Professor do PPGE e do Departamento de Economia da UFPB – Campus de João Pessoa e Doutor em Economia pelo PIMES-UFPE

†Professor do PIMES – UFPE, Doutor em Economia pela USP e Pesquisador do CNPq

1 Introdução

Existem evidências de que a distribuição geográfica da atividade industrial dos países em desenvolvimento é fortemente concentrada (Silveira Neto 2005, Domingues 2005). 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 encontra concentrado nas regiões Sudeste e Sul, sobretudo, no estado de São Paulo, que responde por 36,6%. Contudo, entre os anos de 1994 e 2004, verifica-se que há um decréscimo da participação estadual no emprego industrial na região Sudeste, especialmente, no Rio de Janeiro e em São Paulo, e um crescimento nas regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte do país, o que poderia indicar o surgimento de novos polos dinâmicos de crescimento nestas áreas. Estas evidências geram importantes questões para análise. Qual o padrão observado para a concentração geográfica da indústria brasileira no período recente e o que poderia explicar o crescimento do emprego industrial no período?

As teorias para explicar a concentração das atividades no espaço surgem desde Marshall (1920), um dos pioneiros na argumentação em favor das economias externas como fontes de aglomerações industriais. Recentemente, a partir de Krugman (1991), têm surgido várias contribuições teóricas no sentido de fornecer os microfundamentos para tais argumentos. Por exemplo, Venables (1996) e Fujita et al. (2002) analisam externalidades pecuniárias, Fujita e Thisse (2002), e Fingleton (2003) exploram os *technological spillovers*. Ao lado desses novos esforços teóricos, os recentes estudos também têm se voltado para identificação empírica desses argumentos (Crozet 2004, Glaeser et al. 1992, Hanson 1998, Henderson 2003, Mion 2004). No Brasil, destacam-se os estudos recentes de Silveira Neto (2005), Domingues (2005), Galinari (2006), Chagas (2004) e Oliveira (2004).

Apesar de representar esforços pioneiros e meritórios, a maioria desses trabalhos, para o contexto brasileiro, no entanto, não consegue apreender evidências conjuntas destes argumentos para a aglomeração 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 muito gerais e imprecisas para a escala urbana, a exemplo do tamanho da população. O presente trabalho, portanto, tenta cobrir essas lacunas não preenchidas em estudos anteriores.

O primeiro objetivo do trabalho é caracterizar os níveis e padrões da concentração da indústria de transformação do Brasil, nas microrregiões brasileiras, nos anos polares de 1994 e 2004. O segundo objetivo busca identificar os fatores econômicos determinantes do crescimento do emprego industrial para os estados do Brasil, neste período. Esses fatores captam as externalidades pecuniárias e os custos de transporte associados à Nova Geografia Econômica - NGE, e as externalidades dinâmicas, relacionadas às teorias MAR (Marshall 1920, Arrow 1962, Romer 1986).

As evidências obtidas neste trabalho mostram que a concentração industrial é mais forte no setor intensivo capital e relativamente mais fraca no de intensivo em recursos naturais. *Clusters* locais da participação do emprego são identificados no Sul e Sudeste do país, sobretudo, nas microrregiões de São Paulo, e novos polos de crescimento do emprego parecem surgir na região Nordeste. Os resultados, também, apontam para a existência de evidências

favoráveis ao papel das conexões de mercado, dos custos de transporte, e das externalidades dinâmicas, captadas pela diversidade industrial, sobre o crescimento do emprego, consistente com a NGE, Venables (1996), Jacobs (1969) e Fingleton (2003).

Além desta introdução, o trabalho possui mais quatro seções. A seção 2 apresenta os argumentos e uma revisão da literatura empírica recente sobre concentração espacial das atividades. A seção 3 evidencia os níveis e padrão espacial da concentração industrial, nas microrregiões brasileiras, para os anos de 1994 e 2004. Na seção 4, trata-se da metodologia e da apresentação dos resultados estimados para o crescimento do emprego. Por fim, o último capítulo apresenta as principais conclusões extraídas deste estudo.

2 Os Argumentos da Teoria Econômica para a Aglomeração das Atividades e as Evidências Disponíveis

Nesta seção, são apresentados os diversos argumentos econômicos para explicar a concentração geográfica da atividade econômica. Esses diferentes fatores fornecem a base teórica para explicar o crescimento do emprego industrial brasileiro, tarefa a ser desempenhada na quarta seção deste trabalho.

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 (1991), tem surgido uma série de contribuições teóricas no sentido de dar microfundamentos a parte dos argumentos propostos para explicar a aglomeração das atividades econômicas.

Pioneiros, os modelos de centro-periferia (CP) de Krugman (1991) 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, e nos dois primeiros estudos são intra-setoriais.

Três forças governam a dinâmica de aglomeração do modelo CP. A primeira é o efeito de acesso ao mercado, na qual as firmas monopolísticas tendem a localizar suas produções próximas aos mercados maiores e a exportar para os mercados pequenos. O segundo é o efeito custo de vida, em que se tem bens mais baratos em regiões com maior presença de firmas industriais. Portanto, essas são as forças indutoras da aglomeração. A terceira força é o efeito competição local, que descreve a tendência das firmas, em mercado de competição imperfeita, estarem localizadas em regiões com existência de poucos competidores, favorecendo, assim, a dispersão das atividades.

A potência dessas forças depende crucialmente do nível de custos de transporte. O efeito competição local é mais forte do que as forças de aglomeração quando os custos de transportes forem muito altos, isto é, com dificuldades de comércio. Porém, na medida em que os custos de transporte caem ou a aber-

tura 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. Assim, para algum nível intermediário de custos de transporte há a aglomeração. Já para níveis muito baixos de custos de transporte, a localização deixa de ser relevante.

O estudo de Venables (1996) diferencia-se do modelo proposto por Krugman (1991), 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. Neste contexto, até 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*) e juntamente com os *linkages* de custos (redução com custos de transporte de insumos intermediários) criam as forças favoráveis à concentração. Por outro lado, os fatores de produção não móveis e demanda final do consumidor são as forças que trabalham contra a aglomeração. Novamente, a depender dos níveis dos custos de transporte, diferentes equilíbrios, com aglomeração ou dispersão, podem ser obtidos.

Fujita e Thisse (2002), retornando mais diretamente ao argumento marshalliano, exploram a presença de *technological spillovers*. Nesses modelos, o transbordamento do conhecimento é interno à indústria e depende de sua própria escala industrial local, que possibilitaria as cidades se especializarem em determinada atividade. Essas externalidades são chamadas de economias de localização no contexto estático e, algumas vezes, de teorias MAR (Marshall 1920, Arrow 1962, Romer 1986) na forma dinâmica¹. 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), em que as firmas e os trabalhadores também podem aprender fora de sua indústria por meio da ideia de fertilização cruzada. Neste caso, importa a escala global e a diversidade do ambiente local, com a informação fluindo entre firmas de indústrias diferentes. Por vezes, associam os termos economias de urbanização e externalidades de Jacobs às suas formas estáticas e dinâmicas, respectivamente.

Em Fujita e Thisse (2002), as externalidades produtivas e amenidades no consumo, derivadas do número 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. Já no estudo de Fingleton (2003), a taxa salarial cresce com o aumento da densidade urbana, na forma de maior densidade de emprego, 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, que é influenciado pelo nível educacional da população da área, por um indicador de conhecimento técnico da força de tra-

¹ As externalidades dinâmicas, resultantes dos *knowledge spillovers* ou *learning by doing*, são tratadas também nos recentes estudos da teoria do crescimento econômico, por exemplo, em Romer 1986, 1990 e Lucas (1988).

balho, e por *spillovers* de eficiência entre áreas vizinhas. Portanto, em áreas de maior concentração o produto tende a ser maior, e essa maior produtividade também é acompanhada de aumentos de salários.

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. Tais trabalhos empíricos, contudo, representam uma contribuição meritória, na medida em que podem testar e validar esses argumentos teóricos.

Uma importante contribuição empírica destes argumentos é o estudo de Glaeser et al. (1992). Este trabalho testa as implicações das novas teorias do crescimento sobre a concentração das atividades, usando dados de cidades e indústrias 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 de Jacobs (1969) e Fingleton (2003).

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. Ele verifica o papel das economias de aglomeração, das externalidades “pecuniárias”, por meio dos *backward e forward linkages*, e dos custos de transporte sobre a demanda de emprego naquele país. Seus resultados mostram que os custos de transporte e as conexões de demanda e de oferta afetam 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.

Já Henderson (2003) 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. As evidências apontam que externalidades de localização/MAR surgem do número de plantas da própria indústria. Ele mostra ainda que as externalidades estáticas afetam tanto plantas mais maduras e associadas quanto plantas mais jovens e não associadas, enquanto as dinâmicas estão mais presentes em indústria de alta tecnologia de planta única do que multi-plantas. Observa-seem multi-plantas. Observa-se, também, a ausência das economias externas de urbanização/Jacobs nas indústrias de alta tecnologia e mais ainda nas indústrias individuais de maquinaria tradicional.

O trabalho de Fingleton (2003), além de apresentar o modelo microfundamentado de densidade econômica, 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 ideias de Jacobs (1969).

Recentemente, Mion (2004) e Crozet (2004) obtiveram evidências favoráveis aos modelos da Nova Geografia Econômica derivados da proposta inicial de Krugman (1991). 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. O estudo de Crozet (2004) propicia avaliação empírica dos *linkages* de custos, usando dados de migração bilateral para cinco países da Europa, durante o período de 1980 a 1990. Os resultados de-

monstram 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. Seus resultados para os municípios americanos também apontam que estes *linkages* são fortes, mostrando que os salários dos trabalhadores municipais e potencial de mercado estão positivamente correlacionados nas décadas de 1970 a 1990.

Para o contexto brasileiro, estudo de Chagas (2004) para os municípios paulistas identifica retornos crescentes de escala para setores econômicos dinâmicos e retornos constantes para 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*, na medida em que encontra correlação positiva entre variáveis de níveis de educação e medida de urbanização com o crescimento das cidades nordestinas, no período de 1991 a 2000. 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 Júnior (2003) encontram uma relação positiva entre especialização e crescimento das cidades brasileiras no período de 1980 a 1991.

Por sua vez, Silveira Neto (2005) encontra evidências positivas de que as economias de escala favoreceram a concentração regional no Brasil nas décadas de 1950 a 2000. Por seu turno, 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. Mais recentemente, 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).

Em suma, estes estudos empíricos apontam para a existência de evidências favoráveis aos fatores econômicos que condicionam a localização e a concentração das atividades econômicas no espaço, quais sejam: os custos de transporte dos bens e serviços, as economias externas, geradas do efeito de transbordamento do conhecimento e da informação e da presença de firmas e 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.

Contudo, os trabalhos empíricos disponíveis para o Brasil não conseguem aprender evidências conjuntas dos argumentos para a aglomeração e, muitas vezes, destacam apenas o papel dos retornos de escala sem fazer distinção de qual tipo de determinante econômico ou de externalidade estaria afetando a aglomeração espacial das atividades econômicas. O presente trabalho, portanto, tenta preencher esta lacuna existente nas evidências empíricas sobre a aglomeração.

3 Níveis e Padrão da Concentração Industrial no Brasil: Evidências a partir das Microrregiões do País

Nesta seção, são apresentadas as evidências obtidas para a concentração industrial a partir das informações da participação microrregional no emprego da indústria de transformação e dos três recortes setoriais, considerados nos anos de 1994 e 2004. No Brasil, há evidências de concentração destas atividades dentro das Unidades da Federação (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.

Seguindo Moreira e Najberg (1998) e Silveira Neto (2005), agregam-se as indústrias de dois dígitos da Classificação Nacional das Atividades Econômicas - CNAE em três segmentos:

Capital Intensivo - Fabricação de produtos têxteis; Fabricação de coque, refino de petróleo, elaboração de combustíveis nucleares e produção de álcool; Fabricação de produtos químicos; Metalurgia básica; Fabricação de produtos em metal – exclusive máquinas e equipamentos; Fabricação de máquinas e equipamentos; Fabricação de máquinas para escritório e equipamentos de informática; Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos; Fabricação de material eletrônico e de aparelhos e equipamentos de comunicações; Fabricação de equipamentos de instrumentação médico-hospitalares, instrumentos de precisão e ópticos, equipamentos para automação industrial, cronômetros e relógios; Fabricação e montagem de veículos automotores, reboques e carrocerias; Fabricação de outros equipamentos de automóveis, e Reciclagem.

Trabalho Intensivo - Confeção de artigos do vestuário e acessórios; Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos de viagem e calçados; Fabricação de celulose, papel e produtos de papel; Edição, impressão e reprodução de gravações, e Fabricação de móveis e indústrias diversas.

Recursos Naturais Intensivos - Fabricação de alimentícios e bebidas; Fabricação de produtos do fumo; Fabricação de produtos de madeira; Fabricação de artigos de borracha e plástico, e Fabricação de minerais não-metálicos.

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. 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, ao estudar crescimento do emprego ou concentração industrial, já que este agrupamento industrial reflete os diferentes níveis de mobilidades geográficas dos fatores de produção². Esta seção segue com as seguintes subseções. A primeira descreve as tendências e a evolução da concentração industrial nas microrregiões,

² Neste cálculo, de acordo com Moreira e Najberg (1998), é comparada a intensidade relativa

em termos da participação do emprego em 1994-2004, segundo a indústria de transformação e seus segmentos. Em seguida, identificamos os *clusters* ou *outliers* da participação microrregional do emprego industrial. Na última, identificam-se as áreas caracterizadas como polos dinâmicos de crescimento do emprego.

3.1 Concentração Industrial: Evidências para Microrregiões do Brasil

Evidências iniciais sobre a concentração industrial são extraídas a partir da Tabela 1, a seguir, onde são registradas as dez microrregiões³ com maiores participações no emprego da indústria de transformação (IT) e dos três segmentos industriais do Brasil, nos anos de 1994 e 2004. A característica marcante é a forte concentração espacial da indústria de transformação, principalmente, nas microrregiões localizadas nos estados da região Sul e Sudeste. A microrregião de São Paulo responde pela maior participação, 19,46% do emprego da IT, em 1994, e 11,44%, em 2004, o que indica uma queda de 41,21%⁴. Destaca-se a presença de Fortaleza, única microrregião não pertencente ao eixo Sul-Sudeste do país, que responde por 1,69% e 1,76%, nestes dois anos, e sobe da 9ª para a 8ª posição na lista das dez.

Este caráter concentrador também é observado para os recortes setoriais, em que, novamente, São Paulo apresenta-se como a microrregião de maior participação. Porém, há clara queda desta participação, no período analisado. Novamente, chama-se atenção para a microrregião de Fortaleza, presente em dois dos três segmentos, com maior destaque no de trabalho intensivo, onde sobe da 7ª para a 4ª colocação na lista. No setor capital intensivo, ressalta-se, entre as dez, a presença, em 2004, da microrregião de Manaus-AM. Por fim, o segmento recursos naturais intensivos tem relativamente melhor distribuição geográfica do emprego.

A contribuição dessas dez maiores participações microrregionais no emprego industrial, em 1994 e 2004, respectivamente, é: 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 de trabalho intensivo e 33,42% e 22,79% para o de recursos naturais intensivos. Isso implica que, em todos eles, a participação do emprego do total das dez microrregiões teve decréscimo de, respectivamente, 25,19%, 17,33%, 26,77% e 31,81%. Ressalta-se, ainda, que,

de cada setor com aquela obtida para a indústria de transformação. Sendo assim, para que um setor seja considerado intensivo em um dos fatores seria necessário obter o coeficiente de intensidade maior do 1 (um) em relação aos outros dois fatores, comparativamente a média da indústria. Por exemplo, um segmento industrial é considerado intensivo em trabalho se:

$$rw_j = \left[\frac{f_{rj}/f_{wj}}{f_{rM}/f_{wM}} \right] < 1 \quad \text{e} \quad kw_j = \left[\frac{f_{kj}/f_{wj}}{f_{kM}/f_{wM}} \right] < 1$$

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 , f_{kM} , f_{wM} e f_{rM} representam os requerimentos médios por cada um desses fatores por unidade do produto da indústria manufatureira e rw_j e kw_j são os coeficientes de intensidades.

³ 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.

⁴ Tomando as grandes regiões, o Sudeste é a única a apresentar queda na participação do emprego da indústria de transformação e dos segmentos industriais no período entre 1994 e 2004, registrando diminuição de 15,67% para a IT, de 11,43% para o segmento capital intensivo, 17,41% para trabalho intensivo e 16,72% para recursos naturais intensivo.

Tabela 1: As dez microrregiões com maiores participações no emprego total do país – por indústria de transformação e segmentos industriais - %: 1994 e 2004

Indústria de Transformação - IT					
Sigla_UF	Nome_micro	1994	Sigla_UF	Nome_micro	2004
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					
Sigla_UF	Nome_micro	1994	Sigla_UF	Nome_micro	2004
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					
Sigla_UF	Nome_micro	1994	Sigla_UF	Nome_micro	2004
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

Continua

Tabela 1: *continuação*

Segmento Recursos Naturais Intensivo - RN					
Sigla_UF	Nome_micro	1994	Sigla_UF	Nome_micro	2004
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
PE	Mata Meridional 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
PE	Mata Setentrional Pernambucana	1,38	SP	Sorocaba	1,18

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da RAIS.

das microrregiões que estavam nesta lista em 1994, seis perdem participação na IT em 2004. Em relação aos setores, cinco microrregiões perdem em capital intensivo, oito perdem em trabalho intensivo e todas as dez perdem no segmento de recursos naturais intensivos.

Estes resultados conduzem, assim, a outras duas importantes observações, que podem ser confirmadas pelos resultados do índice de Gini,⁵ na Tabela 2, a seguir. A primeira é em relação à hierarquia da concentração. O índice é, assim, obtido para os conjuntos industriais na seguinte ordem decrescente, válido para os dois anos polares: o setor capital intensivo, trabalho intensivo, indústria de transformação como um todo e setor intensivo em recursos naturais. Nota-se, então, que o setor capital intensivo é o mais concentrado e o recursos naturais intensivo é o menos concentrado.

A segunda observação a ressaltar é a queda ocorrida no índice de Gini, no período analisado, o que reflete a tendência à desconcentração da indústria brasileira⁶. Este índice para a IT teve queda relativa de 8,00%. Enquanto o setor capital intensivo obteve o menor recuo relativo (4,29%), seguido por trabalho intensivo (6,75%) e pelo o 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 hierarquia da con-

⁵ O índice de Gini é uma medida global, e largamente utilizada em estudos regionais para mensurar a concentração industrial. Neste trabalho, este índice é mensurado a partir da ordenação crescente das participações microrregionais no emprego total. Coloca-se, então, a soma acumulada destas participações no eixo vertical e a soma acumulada dos pesos microrregionais no número total das microrregiões no eixo horizontal. Para consultar sobre a metodologia do cálculo do GINI, consulte, dentre outros estudos, Hoffmann (1998).

⁶ Evidências sobre concentração e evolução industrial no Brasil podem ser encontradas, também, nos estudos de Cano (1998), Pacheco (1999), Bonelli (1996), de Azevedo e Toneto Júnior (2001) e, mais recentemente, Silveira Neto (2005).

Tabela 2: Índice de Gini para microrregiões e indústrias

Tipo da indústria	Índice de Gini	
	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 dos autores a partir dos dados da RAIS.

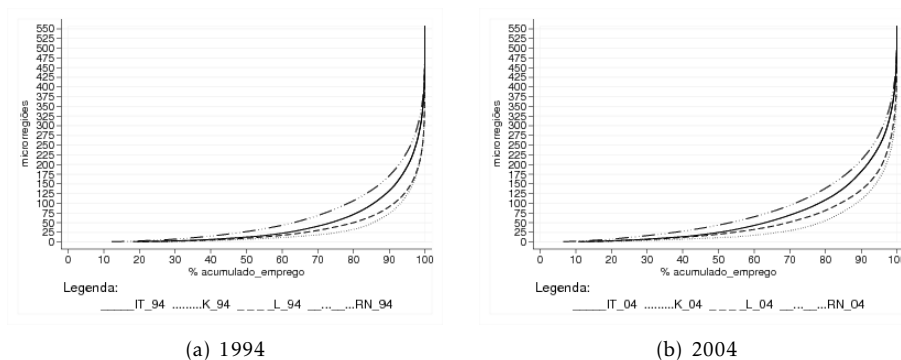
centração industrial pode ser vista também a partir das curvas de concentração.

Uma ilustração dos diferentes níveis de concentração industrial destes segmentos, entre 1994 e 2004, também é apresentada a partir das Figuras 1(a) e 1(b). Cada uma das curvas apresenta a participação acumulada das microrregiões, calculada a partir da ordenação decrescente das mesmas, no emprego industrial para a indústria de transformação e os diferentes segmentos. Cabe lembrar que, quanto mais distante uma curva estiver posicionada da origem dos eixos cartesianos, maior o grau de concentração industrial. Sendo assim, constata-se que, neste período, o setor mais concentrado é o de intensivo em capital e o menos concentrado é o de intensivo em recursos naturais.

Embora os níveis de concentração pareçam ser semelhantes, a análise minuciosa destas curvas revela redução da concentração no período investigado. Com efeito, no ano de 1994, observa-se a partir da Figura 1(a) que, por exemplo, as 50 microrregiões com maiores participações no emprego total da IT foram responsáveis por cerca de 74% do emprego gerado na indústria de transformação. Já as 50 microrregiões que mais participam no emprego do setor intensivo em capital respondem em torno de 85% do emprego total deste segmento industrial, enquanto nos setores intensivo em trabalho e intensivo em recursos naturais esse valor se aproxima de 80% e 63% do emprego total gerado nos respectivos segmentos.

No ano de 2004, observa-se a partir da Figura 1(b) que, as cinqüentas maiores microrregiões contribuem com cerca de 63% do emprego total da IT, 78% do emprego gerado no segmento intensivo em capital, 69% do emprego gerado no de intensivo em trabalho e 53% do emprego gerado no de intensivo em recursos naturais. Isto revela a segunda importante observação, isto é, o processo de desconcentração industrial do Brasil em curso.

Em resumo, essas evidências confirmam, para o período analisado, que o setor mais concentrado é o de capital intensivo e o menos concentrado é o de recursos naturais intensivos. Essa hierarquia, também, é válida para a desconcentração industrial, onde a queda do índice de Gini no período analisado é menor para o segmento de capital intensivo e maior para o segmento de recursos naturais intensivo, considerando para o cálculo deste indicador a variável da participação do emprego industrial das microrregiões.



(a) 1994

(b) 2004

Fonte: Elaboração dos autores a partir dos dados da RAIS.

Figura 1: Curvas de concentração do emprego microrregional estadual em 1994 e 2004

3.2 Identificação de *Clusters* e *Outliers* Espaciais

Nesta subseção, faz-se o uso de estatística espacial, tal como o *I de Moran*,⁷ que tem como finalidade testar se existe associação espacial nos dados, no caso deste estudo, os de emprego industrial. Segundo Anselin (1995), a estatística *I de Moran* global 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 do indicador local de associação espacial (*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*, a fim de capturar os efeitos de vizinhança ou de contigüidade sobre os dados. 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 mais simples do tipo *rook*,⁸ que considera apenas as fronteiras comuns entre as áreas. Os resultados estimados com essa matriz, contudo, não sofreram alterações.

No presente estudo, o indicador utilizado foi, então, a estatística *I de Moran* local (*LISA*). 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 local⁹ da associação espacial. De acordo com Anselin (1995), a medida de associação espacial global (*I*) e a medida de associação espacial local - *LISA* (I_l) são calculadas,

⁷ Na análise espacial de dados, existem duas medidas para este indicador, mensuradas pelo *I de Moran* global e pelo *I de Moran* local (*LISA*).

⁸ Na literatura da econometria espacial, outras matrizes são possíveis, como aquelas de distâncias entre as unidades geográficas.

⁹ Cálculos feitos para a medida global da estatística espacial, mas não apresentados aqui neste trabalho, indicam que *I de Moran* global foi estatisticamente significativa a 1% para todos os conjuntos econômicos. Tanto no teste global quanto no local foram realizados para 999 permutações aleatórias, considerando-se uma matriz de pesos espaciais de contigüidade do tipo *queen*.

respectivamente, por:

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

onde n indica o número de observações, w_{ij} é os elementos da matriz de pesos espaciais¹⁰, y_i e y_j são os valores da variável em questão, medida em desvio em torno da média, e os índices i e j referem as diferentes localidades. A variável em questão trata-se da variável de interesse da localidade, ou seja, refere-se às observações individuais de cada unidade espacial. No presente estudo, esta é mensurada tanto pela participação microrregional no emprego da indústria de transformação e dos segmentos industriais nos anos de 1994 e 2004, quanto pelo crescimento desta participação para estes mesmos conjuntos econômicos neste período.

A medida local da estatística espacial (*LISA*) é codificada 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* espaciais¹¹ (alto – alto e baixo – baixo). Por um lado, esta medida mostra uma forma de associação espacial positiva, do tipo “alto – alto”, quando uma localidade que possui o valor da variável de interesse acima da média tem vizinhos cujos valores também estão acima da média. Enquanto a do tipo “baixo – baixo” é identificada quando o valor da variável que está abaixo da média para uma localização é cercado por vizinhos cujos valores também estão abaixo da média.

Por outro lado, identifica-se a associação espacial negativa, do tipo “alto – baixo”, quando o valor da variável acima da média para uma unidade geográfica é cercado por vizinhos cujos valores estão abaixo da média. O contrário é válido para a associação espacial do tipo “baixo – alto”. Estes dois casos são designados na literatura sobre regimes espaciais como *outliers* espaciais. Em outras palavras, desde que a medida *LISA* seja estatisticamente significativa, 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.

Sendo assim, nas aglomerações ou *clusters*¹² espaciais do tipo AA, são identificadas as microrregiões que possuem alta participação de emprego cujas áreas vizinhas também possuem altas participações de emprego. O tipo BB identifica microrregiões com baixa participação de emprego cujas áreas vizinhas também possuem baixa participação de emprego. Em ambos os casos, existem efeitos de vizinhança. Enquanto o *outlier* do tipo AB registra as

¹⁰ Aqui, no cálculo desta matriz, a vizinhança para cada observação é formalizada por meio de uma matriz de contigüidade do tipo queen como ressaltado no penúltimo parágrafo da página anterior.

¹¹ 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.

¹² Assim como a denominação de *outliers*, o termo *cluster* (aglomeração) está sendo usado neste trabalho como um tipo de identificação de regimes espaciais, que no caso da forma AA expressa correlação espacial de duas ou mais microrregiões com elevada participação no emprego industrial. Então, esta forma de identificar as aglomerações espaciais pode ser diferente daquelas obtidas em estudos que usam medidas tradicionais para caracterizar as aglomerações industriais.

microrregiões de alta participação do emprego com localidades vizinhas que possuem baixa participação de emprego. No tipo BA, identificam-se as microrregiões de baixa participação de emprego cujas localidades vizinhas têm alta participação de emprego.

A Tabela 3, adiante, mostra o número por tipo de associações espaciais locais estatisticamente significantes em cada unidade da federação, identificados a partir da participação microrregional do emprego nos quatro conjuntos econômicos (indústria de transformação e os segmentos intensivos em capital, em trabalho e em recursos naturais). 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, estado que tem apresentado um declínio do número de *clusters* AA em favor de estados da região sul (Santa Catarina e Rio Grande do Sul). Isto é consistente com o fato da desconcentração industrial acontecer de forma concentrada, direcionada, principalmente, para os estados do Sul do país, o que confirma resultados de trabalhos anteriores, a exemplo de Pacheco (1999). 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, porém, chama a atenção, no setor trabalho intensivo, o registro de cinco deles no estado do Ceará, em 2004. Já o do tipo AB fez-se presente em menor número, 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 registradas neste trabalho, a mais relevante de todas é a do tipo 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. Segue, assim, a Tabela 4, a qual mostra as microrregiões identificadas como este tipo de associação espacial ou aglomeração industrial, considerado para os quatro conjuntos econômicos, citados no parágrafo anterior. Também é registrado o crescimento das participações do emprego para cada uma das unidades geográficas na qual se identifica esse regime espacial, tanto em 1994 quanto em 2004.

Na Tabela 4, são identificados, então, 23 *clusters* da indústria de transformação no ano de 1994, todos localizados nas regiões Sudeste e Sul, com destaque para o estado de São Paulo, que registra 18. No ano de 2004, o número total cai para 21, dos quais São Paulo aparece com 14. Consta-se, também, que todos os *clusters* do Sul do país tiveram crescimento da participação do emprego, sendo o maior deles registrado Itajaí-SC. Neste período, observa-se, ainda, um aumento daqueles identificados para região Sul, fato que é consistente com a desconcentração industrial, mas direcionada, principalmente, mas não exclusivamente, para estados próximos de São Paulo.

Em relação ao segmento de capital intensivo, identificam-se 23 *clusters* industriais, tanto em 1994 quanto em 2004. Destes, Itajaí-SC é a microrregião que apresenta o maior crescimento da participação do emprego e Serrana-RJ o maior decréscimo. No período considerado, há redução de apenas um deles no estado de São Paulo, enquanto Santa Catarina ganha um. Isto parece ser consistente com o fato da desconcentração industrial, neste setor, estar acontecendo de forma concentrada.

Para o segmento trabalho intensivo, são registrados 24 *clusters*. Destacam-

se o surgimento de um *cluster* na microrregião de Pacajús-CE, a maior incidência de *clusters* em Santa Catarina e menor no Rio Grande do Sul. Isso 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 com o maior decréscimo da participação do emprego e boa parte das microrregiões gaúchas também. Nota-se ainda que o maior crescimento é obtido pela microrregião de Pacajús-CE.

Por fim, entre 1994 e 2004, o número de *clusters* para o caso do setor recursos naturais intensivos aumenta de 25 para 29. 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. Esses números estão em sintonia com o fato de este segmento sofrer a maior desconcentração industrial e ser o menos concentrado de todos os conjuntos econômicos considerados.

3.3 Identificação dos Polos Dinâmicos de Crescimento

A Tabela 5, a seguir, apresenta os resultados do *I* de Moran local aplicado ao crescimento da participação microrregional¹³, a fim de descobrir as áreas mais dinâmicas em termos deste crescimento. Os *clusters* do tipo AA são observados, principalmente, no Nordeste, com destaque para o número registrado no Ceará, 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.

Na Tabela 6, adiante, destacam-se as microrregiões identificadas como *clusters* do tipo AA, e registram-se, também, 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 significativa, do tipo AA, para a indústria de transformação, distribuídas três no Ceará, uma na Paraíba, outra em Sergipe e quatro no Mato Grosso.

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

¹³ A diferença que surge aqui em relação ao indicador utilizado na seção anterior, se deve apenas a mudança da variável de interesse, os y_i e y_j (crescimento da participação microrregional do emprego, ao invés da participação). Então, a identificação da associação espacial do tipo AA revela a existência de cluster local com alto crescimento da participação do emprego cujos vizinhos apresentam alto crescimento, e assim por diante.

Tabela 3: 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																
RO	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-																
AC	3	-	-	-	3	-	-	-	3	-	-	-	-	-	-	-																
AM	7	-	1	-	7	-	1	-	7	-	1	-	7	-	1	-																
RR	3	-	-	-	3	-	-	-	3	-	-	-	3	-	-	-																
PA	6	-	-	-	3	-	-	-	7	-	-	-	12	-	-	-																
AP	-	-	-	-	1	-	-	-	2	-	-	-	2	-	-	-																
TO	7	-	-	-	5	-	-	-	4	-	-	-	5	-	-	-																
MA	11	-	-	-	14	-	-	-	8	-	-	-	12	-	-	-																
PI	7	-	1	-	10	-	1	-	11	-	-	-	8	-	1	-																
CE	14	-	-	-	9	-	2	-	21	-	-	1	3	5	1	-																
RN	12	-	-	-	11	-	-	-	11	-	-	-	8	-	-	-																
PB	13	-	-	-	11	-	1	-	11	-	-	-	11	-	-	-																
PE	3	1	-	-	3	-	-	-	4	-	-	-	3	-	1	-																
AL	4	-	-	-	4	-	-	-	6	-	-	-	9	-	-	-																
SE	6	-	-	-	3	-	-	-	1	-	-	-	3	-	3	1																
BA	15	-	-	-	12	-	1	-	15	-	-	-	15	-	1	-																
MG	1	5	2	-	4	2	-	-	4	3	2	-	4	2	-	-																
ES	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-	-	-	-	-																
RI	1	-	4	-	1	-	1	-	4	-	1	-	4	-	4	-																
SP	18	-	2	-	14	-	3	-	16	-	5	-	10	-	4	-																
PR	-	-	3	-	-	4	-	-	3	-	3	-	1	-	1	-																
SC	1	-	1	-	3	-	3	-	1	-	1	-	5	-	1	-																
RS	2	-	4	-	3	-	4	-	1	-	4	-	7	-	3	-																
MS	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	-	-																
MT	2	-	-	-	1	-	-	-	8	-	-	-	9	-	1	-																
GO	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 e do uso dos *softwares* Geoda e o Terraview.

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 de associação espacial negativa. As entradas nesta tabela correspondem apenas ao número associações espaciais que são estatisticamente significantes.

Tabela 4: Identificação de *clusters* por microrregiões e crescimento do emprego, segundo a indústria de transformação e os segmentos industriais - 1994 e 2004

Indústria de Transformação				Capital Intensivo			
UF	microrregião	taxa de crescimento (1994 – 2004)	<i>clusters</i> 1994 2004	UF	microrregião	taxa de crescimento (1994 – 2004)	<i>clusters</i> 1994 2004
MG	Divinópolis	53,17	✓	MG	Sete Lagoas	20,71	✓ ✓
RJ	Serrana	-35,31	✓ ✓	MG	Pará de Minas	-6,86	✓ ✓
SP	Rio Claro	43,66	✓	MG	Itabira	-4,46	✓ ✓
SP	Limeira	-6,63	✓ ✓	MG	Divinópolis	24,08	✓ ✓
SP	Piracicaba	-1,39	✓ ✓	MG	Pouso Alegre	64,37	✓
SP	Pirassununga	-15,69	✓	RJ	Serrana	-43,21	✓ ✓
SP	Moji Mirim	0,58	✓ ✓	SP	Limeira	18,57	✓ ✓
SP	Campinas	-6,48	✓ ✓	SP	Piracicaba	22,41	✓ ✓
SP	Amparo	-2,02	✓ ✓	SP	Moji Mirim	53,13	✓ ✓
SP	Tatuí	13,25	✓	SP	Campinas	5,97	✓ ✓
SP	Sorocaba	-7,44	✓ ✓	SP	Amparo	-4,84	✓ ✓
SP	Jundiaí	-11,89	✓ ✓	SP	Tatuí	10,31	✓ ✓
SP	Bragança Paulista	9,76	✓ ✓	SP	Sorocaba	5,55	✓ ✓
SP	São J. dos Campos	-3,85	✓	SP	Jundiaí	-1,93	✓ ✓
SP	Osasco	-6,60	✓ ✓	SP	Bragança P.	35,20	✓ ✓
SP	Guarulhos	-22,80	✓ ✓	SP	São J. dos Campos	4,25	✓ ✓
SP	Itapeberica da Serra	-9,18	✓ ✓	SP	Guaratinguetá	27,80	✓
SP	São Paulo	-41,20	✓ ✓	SP	Osasco	-3,64	✓ ✓
SP	Moji das Cruzes	-15,87	✓ ✓	SP	Guarulhos	-16,21	✓ ✓
SP	Santos	-44,89	✓ ✓	SP	Itapeberica da S.	-1,45	✓ ✓
SC	São Bento do Sul	7,25	✓ ✓	SP	São Paulo	-35,98	✓ ✓
SC	Joinville	5,13	✓	SP	Moji das Cruzes	-13,85	✓ ✓
SC	Itajaí	104,90	✓	SP	Santos	-39,53	✓ ✓
RS	Guaporé	89,92	✓ ✓	SC	Itajaí	114,65	✓
RS	Montenegro	55,15	✓ ✓	RS	São Jerônimo	-4,26	✓ ✓
RS	Gramado-Canela	11,35	✓ ✓				

Continua

Tabela 4: *Continuação*

Trabalho Intensivo				Recursos Naturais Intensivos			
UF	microrregião	taxa de crescimento (1994 – 2004)	clusters 1994 2004	UF	microrregião	taxa de crescimento (1994 – 2004)	clusters 1994 2004
CE	Pacajus	1519,27	✓	PE	Itamaracá	4,17	✓
RJ	Serrana	-36,80	✓	PE	Suape	99,92	✓
SP	Piracicaba	-18,04	✓	AL	Serrana dos Q.	-5,83	✓
SP	Campinas	-5,86	✓	AL	Mata Alagoana	51,73	✓
SP	Sorocaba	-36,61	✓	AL	Maceió	67,23	✓
SP	Jundiá	-29,75	✓	SP	Jaboticabal	-8,56	✓
SP	Bragança P.	-23,22	✓	RJ	Serrana	-13,94	✓
SP	Osasco	0,37	✓	SP	Araraquara	1,90	✓
SP	Franco da Rocha	-31,63	✓	SP	São Carlos	1,91	✓
SP	Guarulhos	-31,74	✓	SP	Rio Claro	23,46	✓
SP	Itapecerica da Serra	-16,54	✓	SP	Limeira	-23,63	✓
SP	São Paulo	-41,40	✓	SP	Piracicaba	-18,30	✓
SP	Moji das Cruzes	-0,93	✓	SP	Pirassununga	-17,26	✓
SP	Santos	-31,33	✓	SP	Moji Mirim	-21,91	✓
SC	Canoinhas	-15,59	✓	SP	Campinas	-20,77	✓
SC	São Bento do Sul	-0,21	✓	SP	Amparo	4,37	✓
SC	Joinville	-9,38	✓	SP	Tatuí	17,5	✓
SC	Rio do Sul	42,21	✓	SP	Sorocaba	-1,13	✓
SC	Itajaí	50,43	✓	SP	Jundiá	-14,06	✓
RS	Guaporé	39,71	✓	SP	Bragança P.	3,52	✓
RS	Vacaria	-28,21	✓	SP	Osasco	-9,23	✓
RS	Caxias do Sul	-18,58	✓	SP	Guarulhos	-19,75	✓
RS	Lajeado-Est.	11,02	✓	SP	Itapecerica da S.	-8,19	✓
RS	Montenegro	31,14	✓	SP	São Paulo	-46,47	✓
RS	Gramado-Ca.	-2,19	✓	SP	Moji das C.	-26,01	✓
RS	Porto Alegre	-23,11	✓	SP	Santos	-55,46	✓
RS	Osório	-2,26	✓	PR	Ponta Grossa	6,70	✓
				SC	Concórdia	41,18	✓
				SC	Itajaí	123,11	✓
				RS	Guaporé	160,58	✓
				RS	Montenegro	76,79	✓
				RS	Gramado-Ca.	39,05	✓

Fonte: Elaboração do autores a partir dos dados da RAIS e do uso dos *softwares* Geoda e Terraview.

Tabela 5: Número de associações espaciais significantes: crescimento do emprego microrregional entre 1994 e 2004

UF	Indústria de transformação				Capital intensivo				Trabalho intensivo				Rec. Naturais Intensivo			
	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 dos autores a partir dos dados da RAIS e do uso dos *softwares* Geoda e terraview.

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.

Tabela 6: Identificação de *clusters de crescimento* por microrregiões, indústria de transformação e segmentos industriais entre 1994 e 2004

sigla_uf	nome_micro	participação_1994 do emprego	participação_2004 do emprego	crescimento do emprego
<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
MS	Alto Taguari	0,00255	0,01594	525,10
MS	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 dos autores a partir dos dados da RAIS e do uso dos *softwares* Geoda e Terraview.

em termos do crescimento das participações do emprego e com fortes encaixamentos econômicos situam-se em alguns estados pertencentes às regiões Nordeste e Centro-Oeste do país e no estado de Minas Gerais.

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 5 e 6. 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 polos industriais nesta região e com a realocização industrial no país no sentido do aproveitamento das vantagens comparativas locais na região.

4 Determinantes do Crescimento do Emprego Industrial

Os diversos argumentos para explicar a aglomeração das atividades no espaço são fundamentados por teorias diferentes. Por esse motivo, este trabalho usa o modelo empírico da demanda por trabalho das firmas para estimar os efeitos dos determinantes econômicos sobre o crescimento do emprego. Seguem, adiante, os aspectos metodológicos desta parte do trabalho. A seguir, apresentam-se os resultados estimados para o crescimento do emprego da indústria de transformação para o período entre 1994 e 2004.

4.1 Modelo Empírico

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:

$$L_{ij} = - \frac{\partial \Pi_j(R_{ij}, p_j, \xi_{ij})}{\partial w_{ij}}, \quad (2)$$

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-se o logarítmico e depois colocando a equação (2) em termos do crescimento¹⁴ das variáveis, tem-se a seguinte expressão:

$$\Delta \ln(L_{ijt}) = \alpha + \theta \Delta \ln(w_{ijt}) + \sum_{h=1}^H p_h \Delta \ln(r_{ijt}^h) + \gamma \Delta \ln(p_{jt}) + \phi \Delta \ln(\xi_{ijt}), \quad (3)$$

¹⁴ 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.

onde Δ é o operador de diferença e os r_{ij}^h são os preços dos outros fatores, exceto trabalho. A equação (3) 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:

$$\Delta \ln(\xi_{ijt}) = a + \sum_{n=1}^N b_n \ln(x_{ijt-1}^n) + \varepsilon_{ijt}, \quad (4)$$

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 ou externalidades pecuniárias, relacionadas à Venables (1996). São consideradas, também, duas fontes de economias de aglomeração. A primeira delas mede a aglomeração dentro da indústria e a segunda entre indústrias diferentes, medida pela diversidade industrial. Conforme o Capítulo 2, a primeira fonte é remetida às teorias MAR e ao estudo de Fujita e Thisse (2002), enquanto a segunda está associada às ideias de Jacobs (1969) e incorporada no modelo 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 (3) 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:

$$\Delta \ln\left(\frac{L_{ijt}}{L_{jt}}\right) = \theta \Delta \ln\left(\frac{w_{ijt}}{\bar{w}_{jt}}\right) + \sum_{l=1}^L \beta_l \ln\left(\frac{x_{ijt-1}^l}{x_{jt-1}^l}\right) + \varepsilon_{ijt} - \bar{\varepsilon}_{jt}, \quad (5)$$

onde a expressão da equação (5) será usada para as estimações. Adiante, serão definidas as variáveis utilizadas. Com essas definições e dada a expressão para (5), é possível obter a equação a ser estimada, a qual é expressa por (6) e (7), apresentadas a seguir. Estas mostram o crescimento do emprego relativo como função das condições iniciais da indústria de transformação estadual relativa ou ponderada pela indústria nacional¹⁵.

¹⁵ Subjacente à análise está à hipótese de mobilidade locacional do fator trabalho, com as firmas locais dispondo de oferta de trabalho em escala nacional. Note-se que a identificação dos efeitos na equação (5) seria ainda possível com uma oferta de trabalho menos elástica desde que os efeitos derivados da aglomeração das atividades impactassem exclusivamente nas conduções de demanda por trabalho

4.2 Definição das Variáveis e Fontes dos Dados

Em relação às definições das variáveis, a dependente – *cresemp* – procura captar o crescimento médio do emprego industrial estadual relativo à indústria nacional. O primeiro termo do lado direito da equação (6) – “*salmedio*” – mensura o salário¹⁶ anual por trabalhador do período inicial relativo à média nacional. Segundo o argumento neoclássico, espera-se que, para iguais condições no que diz respeito aos demais fatores nas localidades, o crescimento relativo do emprego relaciona-se de forma decrescente com o salário relativo inicial¹⁷.

A segunda variável da equação – “*estmedio*” – informa a respeito do tamanho médio do estabelecimento, calculado pelo número de trabalhadores por estabelecimento na indústria estadual relativo à indústria nacional. Como sugerido por Hanson (1998) e Glaeser et al. (1992), isso procura controlar as diferenças na tecnologia e competição. Da forma como está mensurada tal medida para este trabalho, espera-se uma associação decrescente com o crescimento do emprego, já que menores valores para esta variável significam 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.

As variáveis dadas do terceiro até o quinto termo da equação (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 a 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, e seguindo Hanson (1998), a medida de “*conexões*” é obtida tomando-se o estoque inicial do emprego 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 ideia 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 em estados, em que a concentração de indústrias demandantes e ofertantes seja maior, o crescimento do emprego também seja maior.

Os outros dois termos refletem as externalidades dinâmicas ou as economias de aglomeração. A primeira delas parte dos argumentos das teorias MAR e está microfundamenta no estudo de Fujita e Thisse (2002). Esta variável é designada, então, pelo termo “*aglomdentro*” e mensura a concentração de fir-

¹⁶ Seguindo Hanson (1998), 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.

¹⁷ 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.

mas numa mesma indústria, desta forma, tenta captar os efeitos de transbordamentos do conhecimento dentro da indústria em questão. Do mesmo modo como em Hanson (1998), ela é calculada¹⁸ 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 (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). De acordo com Hanson (1998), 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 nacional¹⁹. 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.

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.

Para mensurar essa 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.

Assim, o modelo a ser estimado pode ser expresso pelas equações (6) e (7), seguir:

¹⁸ A variável está mensurada da mesma forma como a medida de localização tradicionalmente usada na economia regional. Ver a esse respeito Haddad (1989).

¹⁹ O termo quadrático incluído nesta medida faz com que aumente a amplitude de variação de cada valor obtido.

$$\begin{aligned} \Delta \ln \left(\frac{L_{ijt}}{L_{jt}} \right) = & \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{SAL_{ijt}/L_{jt}}{SAL_{jt}/L_{jt}} \right) + \\ & + \beta_2 \ln \left(\frac{L_{ijt}/EST_{ijt}}{L_{jt}/EST_{jt}} \right) + \beta_3 \ln \left(\frac{L_{ikt}/EST_{ikt}}{L_{kt}/L_{jt}} \right) + \\ & + \beta_4 \ln \left(\frac{L_{ijt}/EST_{jt}}{L_{it}/L_t} \right) + \beta_5 \ln \left[\frac{\sum_{l \neq j} (L_{ilt}/EST_{it})^2}{\sum_{l \neq j} (L_{lt}/EST_t)^2} \right] + \\ & + \beta_6 \ln \left[\frac{\sum_{i \neq g} dist_{ig}}{\sum_{ij} (\omega_{ijt} \times \sum_{i \neq g} dist_{ig})} \right] + \varepsilon_{ijt} \quad (6) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{crescemp} = & \beta_0 + \beta_1 \text{ salmedio} + \beta_2 \text{ estmedio} + \beta_3 \text{ conexões} + \\ & + \beta_4 \text{ aglomdentro} + \beta_5 \text{ diversidade} + \beta_6 \text{ distmercado} + \text{ termo de erro} \quad (7) \end{aligned}$$

nas quais: i indexa os estados; j indexa os grupos de indústrias de três dígitos da Classificação Nacional das Atividades Econômicas - CNAE; k indexa as divisões de indústrias de dois dígitos da CNAE, a qual j pertence; t indexa o período de tempo final e inicial; L é o estoque do emprego; SAL é o salário total no ano t , expresso em Reais (R\$) de dezembro de 2004; EST é o número de estabelecimento das firmas; $dist$ é a distância mensurada em Km da capital do estado i para a de g , e $\omega_{ijt} = L_{ijt}/L_{jt}$.

Em relação aos dados utilizados neste trabalho, a maior parte deles – relativa às variáveis estoque de emprego²⁰, 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. 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 Brasil²¹. Contudo, nem todo grupo de indústria estava presente em todas as unidades federativas, seja em função de que determinada indústria j inexistia no ano inicial, mas estava presente no ano final ou vice-versa, seja também em razão dela não existir em ambos os períodos.

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

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

²⁰ Em razão da necessidade de se obter o estoque do emprego em anos distintos para o cálculo do crescimento do emprego e em função da mudança da CNAE/95 para a CNAE 1.0 (2002), foi necessário realizar a compatibilização das atividades industriais. Isto foi feito por meio da correspondência entre estas classificações, disponível no site do IBGE.

²¹ Dada à natureza destes dados, com várias observações por indústria, não é possível, para este trabalho, a utilização da análise espacial nas regressões, já que este procedimento requer que as medidas sejam agregadas em unidades geográficas.

Tabela 7: Determinantes do crescimento do emprego no período 1994-2004: indústria de transformação

Variável dependente – logarítmico do crescimento relativo do emprego				
Variáveis Explicativas	(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
R2 Ajustado	0.2243	0.321	0.2562	0.351
observações	1888	1888	1888	1888

Fonte: Estimação dos autores 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).

é a indústria em uma unidade da federação. Estima-se, assim, a partir da equação (6), 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 obtidos são expostos na Tabela 7, 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 (controle dos efeitos fixos). Com isso, nesse segundo modelo, tenta-se captar as características específicas omitidas, peculiares a cada estado ou indústria.

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 NGE - 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, estimaram-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.

Em relação aos resultados, 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 significativo 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. Nota-se pelos dados da coluna (2.b), que a elasticidade salário em relação ao crescimento do emprego é de 0,1541, implicando que um acréscimo de 1% no coeficiente da variável salários eleva a variável dependente em pouco mais de 15%. Destaca-se ainda que, à medida que se incluem as variáveis de efeitos externos com controle dos efeitos fixos, o parâmetro da variável “salmedio” melhora tanto em magnitude (15,96%), quanto em nível de significância.

Para a variável tamanho relativo do estabelecimento, o crescimento relativo do emprego é mais alto onde o tamanho relativo do estabelecimento é menor, consistente com o sinal negativo de seu coeficiente. 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), para as indústrias 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 obtida para a variável significa que crescimento do emprego 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 desta variável é influenciado pelas especificidades locais e\ou setoriais.

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. Percebe-se, também, pelos dados constantes em (2.b), que um aumento de 1 (um) no valor absoluto desta variável explicativa provoca uma variação relativa de -4,14 no crescimento do emprego. Cabe ainda observar que o uso do controle dos efeitos fixos, além de mudar o sinal da variável, altera as magnitudes dos coeficientes obtidos. 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, o estudo revela evidências de que as externalidades “pecuniárias” afetam o crescimento das indústrias estaduais no período analisado. De fato, o coeficiente da variável *linkages* é positivo e estatisticamente significativo a 1%, aumentando sua magnitude em 13,01%, quando os efeitos fixos são inclusos. A partir dos resultados expostos na coluna (2.b), percebe-se que um aumento em 1%, na variável “conexões”, eleva o crescimento do emprego em quase 22%. Novamente, o efeito quantitativo da variável em questão é influenciado pelas especificidades locais e/ou setoriais. Estes resultados sugerem, assim, 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, isso é consistente com as duas forças de aglomeração das atividades propostas no modelo de Venables (1996) dos *linkages* verticais.

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 indústria²². Esse resultado encontrado para a indústria estadual difere daquele obtido por Chagas e Júnior (2003), que registraram associação positiva entre uma medida de especialização das atividades e o crescimento das cidades brasileiras, no período de 1980 a 1991. 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 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). Destaca-se também o crescimento do coeficiente desta variável em cerca de 2231,46% ou elasticidade 22,31 vezes maior, quando se incluem os efeitos fixos no modelo, sugerindo que seu efeito quantitativo pode diferir por setor industrial e por unidade espacial.

Os resultados apresentados para as externalidades dinâmicas, de forma geral, são próximos das análises de estudos internacionais. De fato, 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, seus estudos também não encontram evidências favoráveis a respeito da importância da aglomeração dentro da indústria para o crescimento 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. As estimações obtidas aqui para a variável “diversidade” também vão ao encontro daquelas geradas por Galinari (2006) para as cidades de São Paulo.

Por fim, cabe aqui fazer uma síntese dos principais resultados obtidos. Em

²² Como destaca Glaeser et al. (1992) 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.

relação à amostra total, as estimações da regressão *cross section* para a indústria de transformação revelam que, consistentes com as teorias da NGE, 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 ideias de Jacobs, e pela variável de competição local, que está de acordo com as teorias de Jacobs e Porter.

Contudo, 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. Para averiguar se os efeitos dos determinantes econômicos sobre o crescimento do emprego não são específicos ao período ou à escolha dos anos polares, 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 8, a seguir, exhibe 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%.

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. Especificamente, sinal negativo para o coeficiente da variável “estmédio”, que permanece estatisticamente significativa. Também, correlação positiva para “conexões”. Observa-se, também, mesmo sinal para a “diversidade” industrial e o custo de transporte, embora as variáveis não apresentem mais correlação estatística significativa.

Ao contrário daqueles resultados exibidos na Tabela 7, 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.

5 Conclusões

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

A indústria é fortemente concentrada em microrregiões localizadas nas regiões Sul e Sudeste. Nas dez maiores participações no emprego, contudo, destaca-se a presença da microrregião de Fortaleza, sobretudo, no segmento de trabalho intensivo, onde sobe da 7ª para a 4ª posição nesta lista. No seg-

Tabela 8: Determinantes do crescimento do emprego nos períodos 1994-1999 e 1999-2004.

Regressão em pooling para a IT
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_aglomdentro	-	-	-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_aglomdentro*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)

Fonte: Estimação dos autores 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).

mento recursos naturais intensivos, que é o melhor distribuído espacialmente, as últimas quatro microrregiões pertencem ao Nordeste, em 1994. Já em 2004, o Nordeste aparece com duas e Centro-Oeste com uma microrregião.

O setor capital intensivo é o mais concentrado e de recursos naturais intensivos o menos concentrado. Enquanto a desconcentração industrial é mais forte para o segmento recursos naturais intensivos e mais fraca no de capital intensivo. No entanto, neste segmento, os resultados sugerem desconcentração para estados próximos a São Paulo. Nos outros dois segmentos analisados, relativamente, parece acontecer maior deslocamento das indústrias para outras regiões do país. Especialmente, para o Nordeste, no caso do trabalho intensivo.

Os *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 do surgimento de novos polos industriais nesta região, mas ainda sem efeitos na vizinhança. Os resultados da estatística 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 polos dinâmicos de crescimento. Estas evidências apontam, assim, para uma nova configuração industrial no Brasil.

Os resultados obtidos também apontam que os *linkages* de mercado são importantes para o crescimento do emprego industrial no Brasil no período 1994 a 2004 e nos subperíodos, o que defende o argumento da nova geografia econômica de que os efeitos de acesso ao mercado (*linkages* de demanda) e os *linkages* de custos favorecem a aglomeração e, assim, o crescimento local. As evidências também apontam que o crescimento do emprego industrial tende a ser maior em localidades com tamanho de firmas menores, sendo, portanto, consistente com os argumentos teóricos de Jacobs (1969) e Porter (1990), em que a competição local acelera o crescimento. Portanto, a importância dessas variáveis para o crescimento do emprego da indústria estadual parece não ser específica ao período ou à escolha dos anos polares estudados.

Para o período total, 1994-2004, foi verificado ainda que as economias de aglomeração também são benéficas para o crescimento do emprego industrial, mas apenas aquelas geradas das externalidades entre indústrias diferentes, favorecendo, assim, os argumentos teóricos de Jacobs (1969) e Fingleton (2003). Por fim, as medidas de custos de transporte e dos salários apresentam correlação negativa e positiva, respectivamente, com o crescimento do emprego industrial, quando são descontados os efeitos fixos, consistente também com os modelos da NGE, presentes, por exemplo, em Fujita et al. (2002).

6 Referências Bibliográficas

- Kenneth Arrow. The economics implications of learning by doing. *Review of Economics Studies*, 29:155–173, 1962.
- R. Bonelli. *Ensaio sobre Política Econômica e Industrialização no Brasil*. SENAI, CIET, Rio de Janeiro, 1996.
- Wilson Cano. *Desequilíbrios Regionais e Concentração Industrial no Brasil: 1930-1995*. Unicamp, Campinas, 1998.
- André L. S. Chagas. Externalidades da aglomeração: Microfundamentação e evidências empíricas. Master's thesis, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.
- André L. S. Chagas e Rudnei Toneto Júnior. Fatores determinantes do crescimento local – evidências a partir de dados dos municípios brasileiros para o período 1980-1991. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 33(2):349–385, 2003.
- M. Crozet. Do migrants follow market potentials? an estimation of a new economic geography model. *Journal of Economic Geography*, 4(4):439–458, 2004.

- Paulo Furquim de Azevedo e Rudnei Toneto Júnior. Relocalização do emprego industrial formal no Brasil na década de 90. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 31(1):153–186, 2001.
- Edson Paulo Domingues. Aglomerações e periferias industriais no Brasil e no Nordeste. *Revista Econômica do Nordeste*, 36(4):508–523, 2005.
- Bernard Fingleton. Increasing returns: evidence from local wage rates in Great Britain. *Oxford Economic Papers*, 55:716–739, 2003.
- M. Fujita e J. F. Thisse. *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Regional Growth*. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 2002.
- Masahisa Fujita, Paul Krugman, e Anthony J. Venables. *Economia Espacial: Urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano mundo*. Futura, São Paulo, 2002.
- Rangel Galinari. Retornos crescentes urbano-industriais e spillovers espaciais: Evidências a partir da taxa salarial no Estado de São Paulo. Master's thesis, UFMJ, CEDEPLAR, Belo Horizonte, 2006.
- E. L. Glaeser, H. D. Kallal, J. A. Sheinkman, e Andrei Sleifer. Growth in cities. *Journal of Political Economy*, 100(6):1126–1152, 1992.
- Paulo Roberto Haddad, editor. *Economia regional: teorias e métodos de análise*. BNB. ETENE, Fortaleza, 1989.
- Gordon H. Hanson. Regional adjustment to trade liberalization. *Regional Science and Urban Economics*, 28(4):419–444, 1998.
- Gordon H. Hanson. Market potencial, increasing returns and geographic concentration. *Journal of International Economics*, 67:1–24, 2005.
- Vernon Henderson. Marshall's scale economies. *Journal of Urban Economics*, 53:1–28, 2003.
- Rodolfo Hoffmann. *Distribuição de Renda: medidas de desigualdades e pobreza*. Edusp, São Paulo, 1998.
- E. M. Hoover. *The Location of Economic Activity*. McGraw-Hill, New York, 1948.
- Jane Jacobs. *The Economy of Cities*. Vintage, New York, 1969.
- Paul Krugman. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3):483–499, 1991.
- Robert E. Lucas. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1):3–42, 1988.
- Alfred Marshall. *Principles of Economics*. McMillan, 1920.
- G. Mion. Spatial externalities and empirical analysis: the case of Italy. *Journal of Urban Economics*, 56:97–118, 2004.
- Maurício M. Moreira e Sheila Najberg. Abertura comercial: criando ou exportando empregos? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 28(2):371–398, 1998.

- Cristiano Aguiar Oliveira. Crescimento econômico das cidades nordestinas: Um enfoque da nova geografia econômica. In *IX ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA*. IX ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 2004.
- C. A. Pacheco. Novos padrões de localização no Brasil? tendências recentes dos indicadores de produção e do investimento industrial. Texto para discussão IPEA, 1999.
- M. E. Porter. *The Competitive Advantage of Nations*. Free Press, New York, 1990.
- P. M. Romer. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5):102–1037, 1986.
- P. M. Romer. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5):s71–s101, 1990.
- Raul da Mota Silveira Neto. Concentração industrial regional, especialização geográfica e geografia econômica: Evidências para o Brasil no período 1950–2000. *Revista Econômica do Nordeste*, 36(3):189–208, 2005.
- A. J. Venables. Equilibrium locations of vertically linked industries. *International Economic Review*, 37(2):341–359, 1996.