

ECONOMIAS DE ESCALA, ESPECIALIZAÇÃO INDUSTRIAL E SPILLOVERS ESPACIAIS: EVIDÊNCIAS PARA AS MICRORREGIÕES BRASILEIRAS

Diego de Maria André (CAEN/UFC)
Elton Eduardo Freitas (Cedeplar/UFMG)

RESUMO

Objetiva-se analisar o efeito da especialização industrial sobre as economias de escala nas microrregiões brasileiras, considerando o provável impacto do efeito espacial nesta relação. A análise se desenvolve a partir da investigação da presença de autocorrelação espacial nas economias de escala e na especialização industrial. Para tal, foram utilizadas as técnicas de análise exploratória espacial dos dados (ESDA). Posteriormente, foi estimado o modelo econométrico proposto por Holmes e Stevens (2002) para verificar em que medida a especialização industrial afeta as economias de escala. A partir de então, foram utilizados testes específicos para determinar a fonte da autocorrelação espacial e, dessa forma, escolher o modelo espacial mais apropriado. Os resultados mostraram que o modelo mais adequado para modelar a relação em estudo é o modelo de Manski (1993). Usam-se dados da RAIS para o ano de 2010. Conclui-se que, a não incorporação dos efeitos espaciais subestima o efeito direto da especialização sobre as economias de escala e não encontramos evidências de *spillovers* positivos que favoreçam economias de escala a partir de especialização nas microrregiões vizinhas.

Palavras-chave: Especialização industrial, Economias de escala, Efeitos espaciais, Regressão espacial

ABSTRACT

The paper aims to analyze the effect of industrial specialization on the economies of scale in Brazilian micro regions, considering the potential impact of the spatial effect in this relationship. The analysis is developed from the investigation of the presence of spatial autocorrelation in the economies of scale and industrial specialization. For this, the tools of exploratory spatial data analysis (ESDA) were utilized. Subsequently, an econometric model proposed by Holmes and Stevens (2002) were estimated to verify the impact of industrial specialization over the economies of scale. Since then, specific tests were used to determine the source of spatial autocorrelation and thus choose the most appropriate spatial model. The results revealed that the Manski model (1993) is the most indicated to model the relationship between industrial specialization and the economies of scale. A cross section data from RAIS from the year of 2010, at the micro-regional level, was used. It is concluded that the non-incorporation of spatial effects underestimates the direct effect of specialization on the economies of scale and found no evidence of positive spillovers that favor economies of scale from specialization in the regions nearby.

Key-Words: Industrial specialization, Economies of Scale, Spatial effects, Spatial Regression

INTRODUÇÃO

Durante as últimas duas décadas, os economistas redescobriram a geografia. Enquanto a economia urbana e regional têm sido e continua a ser uma forte área de pesquisa, outras áreas dentro da economia têm aumentado a utilização das teorias em economia regional como instrumento para examinar diferentes questões. Uma tendência central na literatura foi a tentativa de entender por que a atividade econômica tende a concentrar-se geograficamente.

Empiricamente, identificar o impacto das economias de aglomeração sobre a atividade econômica é uma tarefa feita com dificuldades. Rosenthal e Strange (2003) frisam que as economias de aglomeração devem ser investigadas também quanto a sua extensão geográfica e temporal. No primeiro caso, o que importa é a atenuação de tais economias quando os agentes econômicos tornam-se cada vez mais distantes geograficamente. Os autores sugerem, por exemplo, que a inclusão de defasagens espaciais nos modelos econométricos deve ser mais intensificada. Já o segundo, refere-se à possibilidade de interações entre agentes no passado afetar a produtividade presente.

Uma rápida observação da geografia econômica da maioria dos países revela que a topografia da produção e da população é irregular. Pessoas, empresas, empregos, serviços e oportunidades tendem a se aglomerar em partes relativamente pequenas de um país, muitas vezes deixando as demais áreas para a agricultura ou a nada. No Brasil, 25% do PIB do país são produzidos em apenas seis municípios. À medida que se amplia a uma menor escala espacial, este padrão é replicado. São Paulo é o estado economicamente mais denso no Brasil. Este por sua vez, é por causa da extrema concentração da produção na área metropolitana de São Paulo. E a área metropolitana contém a cidade de São Paulo, a mais densa economicamente do país. Além de ser irregular, uma vez estabelecida, uma aglomeração tende a persistir, nenhuma cidade que era relativamente grande chegou a morrer.

Essas características da geografia econômica de um país podem ser explicadas por um único fator: as economias de escala. Economias de escala podem ser internas ou externas às firmas. Economias de escala internas são as vantagens de custo que uma empresa colhe através da produção em plantas de grande porte. Como Adam Smith reconheceu durante sua visita a uma fábrica de alfinetes mais de dois séculos atrás, as vantagens de produtividade a partir da divisão do trabalho que é possível graças à produção em larga escala. Retornos crescentes internos criam uma tendência para que uma empresa localize suas atividades em um ou alguns locais.

Mas as economias internas não podem, por si só, explicar a existência das cidades, pois não podem explicar por que muitas empresas estabelecem-se em um único local e, muitas vezes, ficar lá por longos períodos. Para isso, é necessário recorrer a economias externas de escala que surgem fora de uma empresa ou indústria. Economias de aglomeração podem tomar a forma de economias de localização (os benefícios da aglomeração de produtores similares) ou economias de urbanização (os benefícios da aglomeração de produtores diversificados). As empresas se beneficiam por se localizarem perto de outras empresas do mesmo ou de diferentes segmentos.

Dessa forma, como essa é uma linha de pesquisa ainda pouco explorada na literatura nacional, justifica-se a realização deste trabalho no intuito de agregar novos procedimentos metodológicos para o estudo e compreensão dos fatores que influenciam as economias de aglomeração, no sentido de identificar a relação existente entre economias de escala e a concentração industrial.

A pesquisa terá como região a ser estudada o Brasil, mais precisamente as microrregiões brasileiras definidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Quanto à base de dados foi utilizada informações da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), para o ano de 2010, sobre quantidade de emprego e número de estabelecimentos.

Mais além, foram utilizadas as técnicas de análise exploratória espacial dos dados (ESDA). Posteriormente, foi estimado o modelo econométrico proposto por Holmes e Stevens (2002) para verificar em que medida a especialização industrial afeta as economias de escala. A partir de então, foram utilizados testes específicos para determinar a fonte da autocorrelação espacial e, dessa forma, escolher o modelo espacial mais apropriado. Os resultados mostraram que o modelo mais adequado para modelar a relação em estudo é o modelo de Manski (1993). Além disso, foi realizada uma agregação das indústrias de acordo com a classificação dos setores por grau de intensidade tecnológica da OCDE, para analisar se o grau de uso de tecnologia influencia as economias de escala.

Além desta introdução e das considerações finais, este trabalho apresenta mais três seções. Na próxima seção, a seção 2, que trata do referencial teórico, abordara as bases teóricas, tanto da produtividade quanto da concentração industrial, que dão suporte ao desenvolvimento deste trabalho. Na seção 3, que trata da metodologia, serão abordados os modelos econométricos utilizados nesse trabalho além de uma discussão sobre a base de dados utilizada nesta pesquisa. E por fim, na seção 4 será abordada a análise dos resultados descritivos e do modelo econométrico.

REFERENCIAL TEÓRICO

Cabe a Marshall o pioneirismo em relacionar a concentração geográfica da atividade econômica a fatores além dos recursos naturais. Em seus “Princípios de Economia”, o autor descreve as vantagens de se concentrar firmas e trabalhadores de uma atividade econômica numa mesma área geográfica. O conceito de economias de aglomeração surge, pois, para justificar a concentração geográfica de determinadas indústrias. Para Marshall, as economias geradas pelo aumento da escala de produção têm duas fontes: o porte das firmas individuais – economias de escala internas às firmas – e a escala da indústria geograficamente concentrada, que proporciona economias externas às firmas, mas internas à indústria.

Para Marshall (1982), as externalidades de escala possuem três fontes: os efeitos de encadeamento intersetoriais fornecedores-usuários geradores de economias externas pecuniárias, ou de forma mais clara, as vantagens associadas ao uso de insumos comuns a todas as firmas (*input sharing*); os efeitos de *knowledge spillovers* (transbordamentos de conhecimento) tecnológico interfirmas geradores de economias externas tecnológicas; ganhos com a formação de pólos especializados de trabalho que podem ser provenientes de economias externas tanto pecuniárias como tecnológicas (*labor market pooling*).

Os encadeamentos fornecedores-usuários dizem respeito à possibilidade de firmas participantes de uma indústria localizada se especializarem em segmentos do processo de produção, fornecendo matérias-primas, bens e serviços intermediários à atividade principal. Dessa forma, a existência de um *pool* de fornecedores locais possibilita uma redução nos custos de produção (daí, pecuniárias) decorrentes a vendas e compras de uma firma individual, tanto quanto, de seus usuários e fornecedores. Essa desverticalização permite que economias de escala obtidas nas distintas fases do processo de produção tornem o sistema produtivo local como um todo mais eficiente.

Já os *knowledge spillovers* tecnológicos referem-se à facilidade que a proximidade geográfica propicia para que conhecimentos relevantes do processo de produção de uma firma individual sejam transmitidos sem custos para outras firmas, havendo trocas de informações técnicas e organizacionais relevantes para a melhoria de produtos e processos da indústria localizada. Cria-se, assim, um “estoque” local de conhecimento tácito, não codificado e pouco transmissível para localizações concorrentes.

Segundo Marshall (1982), uma indústria localizada obtém grande vantagem ao gerar mercado constante para mão-de-obra especializada. Os ganhos de especialização do mercado de trabalho são gerados tanto por externalidades pecuniárias como pelas tecnológicas. A atração de trabalhadores especializados para a localidade amplia a oferta de força de trabalho para a indústria local e, assim, afeta a taxa de salários local; e a mobilidade interfirmas de trabalhadores transforma o aprendizado da força de trabalho acumulado numa firma individual em aprendizado coletivo de todas as firmas localizadas na indústria local. Não é difícil perceber que esses ganhos do mercado de trabalho estão, de certa forma, superpostos nos efeitos pecuniários de encadeamentos do *pool* de fornecedores locais e nos efeitos tecnológicos de *knowledge spillovers*. A formação de uma força de trabalho altamente especializada, com indivíduos dotados de conhecimentos técnicos similares, facilita o *matching* empregador/empregado. Os empresários encontram mão-de-obra qualificada quando necessitam e os indivíduos se deparam com alta empregabilidade caso decidam abandonar uma firma específica.

Ainda que Marshall tenha fornecido justificativas para a concentração de firmas de uma mesma indústria em uma dada região, existem ainda vantagens obtidas da diversidade entre as atividades que se localizam próximas uma das outras. Se, para Marshall, o que confere externalidades é a especialização de uma cidade, para Jacobs (1969) a fonte maior e mais relevante de externalidades é a diversidade de atividades econômicas desenvolvidas nas cidades. A diversidade de oferta de bens e serviços em expansão conduz à geração de novos tipos de trabalho, aumentando a capacidade de adicionar mais tipos de bens e serviços.

Jacobs (1969) associa a capacidade inovadora das cidades à diversidade de atividades, culturas e pessoas que nelas se encontram. Neste caso, as inovações originam-se da fertilização de ideias entre os vários setores de atividades abrigados em uma mesma cidade. Em exemplo clássico, a autora contrasta as experiências das cidades de Birmingham e Manchester. A primeira desenvolveu uma grande diversidade de atividades, tendo se tornado um importante centro urbano da Inglaterra, ao passo em que a segunda, tendo se especializado na indústria têxtil, após atingir o auge, entrou em decadência.

Talvez pelo fato de não ser economista, Jacobs não faz menções explícitas a termos como externalidades e retornos crescentes para se referir à maior competitividade das cidades diversificadas, porém não é difícil perceber que eles permeiam toda sua obra. A multiplicidade de bens, serviços, tecnologias e conhecimentos próprios de um centro urbano diversificado fornecem terreno fértil para a criatividade e para a troca de informações e experiências (*cross fertilization of ideas*). Portanto, as efetivações das decisões de oferta de bens e serviços tomadas pelos agentes econômicos individualmente em um centro urbano, quando consideradas em conjunto, geram um produto não esperado, um ambiente fecundo para novas atividades econômicas, o que é, de fato, uma externalidade positiva à produção local.

Assim, as funções de produção de firmas individuais tendem a ser beneficiadas por externalidades proporcionadas pela diversidade urbana. Além disso, mesmo que se admita o caráter de bem público do conhecimento e a possibilidade de sua rápida difusão no espaço, a função de produção agregada de uma cidade diversificada, ao buscar continuamente a fronteira tecnológica, apresenta vantagens competitivas com relação às demais.

A teoria recente atribui a aglomeração espacial da indústria aos retornos crescentes de escala na produção. Economistas urbanos e regionais há muito enfatizam a relação entre economias de escala e concentração geográfica. Para fornecer uma base para avaliar a pesquisa empírica sobre os efeitos de aglomeração, discutimos brevemente alguns importantes modelos formais. A intenção é apenas realçar os diferentes mecanismos formais através dos quais as economias de escala contribuem para a aglomeração.

Em um influente trabalho, Henderson (1974) sugere que as economias de aglomeração são o resultado de *spillovers* positivos entre as empresas que compartilham o mesmo local. Embora que as firmas sejam perfeitamente competitivas e assuma a existência de retornos constantes de escala, a aglomeração da atividade econômica gera externalidades que aumentam a produtividade de todas as empresas em uma indústria particular que compartilham uma determinada localização geográfica. Essas externalidades são assumidas e, assim, sua fonte não é especificada. A história padrão, seguindo Marshall (1882), é que a aglomeração geográfica de empresas promove a aprendizagem e a troca de ideias entre os agentes. A existência de externalidades localizadas implica que as empresas preferem estar perto de grandes aglomerações de outras empresas em sua própria indústria ou de indústrias correlatas. Uma hierarquia urbana surge em cidades especializadas em diferentes indústrias e o tamanho das cidades é determinado pelo tamanho de suas respectivas atividades de exportação. Os custos associados ao congestionamento agem como força centrífuga que impede que a atividade econômica se aglomere em uma única localidade ou região.

As externalidades que Henderson (1974) descreve são constantes ao longo do tempo e assim o equilíbrio resultante espacial é estático. Lucas (1988) oferece um modelo, em relação dinâmica de uma região de economia fechada, na qual a acumulação de capital humano gera *spillovers* positivo. Se um trabalhador adquire uma nova habilidade, então todos os trabalhadores que partilham da sua localização tornam-se mais produtivos. Embora o mecanismo através do qual isto ocorra não é explícito, Acemoglu (1996) mostra que é possível em *spillovers* de capital humano a acumulação ocorrer endogenamente se for custoso para as firmas adicionar trabalhadores qualificados.

Para relacionar *spillovers* do capital humano à aglomeração espacial, Black e Henderson (1999) combinam elementos de Lucas (1988), Henderson (1974) e Eaton e Eckstein (1997). Eles constroem um modelo dinâmico de formação da cidade, em que há economias externas a indústria e externalidades de capital humano dado uma localização específica. A aglomeração industrial faz com que todas as firmas, dentro da mesma indústria local, sejam mais produtivas e a aglomeração de trabalhadores faz com que todos os trabalhadores locais, independentemente da indústria, sejam mais produtivos. Neste ambiente, a hierarquia urbana que se forma, sendo que cada cidade se especializa em uma indústria de exportação, é estável ao longo do tempo. No estado estacionário, cada cidade e cada indústria crescem nas mesmas proporções.

Em uma visão alternativa de concentração geográfica, Krugman (1991) sugere que a aglomeração da indústria é o resultado de *linkages* de demanda entre firmas, que são criados pela interação dos custos de transporte e os custos fixos de produção. Neste caso, economias de escala são internas, ao invés de externas, para as firmas, e há os custos do transporte no embarque de mercadorias entre as regiões. O modelo básico é familiar ao da teoria do comércio internacional¹, complementado com um cenário regional. Os indivíduos preferem consumir a maior variedade possível de produtos, mas o custo fixo da produção limita o número de bens que podem ser produzidos. Em resposta a preferência dos consumidores pela variedade, as empresas diferenciarem seus produtos, de modo que cada bem é produzido por uma empresa única, concorrência monopolística. Tendo em conta os custos fixos de produção, as empresas preferem concentrar a produção em um único local, e dado os custos de transporte, as empresas preferem localizar suas fábricas perto dos grandes mercados. As empresas são, portanto, atraídas para as regiões densamente concentradas pela possibilidade de atender um grande mercado local a partir de uma única planta com baixos custos de transporte.

¹ Ver Krugman (1980)

Podem-se obter resultados semelhantes, se houver economias de escala na produção de insumos intermediários *non-traded* (Fujita, 1993; Rivera-Batiz, 1988) ou se as indústrias são verticalizadas, onde as firmas produzem ambos os bens de consumo e intermediários (Venables, 1996). No modelo de Venables, *linkages* verticais entre as indústrias ajudam a tornar as decisões de localização interdependentes dos compradores e fornecedores. No primeiro caso, a indústria se beneficia em um local onde há um leque de bens intermediários a serem produzidos; no segundo, a indústria se beneficia porque valoriza os insumos especializados e porque ela obtém estes insumos a baixo custo de transporte. Tais custos e *linkages* de demanda entre as indústrias aumentam ainda mais o incentivo para a aglomeração.

Se as economias de escala são internas ou externas às empresas, as externalidades específicas da localização contribuem para a aglomeração espacial. Os custos de congestionamento, associados com ofertas de habitação locais limitadas ou de outros bens ou fatores *non-traded*, trabalham contra a aglomeração. Como se formam cidades, o preço da habitação é maior em áreas urbanas em relação às áreas periféricas. Para atrair trabalhadores para as cidades, as firmas devem compensá-los pelo custo relativamente elevado da vida urbana. A maior produtividade do trabalho nas regiões de aglomerados justifica estes salários mais elevados. Se as economias de escala são suficientemente fortes, maior parte da produção ocorre em clusters industriais, onde os salários e os preços da habitação são relativamente altos e onde grandes extensões de espaço são relativamente inúteis.

A princípio, os modelos de Henderson de economias externas e os modelos de Krugman de *linkages* de demanda regional parecem ter implicações semelhantes para a distribuição espacial da atividade econômica. Ambos preveem que a distribuição espacial será irregular e que o salário nominal entre as regiões e os preços da habitação será positivamente correlacionado com a aglomeração da atividade econômica. Os modelos diferem, no entanto, em termos de como ocorre à aglomeração. No modelo original de Henderson (1974), a aglomeração ocorre por causa dos benefícios que as empresas adquirem por estarem perto uma das outras empresas em sua própria indústria; em Black e Henderson (1999), uma motivação adicional para a aglomeração é a de que os trabalhadores se beneficiam de estarem perto de outros trabalhadores; e em Krugman (1991), a aglomeração ocorre porque as firmas se beneficiam por estarem perto de grandes consumidores e mercados industriais.

Entre os trabalhos precursores em abordar as externalidades dessa forma, sem dúvida os de Gleaser *et al.* (1992) e Henderson *et al.* (1995) foram os de maior influência. Eles permitiram a utilização de argumentos teóricos bastante definidos para distinguir entre os efeitos da diversidade e da especialização setorial, e entre os efeitos do monopólio e da competição local como propagadores dos *knowledge spillovers*, refletindo em crescimento das indústrias e regiões.

Gleaser *et al.* (1992) foram os pioneiros em formalizar os três principais argumentos teóricos que deram consistência à abordagem das externalidades dinâmicas: as proposições teóricas de Marshall (1890), Arrow (1962) e Romer (1986), ou o modelo Marshall-Arrow-Romer (MAR), também conhecido como externalidades MAR; a proposição teórica baseada nos argumentos de Jacobs (1969), ou externalidades Jacobs; e a teoria de Porter (1990), ou externalidades Porter. Estas três teorias nem sempre são mutuamente exclusivas, mas apresentam diferentes visões de qual o tipo de externalidade, ou estrutura econômica, seria mais importante para o crescimento. De qualquer forma, esses modelos de crescimento têm como fonte principal de externalidade os *knowledge spillovers*. Assim, entre as principais razões para o crescimento local está a interação entre os agentes, que captam pedaços de conhecimento uns dos outros sem pagar nada por isso. Essas externalidades ocorrem tanto dentro do próprio setor como entre setores de atividade.

Para Gleaser *et al.* (1992), os argumentos teóricos do tipo MAR consideram que a transmissão dos *knowledge spillovers* acontece entre firmas de uma mesma indústria, sugerindo que a especialização é o fator gerador das externalidades e do crescimento. Ao contrário, os argumentos do tipo Jacobs estão relacionados à diversidade urbana, sendo que a transmissão dos *knowledge spillovers* acontece entre firmas de diferentes indústrias.

Como apontado em diversos estudos, por exemplo, Duranton e Puga (2000), a evidência empírica leva-nos a crer que enquanto algumas indústrias se beneficiam de externalidades de especialização produtiva, ou seja, economias de localização, outras apresentam melhor desempenho em ambientes de mercado mais diversificados, onde os retornos crescentes estariam associados às economias de urbanização, conforme a teoria de Jacobs (1969).

Outros aspectos das teorias de aglomeração têm ganhado crescente atenção na literatura internacional. Para Rosenthal e Strange (2003), a extensão setorial, que consiste na avaliação das economias de aglomeração como efeitos da urbanização ou localização, bem como sua diferenciação entre distintas atividades econômicas – como suposto por Henderson (1974) e investigado em Henderson (2003) – é apenas um dos possíveis escopos das externalidades. Estes autores frisam que as economias de aglomeração devem ser investigadas também quanto a sua extensão geográfica e temporal. No primeiro caso, o que importa é a atenuação de tais economias quando os agentes econômicos tornam-se cada vez mais distantes geograficamente. Os autores sugerem, por exemplo, que a inclusão de defasagens espaciais nos modelos econométricos deve ser mais intensificada. Já o segundo, refere-se à possibilidade de interações entre agentes no passado afetar a produtividade presente. Daí a importância de modelos de crescimento urbano que podem avaliar a força e a extensão temporal das economias de aglomeração, como os desenvolvidos em Glaeser *et al.* (1992), Henderson *et al.* (1995) e Combes (2000).

Segundo Gleaser *et al.* (1992) as teorias sobre externalidades são extremamente atrativas, pois tentam explicar simultaneamente como as cidades se formam e porque crescem. Na visão destes autores, as economias de aglomeração baseiam-se em *spillovers* tecnológicos e explicam, principalmente, o crescimento urbano. Por outro lado, também são relevantes para a elucidação do padrão de localização industrial das cidades – o grau em que estas são especializadas ou diversificadas.

Independentemente da riqueza que as classificações trazem à análise, o importante é que a hipótese de retornos crescentes demarca claramente a fronteira entre a teoria econômica espacial e não-espacial. Fujita e Thisse (2000) frisam que, sob retornos não-crescentes e uniforme distribuição de recursos, a economia seria reduzida à do tipo Robinson Crusoe, na qual cada localização poderia ser uma economia autárquica onde o transporte de bens e pessoas seria desnecessário. Neste caso, o comércio só surgiria na presença de não-uniformidade da distribuição de recursos, como na teoria neoclássica do comércio internacional, o que é insuficiente para explicar a especialização e o comércio observados empiricamente. Ademais, admitindo-se livre movimentação de capital e trabalho no espaço, o modelo neoclássico do comércio não prediz o tamanho das regiões e nada infere sobre a localização das atividades produtivas. Portanto, os retornos crescentes à escala são essenciais para explicar a distribuição geográfica das atividades econômicas.

ASPECTOS METODOLÓGICOS: FONTE DE DADOS, MATRIZ DE VIZINHANÇA E MODELO ESTIMADO

Este trabalho utilizou como principal fonte de dados a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), uma vez que os principais índices de concentração industrial são calculados a partir de dados sobre o pessoal ocupado

por área geográfica e setores de atividades. Foram levantadas a partir da RAIS/MTE informações sobre a quantidade de empregos na região e a quantidade de estabelecimentos industriais presentes na região para o ano de 2010, formando, assim, um *cross section* de dados que foram utilizados para construir as variáveis utilizadas no modelo econométrico.

Apesar das já conhecidas deficiências apresentadas pela RAIS/MTE, como destacado por Resende e Wyllie (2005), para o que se propõe realizar nesse trabalho, os dados da RAIS/MTE se adéquam bem a esses propósitos e será utilizado por ser a melhor fonte de dados que se dispõem para esse tipo de análise.

Para a divisão dos setores da indústria de transformação, foi utilizada a classificação de acordo com o grau de intensidade tecnológica, de acordo com a classificação da *Organization for economic cooperation and development* (OCDE), que utiliza o indicador de intensidade de Pesquisa e desenvolvimento (P&D), que é um índice obtido pela divisão dos gastos com P&D pelo valor adicionado ou pela produção, para classificar os setores em quatro grupos de acordo com a intensidade tecnológica, são eles: alta intensidade tecnológica, média alta intensidade tecnológica, média baixa intensidade tecnológica e baixa intensidade tecnológica.

Um problema que poderia surgir com o uso da classificação da OCDE seria o fato dessa classificação ter sido elaborada para países desenvolvidos, porém pode-se considerar que ela representa uma boa aproximação da realidade brasileira, como explica o IBGE (2000, p. 22 apud Feijó, Carvalho e Rodriguez, 2003, p. 24).

“É bastante semelhante a ordenação de atividades CNAE de acordo com a taxonomia da OCDE e a ordenação das mesmas atividades na Pesquisa de Atividade Econômica Paulista (PAEP) 1996 (Fundação SEADE), de acordo com a participação das empresas inovadoras no valor agregado setorial, o que mostra que esta taxonomia é também aplicável para o Brasil.”

Assim, o quadro 1 mostra os setores da divisão da CNAE 2.0, para a indústria de transformação, classificados de acordo com o grau de intensidade tecnológica.

Classificação de intensidade tecnológica da OCDE	Divisão CNAE
Baixa tecnologia	15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 36, 37
Média baixa tecnologia	23, 25, 26, 27, 28
Média alta tecnologia	24, 29, 31, 33, 34, 35
Alta tecnologia	30, 32

Quadro 1 - classificação dos setores de atividades de acordo com o uso de tecnologia
Fonte: adaptado pelos autores de Feijó, Carvalho e Rodriguez, 2003.

Do ponto de vista geográfico, tomam-se como unidade básica de estudo as microrregiões brasileiras definidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no total de 557 microrregiões², que permite agrupar vários municípios para que se possam captar as possíveis relações industriais locais que ultrapassam as fronteiras de em município específico.

Para que se possam observar os efeitos espaciais sobre a presença de economias de escalas, foi estabelecida como critério de vizinhança a convenção rainha, que considera como vizinhas regiões que possuem fronteiras com extensão diferente de zero e quando os vértices das regiões são considerados como contínuos (ALMEIDA, 2004).

² Retirou-se da amostra a microrregião de Fernando de Noronha, tanto por não ter atividade industrial relevante como por não ter fronteira com outra microrregião.

Utilizando o conceito de vizinhança definido acima, construiu-se uma matriz de ponderação espacial quadrada e simétrica de ordem 557, com um total de 310.249 elementos, onde os elementos assumem dois valores: $a_{ij}=1$ se as regiões i e j forem vizinhas ou $a_{ij}=0$ se as regiões i e j não forem vizinhas. Ademais, padronizou-se tal matriz de forma que a soma dos elementos de suas linhas sejam iguais a 1, o que torna a matriz assimétrica, mas o que garante a interpretação de média dos valores da variável nos vizinhos para a defasagem espacial (ALMEIDA, 2004).

Para identificar a presença de dependência espacial na especialização industrial e nas economias de escala utilizaremos as estatísticas I de *Moran* para testar a associação espacial global e a estatística I de *Moran* local, para testar a associação espacial local, além de mapas de *clusters* e do *Moran Scatterplot*.

Índice de correlação espacial mais conhecido, o I de *Moran*, que varia em um intervalo de -1 a 1, fornece uma medida geral de associação espacial existente no conjunto de dados (NEVES et al, 2000). Como hipótese nula, o teste admite que não há autocorrelação espacial, sendo o padrão de associação espacial devido ao acaso. No caso da hipótese nula ser rejeitada, valores positivos do teste indica a presença de autocorrelação espacial positiva, no sentido de que os valores da variável em estudo apresentem valores semelhantes em regiões vizinhas, ocorrendo o contrário caso o valor do teste seja negativo. O I de *Moran* é definido como:

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \cdot \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y}) (y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2}$$

Em que n é o número de observações, y é a variável em estudo e w_{ij} são elementos da matriz W .

No entanto, existe um problema em se utilizar apenas os índices globais de associação espacial. Anselin (1995) afirma que as estatísticas globais de associação espacial não tem capacidade de identificar a ocorrência de autocorrelação local estatisticamente significativa, uma vez que as estatísticas globais podem ocultar padrões de associação local, através de uma indicação de ausência de autocorrelação global, ou pode camuflar padrões de associação como *clusters* ou *outliers* espaciais, através da indicação de uma forte autocorrelação global. Nesse sentido, os índices LISA (*local indicator spatial association*) são utilizados para superar esse obstáculo e capturar padrões locais de associação linear estatisticamente significativa (ALMEIDA, 2004).

A estatística LISA mais conhecida é o I de *Moran* local, que é obtido a partir da decomposição do indicador global e decompõe a contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de *Moran* (ANSELIN, 1995). A seguir, a definição do I de *Moran* local:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n}$$

Em que n é o número de observações, y é a variável em estudo e w_{ij} são elementos da matriz W .

Segundo Almeida (2004), “a interpretação intuitiva é que o I local provê uma indicação do grau de agrupamento dos valores similares em torno de uma determinada observação, identificando *clusters* espaciais estatisticamente significantes”. Para analisarmos o I de *Moran* local, iremos utilizar o *Moran Scatterplot* e o mapa de *clusters*.

O *Moran Scatterplot*, ou diagrama de dispersão de *Moran*, é uma das formas de interpretar o I de *Moran*. Nele, O I de *Moran* é representado pelo coeficiente angular de uma regressão entre a variável em estudo e seus valores defasados espacialmente. Esse diagrama é dividido em quatro quadrantes, onde cada quadrante representa um tipo de associação espacial local (alto-alto, baixo-alto, baixo-baixo e alto-baixo).

Já o mapa de *clusters*, ou mapa de dispersão de *Moran*, é simplesmente o mapeamento dos resultados obtidos no diagrama de dispersão, e tem como principal vantagem fornecer ao pesquisador a possibilidade de perceber visualmente a formação de *clusters* de padrão de associação espacial (ALMEIDA, 2004).

Para estimar o efeito da especialização industrial sobre as economias de escalas foi utilizado o modelo proposto por Holmes e Stevens (2002), que sugere a decomposição do quociente locacional para captar duas possíveis fontes de especialização nas regiões: a relação entre o número de estabelecimentos por trabalhador na região comparado ao correspondente indicador nacional e a presença das economias de escalas, medida pelo tamanho médio dos estabelecimentos na região comparado ao tamanho médio nacional.

O quociente locacional é uma medida de especialização industrial tradicional na literatura de economia regional e para o seu cálculo utiliza-se a seguinte fórmula:

$$Q_{i,l}^x = \frac{x_{i,l}/x_l}{x_i/x} \quad (1)$$

Onde $x_{i,l}$ é emprego na indústria i da região l , x_l é o emprego total das indústrias da região l , x_i é o emprego na indústria i de todas as regiões e x é o emprego total das indústrias do país.

A decomposição do quociente locacional é feita por meio de uma manipulação matemática, partindo da expressão (1) chegando à identidade (2).

$$Q_{i,l}^x = Q_{i,l}^n \cdot Q_{i,l}^s \quad (2)$$

Sendo que:

$$Q_{i,l}^n = \frac{n_{i,l}/n_i}{x_l/x} \quad (2.1)$$

$$Q_{i,l}^s = \frac{x_{i,l}/n_{i,l}}{x_i/n_i} \quad (2.2)$$

Onde $n_{i,l}$ é o número de estabelecimentos da indústria i da região l e n_i é o total de estabelecimento da indústria i no país

Aplicando logaritmos nos dois lados da equação (2) tem-se:

$$q_{i,l}^x = q_{i,l}^n + q_{i,l}^s \quad (3)$$

Onde: $q_{i,l}^j = \ln(Q_{i,l}^j)$ $j=x,n,s$

As expressões (2.1) e (2.2) representam, respectivamente, a relação entre o número de estabelecimentos por trabalhador na região comparado ao correspondente indicador nacional (qn) e o tamanho médio dos estabelecimentos na região comparado ao tamanho médio nacional (qs), que é utilizado como uma *proxy* da presença de economias de escala.

Feita essa decomposição, Holmes e Stevens (2002) estimaram uma regressão de qs em função de qx , dada pela expressão (4), para testar a hipótese de que a especialização de uma região afeta o tamanho médio das plantas industriais naquela região.

$$q_{i,l}^s = \alpha_i + \beta_i^x q_{i,l}^x + \varepsilon_{i,l} \quad (4)$$

Holmes e Stevens (2002) chegaram à conclusão de que quanto maior for o grau de especialização de uma região em determinada indústria, maior será o tamanho médio das plantas industriais da referida indústria na região, comparada as plantas industriais da mesma indústria em outras regiões do país, sugerindo a especialização como fonte de economias de escala.

No entanto, como o modelo de Holmes e Stevens (2002) não considera a possível presença de efeitos espaciais, espera-se que a não inclusão destes efeitos subestimem o impacto da especialização sobre as economias de escalas. Dessa forma, propõe-se a estimação de um modelo que incorpore tais efeitos.

Como não sabemos a priori qual o tipo de dependência espacial existente no modelo (se existe autocorrelação espacial nos termos de erro, dependência espacial na variável

dependente, dependência espacial na variável independente ou uma combinação dos três efeitos), definiu-se o modelo de Manski (1993), que incorpora todos os efeitos possíveis, como mostrado a seguir.

$$Y = \rho W_1 Y + \alpha I_n + X\beta + W_1 X\theta + \varepsilon \quad (5)$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + u \quad (6)$$

Onde Y é um vetor de variáveis dependentes (qs), X é um vetor de variáveis independentes (qx), β é o vetor de parâmetros a ser estimado, W_1 e W_2 são as matrizes de ponderação espacial (neste caso, elas são iguais, embora isso não seja necessário), u é o termo de erro aleatório com média zero e variância constante, θ é o parâmetro associado a variável independente defasada, λ é o parâmetro autorregressivo associado ao termo de erro e, por fim, ρ é o parâmetro autorregressivo associado a variável dependente defasada.

O interessante em assumir esta especificação reside no fato de que dependendo dos valores de ρ , λ e θ esta especificação cobre sete modelos diferentes. No caso de termos, simultaneamente, $\rho \neq 0$, $\lambda \neq 0$ e $\theta \neq 0$ estaremos no modelo de Manski, em que a dependência espacial esta presente tanto nos termos de erro, na variável dependente defasada e na variável independente defasada. No caso em que, $\rho \neq 0$, $\lambda \neq 0$ e $\theta = 0$ estaremos no modelo SARMA (*spatial autorregressive and moving average*), em que a dependência espacial esta presente tanto nos termos de erro quanto na variável dependente. Se tivermos $\rho \neq 0$, $\lambda = 0$ e $\theta \neq 0$ teremos o *spatial Durbin model*, no qual o efeito espacial está presente na defasagem das variáveis dependente e independentes. Se, por outro lado $\rho = 0$, $\lambda \neq 0$ e $\theta \neq 0$ teremos o *spatial Durbin error model*, onde o efeito espacial está presente nos termos de erro e na variável independente. No caso em que $\rho \neq 0$, $\lambda = 0$ e $\theta = 0$ teremos o modelo SAR (*spatial autorregressive*), onde a dependência espacial esta presente na variável dependente. No caso em que $\rho = 0$, $\lambda \neq 0$ e $\theta = 0$ teremos o modelo SEM (*spatial error*), onde existe autocorrelação espacial nos termos de erro. E, por fim, quando temos, simultaneamente, $\rho = 0$, $\lambda = 0$ e $\theta = 0$ não existe efeitos espaciais e, desta forma, temos um modelo clássico de regressão linear.

Para detectar qual especificação capta de forma mais apropriada o efeito espacial sobre as economias de escala, foram utilizados os testes dos multiplicadores de Lagrange, o critério de informação de Akaike e comparado os valores da função de máxima verossimilhança.

Segundo Almeida (2004), os testes do tipo multiplicadores de Lagrange (LM) tanto contra a defasagem LM_ρ quanto contra o erro espacial LM_λ não apresentam muito poder, uma vez que sob a hipótese nula de ausência de dependência espacial a estatística do teste segue uma distribuição qui-quadrado com 1 grau de liberdade, enquanto que no caso de má especificação local, ou seja, quando há dependência espacial, o teste se transforma em uma qui-quadrado não centralizada, fazendo com que o teste rejeite a hipótese nula com muita frequência. Neste sentido, as versões robustas (RLM) destes testes foram desenvolvidas para contornar este problema, incorporando um fator de correção para levar em consideração a má especificação local, aumentando o poder do teste.

Para detectar a forma funcional correta, Florax et al (2003 apud ALMEIDA, 2004) sugerem a utilização de uma estratégia de “identificação híbrida”, utilizando os testes clássicos e robustos para a autocorrelação espacial. A estratégia de identificação consiste em estimar, no primeiro passo, o modelo por OLS e, em seguida, testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido à defasagem ou ao erro através das estatísticas clássicas LM_ρ e LM_λ . Se estes testes não forem significantes, utiliza-se o modelo OLS como sendo o modelo mais apropriado. Se ambos forem significantes, utilizam-se as versões robustas RLM_ρ e RLM_λ para decidir qual modelo deve ser estimado. Se RLM_ρ é significativa e RLM_λ não é, estima-se o modelo SAR. Se RLM_ρ não é significativa e RLM_λ é significativa, o modelo mais apropriado

deve ser o modelo SEM. Se ambos forem significantes e $RLM_\rho > RLM_\lambda$, estima-se o modelo SAR, enquanto que se $RLM_\rho < RLM_\lambda$, o modelo SEM deve ser o mais apropriado.

No entanto, quando ambos, RLM_ρ e RLM_λ , são significantes, pode ser que a especificação correta do modelo não seja nem o modelo SAR e nem o modelo SEM, e sim o modelo SARMA. Dessa forma, utilizaremos o teste SARMA ($LM_{\rho\lambda}$), que testa a presença simultânea do efeito espacial na variável defasada e no erro. Este teste segue uma distribuição qui-quadrado com dois graus de liberdade, o que diminuiu o poder do teste.

Quanto à possibilidade de a especificação correta ser um dos modelos de Durbin ou o modelo de Manski, realizaram-se testes individuais sobre o coeficiente θ e, em caso dele apresentar significância estatística, reuniram-se as informações dos testes anteriores para definir o modelo que melhor capta o efeito espacial.

RESULTADOS³

Análise exploratória espacial dos dados

Com o intuito de verificar a hipótese de que o efeito espacial tem um papel importante para explicar a relação entre economias de escala e especialização industrial, nesta subseção apresentaremos os resultados dos testes citados anteriormente para a detecção de dependência espacial nos dados.

A seguir, a tabela 1 apresenta os resultados da estatística I de *Moran* para o quociente locacional e para o indicador de economias de escala nas microrregiões brasileiras.

Tabela 1: I de *Moran* para as variáveis quociente locacional (ql) e indicador de economia de escala (qs)

Tipo de indústria	Variável	I de <i>Moran</i>	Média	Std. Error	p-valor
Baixa tecnologia	ql	0.3758	-0.0019	0.0258	0.00002
	qs	0.3066	-0.0018	0.0235	0.00002
Média baixa tecnologia	ql	0.2393	-0.0020	0.0257	0.00002
	qs	0.1078	-0.0018	0.0218	0.00050
Média alta tecnologia	ql	0.2453	-0.0018	0.0254	0.00002
	qs	0.0028	-0.0017	0.0212	0.23394
Alta tecnologia	ql	0.1568	-0.0018	0.0196	0.00096
	qs	0.1800	-0.0017	0.0231	0.00024

Fonte: Elaborado pelos Autores

Como podemos ver na tabela 1, em todos os setores existe uma autocorrelação positiva entre os valores do quociente locacional, indicando que regiões com um grau de especialização semelhante estão próximas. O mesmo ocorre para o indicador de economias de escala que, com exceção do setor de média alta tecnologia, em todos os outros setores apresenta autocorrelação espacial positiva e significativa.

No entanto, como citado anteriormente, nem sempre às estatísticas globais refletem o padrão local de associação espacial. Desta forma, para representar o padrão local de associação espacial, as estatísticas LISA são apresentadas a seguir.

³ Os resultados apresentados nesta seção foram obtidos com o auxílio do software estatístico R (2010), mais precisamente com o auxílio do pacote “spdep”, desenvolvido por Bivand et al (2011). Utilizou-se ainda o software Geoda, desenvolvido por Anselin et al (2006).

As figuras de 1 a 8 mostradas a seguir mostram o resultado do *Moran Scatterplot* para as variáveis *ql* e *qs* para cada um dos quatro setores industriais utilizados neste trabalho. A análise do *Moran Scatterplot* mostra que em todas as indústrias há uma tendência de autocorrelação espacial positiva, com as observações distribuídas no primeiro (alto-alto) e terceiro (baixo-baixo) quadrantes, tanto para o quociente locacional quanto para indicador de economias de escala.

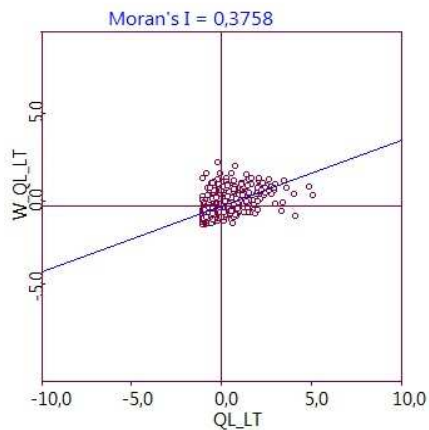


Figura 1 - *Moran Scatterplot* para QL do segmento de baixa tecnologia

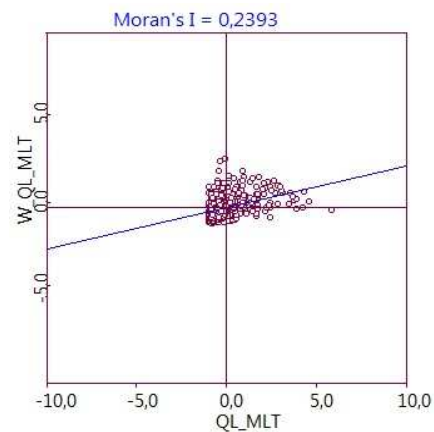


Figura 2 - *Moran Scatterplot* para QL do segmento de média baixa tecnologia

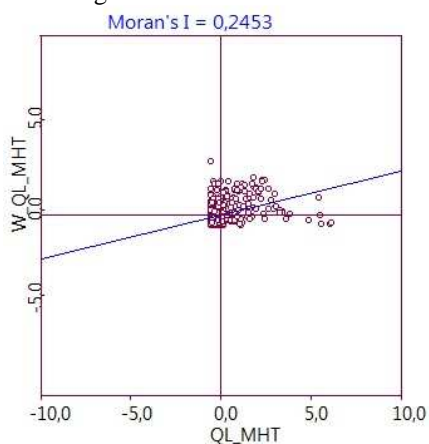


Figura 3 - *Moran Scatterplot* para QL do segmento de média alta tecnologia

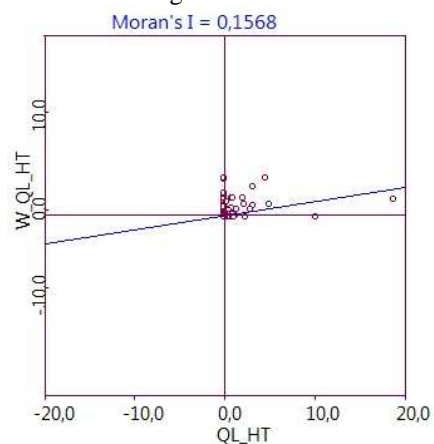


Figura 4 - *Moran Scatterplot* para QL do segmento de alta tecnologia

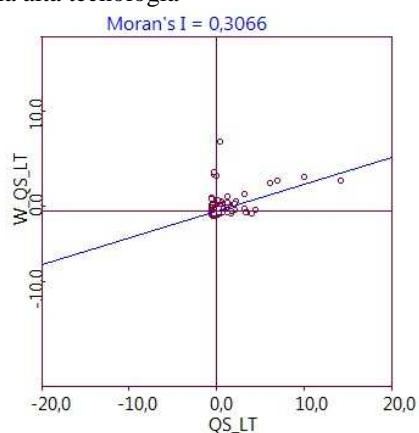


Figura 5 - *Moran Scatterplot* para QS do segmento de baixa tecnologia

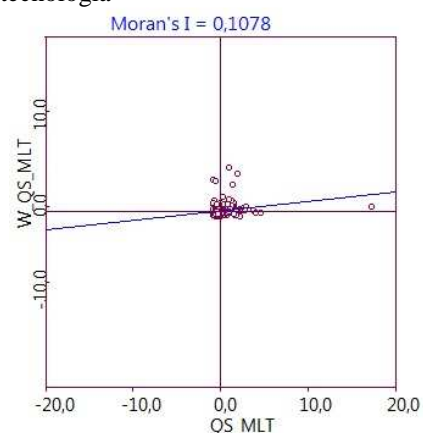


Figura 6 - *Moran Scatterplot* para QS do segmento de média baixa tecnologia

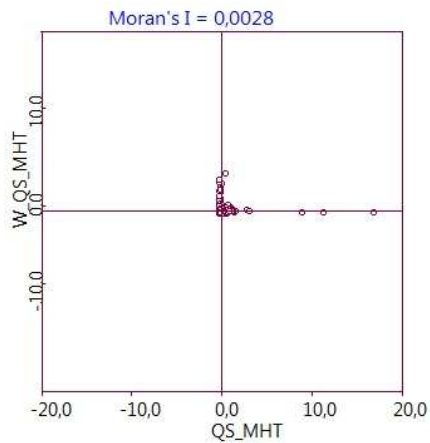


Figura 7 - Moran Scatterplot para QS do segmento de média alta tecnologia

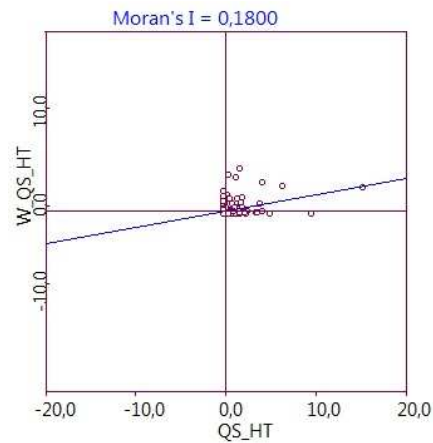


Figura 8 - Moran Scatterplot para QS do segmento de alta tecnologia

Para verificar a formação de *clusters* de padrão de associação espacial, as figuras de 9 a 16 a seguir mostram os resultados obtidos no mapa de dispersão de *Moran*.

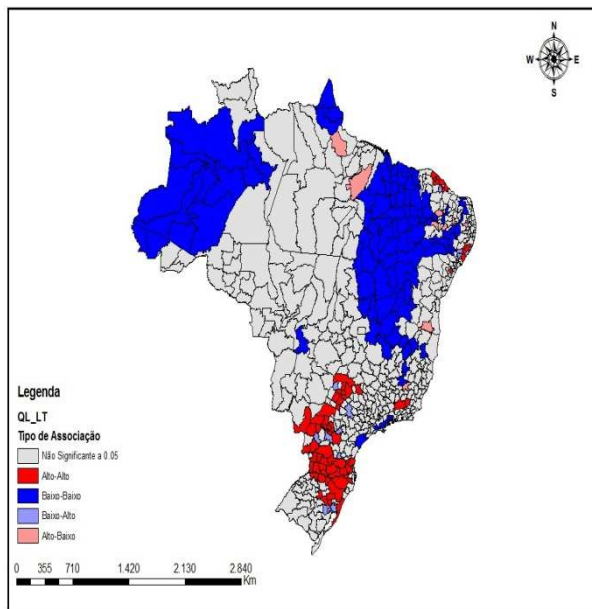


Figura 9 – Mapa de dispersão de *Moran* para QL do segmento de baixa tecnologia

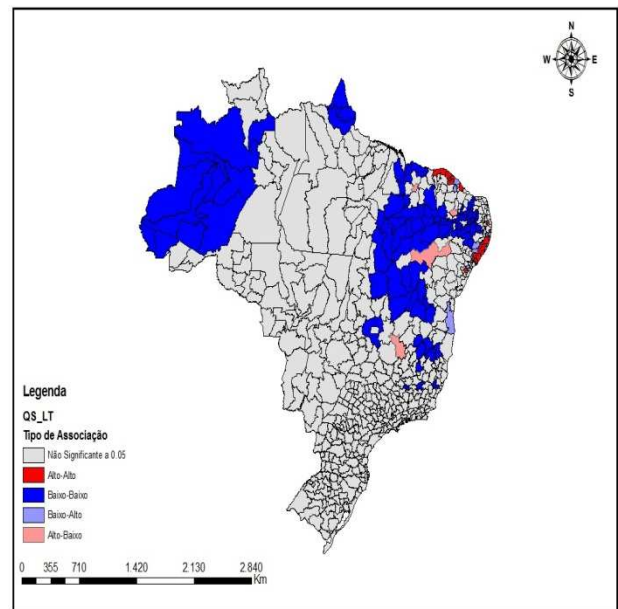


Figura 10 - Mapa de dispersão de *Moran* para QS do segmento de baixa tecnologia

Os mapas para os segmentos de baixa tecnologia são apresentados nas figuras 9 e 10. Na figura 9 podemos perceber que existe a formação de *clusters* de especialização do tipo alto-alto nas regiões Sul e Sudeste, enquanto que nas regiões Norte e Nordeste há a predominância de *clusters* do tipo baixo-baixo, com exceção da região litoral do Ceará e de Alagoas, onde existe a ocorrência de *clusters* significativos do tipo alto-alto. Em relação às economias de escalas, a figura 10 mostra que existe um padrão semelhante, com a formação de *clusters* do tipo baixo-baixo nas regiões Norte e Nordeste, do tipo alto-alto nas regiões do litoral do Ceará e de Alagoas, mas sem a formação de *clusters* significativos nas regiões Sul e Sudeste.

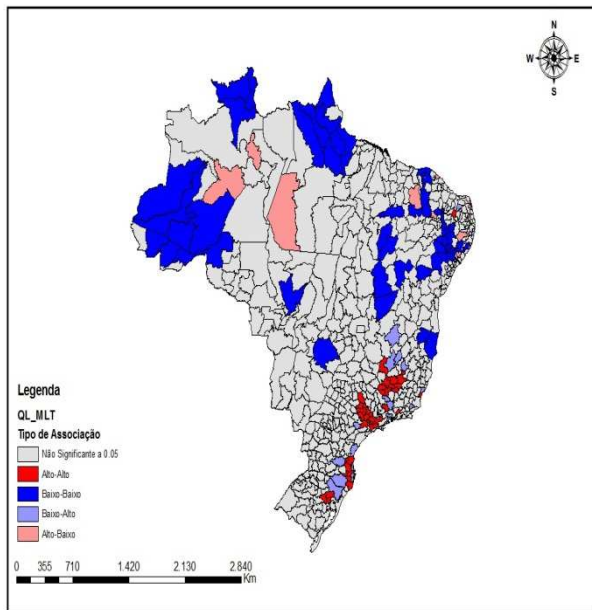


Figura 11 – Mapa de dispersão de *Moran* para QL do segmento de média baixa tecnologia

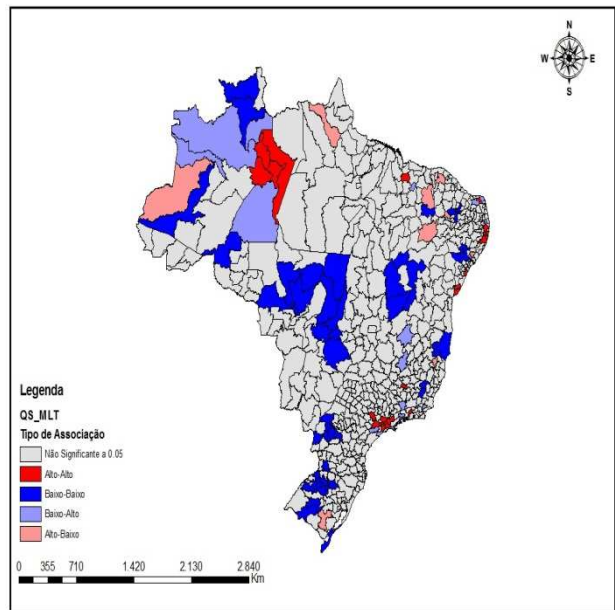


Figura 12 - Mapa de dispersão de *Moran* para QS do segmento de média baixa tecnologia

No setor de média baixa tecnologia, a ocorrência de *clusters* com um alto grau de especialização industrial, apresentados na figura 11, se dá nos estados de Minas Gerais, São Paulo, Rio Grande do Sul e Santa Catarina, enquanto que os *clusters* do tipo baixo-baixo estão espalhados pelas regiões Norte e Nordeste em sua maioria. Em relação às economias de escala, a figura 12 mostra que a ocorrência de *clusters* do tipo alto-alto ocorre no Estado de São Paulo e em regiões próximas a Manaus e Recife.

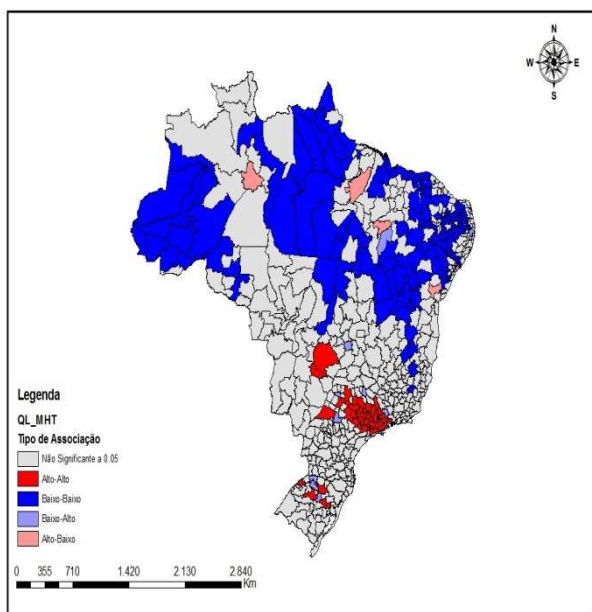


Figura 13 – Mapa de dispersão de *Moran* para QL do segmento de média alta tecnologia

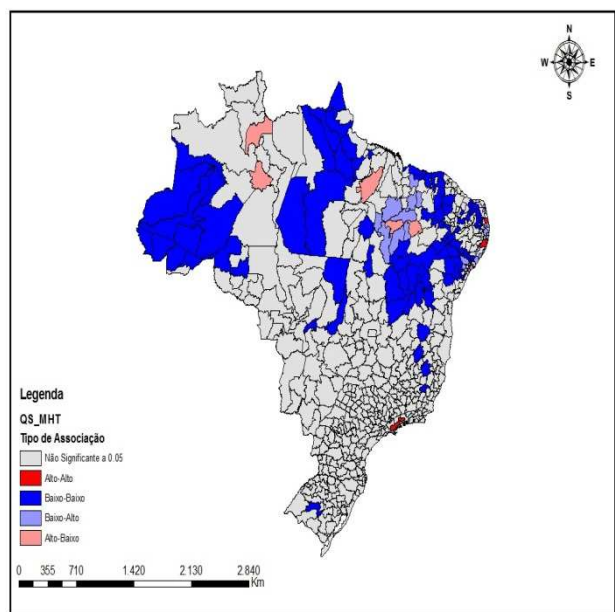


Figura 14 - Mapa de dispersão de *Moran* para QS do segmento de média alta tecnologia

No setor de média alta tecnologia, pode-se ver claramente na figura 13 a formação de *clusters* do tipo alto-alto nos estados de Minas Gerais, São Paulo e Rio Grande do Sul, enquanto que nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste predominam a ocorrência de regiões pouco especializadas. Quanto às economias de escalas, a figura 14 mostra que há apenas dois

clusters do tipo alto-alto, um em Pernambuco, abrangendo as microrregiões da Mata Meridional Pernambucana e de Suape, e o outro no estado de São Paulo, nas microrregiões de Bananal e Paraibuna/Paraitinga.

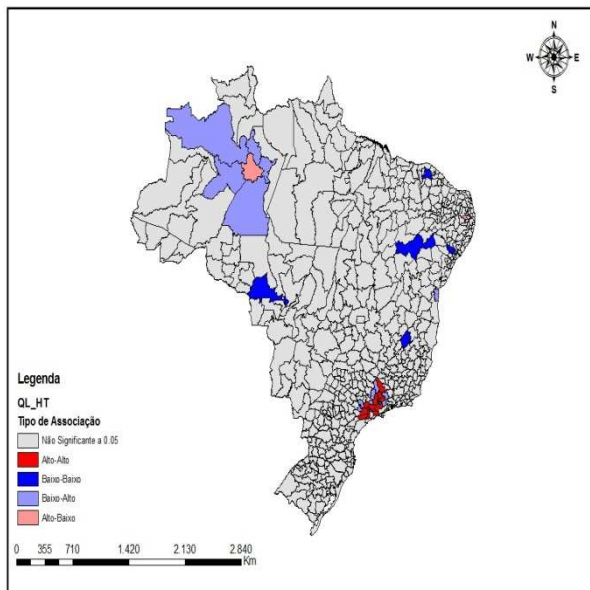


Figura 11 – Mapa de dispersão de Moran para QL do segmento de alta tecnologia

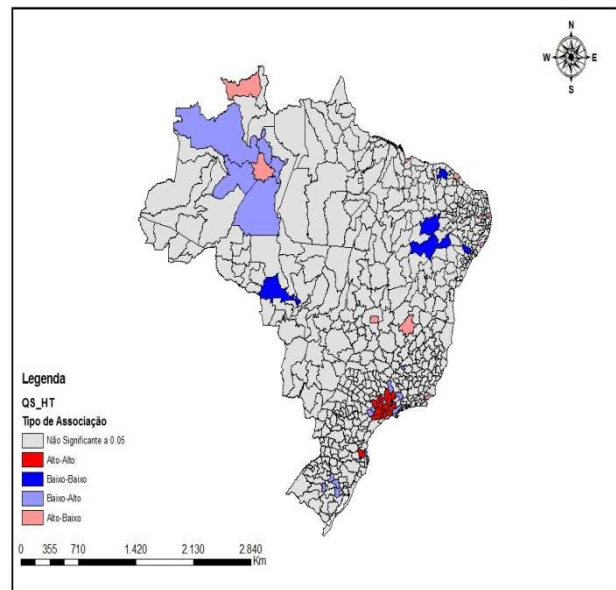


Figura 12 - Mapa de dispersão de Moran para QS do segmento de alta tecnologia

Por fim, no setor de alta tecnologia, a figura 15 mostra que as regiões especializadas nesta indústria estão localizadas nos estados de São Paulo e Minas Gerais, onde há a formação de um cluster do tipo alto-alto. Podemos ver ainda a região de Manaus, destoando do restante da região Norte, devido ao polo industrial estabelecido naquela microrregião. Quanto às economias de escala, a figura 16 praticamente reproduz a figura 15, com um *cluster* do tipo alto-alto nos estados de Minas Gerais e São Paulo e a região de Manaus destoando do restante da região Norte.

Percebemos que os mapas de dispersão de Moran indicam um padrão semelhante de clusterização para as variáveis em estudo. Verificamos que, em geral, regiões com alto-alto para especialização, também apontaram alto-alto para economias de escala. Isso nos dá mais um indicativo de que a especialização da atividade industrial gera economias de escala. No entanto, a formação de *clusters* como visto nos mapas, nos leva a crer que existe um padrão de autocorrelação espacial local e, assim, espera-se que essa autocorrelação espacial seja importante para influenciar a relação entre especialização industrial e economias de escala nas microrregiões brasileiras. Na próxima subseção, apresentaremos os resultados dos modelos econométricos estimados, comparando os resultados obtidos quando incluídos os efeitos espaciais e sem a inclusão de tais efeitos.

Resultados da estimação do modelo econométrico de impacto da especialização sobre as economias de escala

A seguir, a tabela 2 apresenta os resultados referentes à estimação do modelo econométrico do impacto da especialização industrial sobre as economias de escala, sem a inclusão dos efeitos espaciais.

Tabela 2: Estimaco do modelo sem a incluso dos efeitos espaciais (OLS)

Variveis	Baixa tec.	Mdia baixa tec.	Mdia alta tec.	Alta tec.
Intercepto	-0.10468 (0.02378)	-0.20573 (0.02593)	0.02361* (0.03222)	-0.49582 (0.06647)
β	0.57151 (0.01771)	0.51634 (0.01932)	0.66925 (0.01320)	0.62953 (0.02355)
\bar{R}^2	0.6533	0.5720	0.8399	0.8112
Akaike	884.87	822.58	797.82	307.78

Fonte: Elaborado pelos Autores

Nota: * no significativa a 5%; Desvio padro entre parnteses.

Os resultados mostrados acima indicam que a especializao industrial contribui para a presena de economias de escala, uma vez que todos os coeficientes so estatisticamente maiores que zero. Observamos ainda que o modo como s especializaes impactam sobre a gerao de economias de escala  bastante diferenciado entre os segmentos estudados, note que o impacto da especializao  maior nos segmentos de mdia-alta e alta tecnologia.

Como existe a hiptese de dependncia espacial na presena de economias de escala, foi realizado um teste de autocorrelao espacial nos resduos da regresso estimada acima, atravs da estatstica I de *Moran*, cujos resultados so apresentados a seguir.

Tabela 3: I de *Moran* para os resduos do modelo (OLS)

Tipo de indstria	I de <i>Moran</i>	Mdia	Varincia	p-valor
Baixa tecnologia	0.3953	-0.0026	0.0007	0.00001
Mdia baixa tecnologia	0.4306	-0.0023	0.0007	0.00001
Mdia alta tecnologia	0.3411	-0.0028	0.0009	0.00001
Alta tecnologia	0.0794	-0.0074	0.0056	0.12400

Fonte: Elaborado pelos Autores

Os resultados apresentados na tabela 3 mostram que, a exceo da indstria de alta tecnologia, em todas as outras indstrias existe autocorrelao espacial positiva nos resduos da regresso estimada por OLS, representados pelos valores positivos e significantes da estatstica I de *Moran*, indicando que o modelo que mais se adqua para explicar a relao entre especializao industrial e economias de escala no seja o modelo clssico (OLS), e sim um modelo espacial.

Para determinar qual o modelo mais apropriado para modelar esta relao, foram realizados os testes dos multiplicadores de Lagrange, cujos resultados so apresentados na tabela 4 a seguir.

Tabela 4: Testes dos multiplicadores de Lagrange

Teste	Baixa tecnologia		M - baixa tecnologia		M - alta tecnologia		Alta tecnologia	
	Valor est.	p-valor	Valor est.	p-valor	Valor est.	p-valor	Valor est.	p-valor
LM_λ	227.7302	0.000001	252.801	0.000001	133.2113	0.000001	1.3955	0.237500
LM_p	47.1364	0.000001	46.7527	0.000001	0.4758	0.490300	0.8206	0.365000
RLM_λ	191.05	0.000001	242.9615	0.000001	172.5815	0.000001	0.7464	0.387600
RLM_p	10.4562	0.001222	36.9131	0.000001	39.8461	0.000001	0.1716	0.678700
SARMA	238.1864	0.000001	289.7141	0.000001	173.0574	0.000001	1.5671	0.456800

Fonte: Elaborado pelos Autores

Os resultados dos testes dos multiplicadores de Lagrange, tanto na versão clássica quanto na versão robusta, mostram que, com exceção do setor de alta tecnologia, em todos os setores apresentam dependência espacial tanto nos termos de erro quanto na variável dependente defasada, indicando que o modelo correto tanto pode ser o modelo SEM quanto o modelo SAR.

Diante disto, analisou-se o teste SARMA, para verificar se a especificação correta do modelo incorpora os dois efeitos simultaneamente. Os resultados mostrados na tabela 4 indicam que com exceção do setor de alta tecnologia, em todos os outros setores a especificação correta deve ser o modelo SARMA.

No entanto, os resultados mostram que há uma correlação espacial significativa quanto à especialização industrial, o que nos leva a crer que a especialização de uma microrregião em um determinado segmento industrial induza as microrregiões vizinhas a se especializarem no mesmo segmento. Esse processo pode vir a gerar economias de escala nas regiões vizinhas via efeitos de *spillovers*.

Dessa forma, escolheu-se como a especificação correta o modelo de Manski (1993), que incorpora o efeito da autocorrelação espacial nos erros, na variável dependente (economias de escala) e na variável independente (especialização). O modelo de Manski é o mais apropriado para modelar o efeito espacial da relação em estudo, pois, além da especialização industrial, a presença de economias de escala em uma dada microrregião também é afetada por fatores não modelados de regiões vizinhas, como fatores socioeconômicos e de infraestrutura, que, em geral, apresentam autocorrelação espacial, e por possíveis efeitos de *spillovers*.

Tabela 5: Estimação do modelo com a inclusão dos efeitos espaciais (Modelo de Manski)

Variáveis	Baixa tec.	Média baixa tec.	Média alta tec.	Alta tec.
Intercepto	-0.026388* (0.014457)	-0.036237 (0.013932)	-0.021999* (0.016596)	-0.293978 (0.083531)
β	0.638115 (0.018767)	0.601886 (0.016676)	0.747907 (0.013603)	0.635195 (0.023165)
ρ	0.80452 (0.047789)	0.89178 (0.024958)	0.828000 (0.034369)	0.459160 (0.12984)
θ	-0.543332 (0.034581)	-0.566247 (0.024198)	-0.650700 (0.026448)	-0.302953 (0.092468)
λ	-0.41774 (0.123910)	-0.78624 (0.084109)	-0.72663 (0.084868)	-0.36503 (0.16453)
Pseudo \bar{R}^2	0.75242	0.73098	0.88655	0.82142
LR test	185.2	247.46	168.09	8.2755
Log likelihood	-346.8304	-284.5609	-311.8669	-146.7517
Akaike	705.66	581.12	635.73	305.5

Fonte: Elaborado pelos Autores

Nota: * não significante a 5%; Desvio padrão entre parênteses.

Os resultados apresentados na tabela 5 mostram o modelo de Manski estimado para todos os segmentos. Todas as estimativas são estatisticamente significantes ao nível de 5%. O parâmetro β capta o possível efeito da especialização industrial sobre a geração de economias de escala. Como se pode perceber, as estimativas β são positivas, corroborando, assim, com nossa hipótese inicial de que especialização contribui para economias de escala. No entanto, se compararmos os resultados com os apresentados no modelo estimado por OLS, percebemos que a não inclusão dos efeitos espaciais subestima o efeito da especialização industrial sobre as economias de escala, já que as estimativas dos parâmetros considerando efeitos espaciais foram maiores do que as estimadas via OLS.

O valor positivo de ρ indica que existe dependência espacial positiva na variável dependente defasada, indicando que a presença de economias de escala nas regiões vizinhas favorece o desenvolvimento de economias de escala na região em questão. A presença de economias de escala em uma dada microrregião pode se dar por um ambiente produtivo especializado, indo de acordo com as ideias de Marshall, ou via um ambiente diversificado, agora, nas ideias de Jacobs. Esse resultado é inconclusivo quanto ao tipo de estrutura econômica que gera economias de escala, porém nos mostra que havendo economia de escala em regiões vizinhas, há também na região em questão.

Em relação aos valores de θ , em todos os setores eles se mostraram negativos e estatisticamente significantes. Isso implica que não há evidências de *spillovers* positivos entre regiões vizinhas, já que a especialização industrial em microrregiões vizinhas não afetam positivamente as economias de escala de uma determinada microrregião. Esse resultado contraria o efeito direto na especialização, captado por β , nos indicando que as regiões vizinhas, especializadas em uma mesma atividade industrial, atuam como correntes na atração emprego, o implicaria em efeito negativo na geração de economias de escala.

Quanto ao valor negativo de λ , isso indica que os efeitos não modelados apresentam autocorrelação espacial negativa. Mais uma vez, acreditamos que em se tratando de regiões especializadas, variáveis como de infraestrutura, ou, fatores socioeconômicos de uma região agem como força de atração de emprego vindo de regiões vizinhas.

Por fim, para verificar o tamanho do viés causado pela não inclusão do efeito espacial na análise, a tabela 6 faz um resumo dos valores obtidos nos modelos estimados via OLS e via modelo de Manski, fazendo uma comparação com o efeito direto e com o efeito líquido, com a respectiva variação percentual.

Tabela 6: Variação percentual do impacto da variável explicativa no modelo espacial (Manski) comparado com modelo clássico (OLS)

Tipo de indústria	β (OLS)	β (Manski)	θ (Manski - EI)	$ \beta - \theta $ (Manski - EL)	Δ (%) ED $\beta(\text{Manski})/\beta(\text{OLS})-1$	Δ (%) EL $ \beta - \theta /\beta(\text{OLS})-1$
Baixa tecnologia	0.5715	0.6381	-0.5433	0.0948	11.6542	-83.4153
Média baixa tecnologia	0.5163	0.6019	-0.5662	0.0356	16.5678	-93.0978
Média alta tecnologia	0.6693	0.7479	-0.6507	0.0972	11.7530	-85.4752
Alta tecnologia	0.6295	0.6352	-0.3030	0.3322	0.8999	-47.2238

Fonte: Elaborado pelos Autores

Nota: ED - Efeito Direto; EI - Efeito Indireto; EL - Efeito Líquido.

Os resultados apresentados na tabela 6 mostram que a não inclusão dos efeitos espaciais subestimam o efeito da especialização sobre as economias de escala em 16,5% no setor de média baixa tecnologia, enquanto que nos setores de baixa e média baixa tecnologia este valor é próximo de 12%. Já no setor de alta tecnologia, a inclusão dos efeitos espaciais aumenta o valor em apenas 0,89%, o que era esperado, uma vez que os testes mostraram que o modelo OLS era o mais adequado para modelar a relação entre economias de escala e especialização industrial no setor de alta tecnologia.

No entanto, quando o efeito da defasagem espacial da especialização industrial é incluído no modelo, temos que o efeito líquido da especialização industrial se reduz em 83% no setor de baixa tecnologia, 93% no setor de média baixa tecnologia, 85% no setor de média alta tecnologia e 47% no setor de alta tecnologia, o que nos leva a conclusão de que a não inclusão da defasagem espacial da especialização industrial superestima o efeito líquido da especialização industrial sobre as economias de escala.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou aplicar uma nova abordagem metodológica para a estimação dos efeitos da especialização industrial sobre a presença de economias de escala. O aspecto relevante desta construção metodológica é a incorporação dos efeitos espaciais na análise, que se mostraram significantes para explicar a relação em estudo.

Os resultados apresentados neste trabalho mostraram, conforme o esperado, que a presença de economias de escala é determinada pela especialização industrial, corroborando os resultados encontrados por Holmes e Stevens (2002). No entanto, mostrou-se, através de uma análise exploratória espacial dos dados, que tanto as economias de escala quanto a especialização industrial apresentam dependência espacial positiva, no sentido de que regiões com um grau semelhante de economias de escala e de especialização industrial estão próximas. Assim, ignorar a presença de tais efeitos subestima o efeito da especialização sobre as economias de escala.

Desta forma, a inclusão dos efeitos espaciais na análise evidenciou dois resultados interessantes. O primeiro é que a inclusão dos efeitos espaciais mostrou que a presença de economias de escala nas regiões vizinhas favorece o desenvolvimento de economias de escala na região em questão. No entanto, o segundo resultado mostrou que a inclusão de efeitos espaciais não fornece evidências de efeitos de *spillovers* positivos das especializações industriais sobre as economias de escala. Ou seja, especialização industrial pode ser uma fonte de economia de escala, desde que na mesma região onde há a especialização, porém não em regiões vizinhas. Ademais, a presença de economias de escala em uma região pode favorecer ao surgimento de economias de escala em regiões vizinhas, no entanto de acordo com as informações utilizadas neste trabalho, dificilmente a fonte de economias de escala dessa região deverá ser a de uma estrutura econômica especializada.

Outra questão evidenciada neste trabalho é a de que o impacto das especializações industriais sobre as economias de escala é diferenciado por segmento industrial. Os resultados mostraram que há um impacto significativo nos segmentos de baixa, média-baixa e média alta tecnologia, porém no segmento de alta tecnologia não ocorreu nenhum diferencial expressivo. Uma explicação natural para este resultado indica que indústrias do segmento de alta tecnologia sofrem muito mais impacto de um ambiente diversificado, do ponto de vista jacobiano, do que de um ambiente especializado. Essa conclusão pode ser feita tanto com as observações feitas através dos resultados estimados no exercício econométrico, quanto via mapas, onde ficam claro *clusters* para o segmento de alta tecnologia na região sudeste do país.

Por fim, este estudo demonstra a importância dos efeitos espaciais para explicar o padrão de associação das economias de escalas através das microrregiões brasileiras, sugerindo aos responsáveis pela elaboração de políticas públicas de promoção de desenvolvimento regional que incorporem tais efeitos em suas análises e em suas propostas de implementação de políticas.

Como sugestão para próximos estudos sugere-se a verificação da existência de heterogeneidade espacial, ou seja, se a relação entre especialização e economias de escalas varia através do espaço e, em caso positivo, incorporá-la ao modelo, utilizando a técnica de regressões geograficamente ponderadas (GWR), o que permite identificar um coeficiente local para cada microrregião e, desta forma, propor política específicas para cada região, ao invés de uma política global que tenha efeitos adversos em outras regiões.

REFERENCIAL TEÓRICO

ACEMOGLU, D. A Microfoundation for Social Increasing Returns in Human Capital. **Quarterly Journal of Economics**. 111: 779-804. 1996.

ALMEIDA, E. **Curso de econometria espacial aplicada**. Piracicaba: ESALQ-USP, 2004

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association-lisa. **Geographical analysis**, Wiley Online Library, v. 27, n. 2, p. 93–115, 1995.

ANSELIN, L. et al. Geoda: An introduction to spatial data analysis. **Geographical Analysis**, v. 38, n. 1, p. 5-22. 2006.

ARROW, K.J. The economic implications of learning by doing. **Review of Economic Studies**, v. 29, n.3, p.155-173. 1962.

BIVAND, R. et al. **spdep: Spatial dependence: weighting schemes, statistics and models**. [S.1], 2011. R package version 0.5-40. Disponível em: <http://CRAN.R-project.org/package=spdep>.

BLACK, D. & HENDERSON, J.V. A Theory of Urban Growth. **Journal of Political Economy** 107: 252-284. 1999.

COMBES, P.P. Economic structure and local growth: France, 1984-1993. **Journal of Urban Economics**, v. 47, p. 329-355. 2000.

DURANTON, G; PUGA, D. Diversity and Specialisation in Cities: Why, Where and When Does it Matter? **Urban Studies**, v. 37, n. 3, p.533–555, 2000.

EATON, J. & ECKSTEIN, Z. Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan. **Regional Science and Urban Economics** 27: 443-474, 1997.

ELLISON, G. & GLAESER, E.L. Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach. **The Journal of Political Economy** 105: 889-927, 1997.

FEIJO, Carmem Aparecida; CARVALHO, Paulo Gonzaga M. de; RODRIGUEZ, Maristella Schaefers. Concentração industrial e produtividade do trabalho na indústria de transformação nos anos 90: evidências empíricas. **Economia**, Niterói (RJ), v. 4, n. 1, p. 19-52, jan./jun. 2003.

FLORAX, R.; FOLMER, H.; REY, S. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, Elsevier, v. 33, n. 5, p. 557–579, 2003.

FUJITA, M.. Monopolistic Competition and Urban Systems. **European Economic Review** 37: 308-15, 1993.

FUJITA, M.; THISSE, J.F. The formation of economic agglomerations: old problems and new perspectives. In: HURIOT, J., THISSE, J. (Eds.) **Economics of cities**: theoretical perspectives. Cambridge: Cambridge University, p.3-73. 2000.

GLAESER, E.L.; KALLAL, H.D.; SCHEINKMAN, J.A.; SHLEIFER, A.. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, n.6, p.1126-1152. 1992.

HENDERSON, J.V. The Sizes and Types of Cities. **The American Economic Review**. 64: 640-56, 1974.

_____. Marshall's scale economies. **Journal of Urban Economics**, v.53, n.1, p.1-28. 2003.

HENDERSON, J.V, KUNCORO, A., TURNER, M.. Industrial development in cities. **Journal of Political Economy**, v. 103, n. 5, p. 1067-1090. 1995.

HOLMES, Thomas J. & STEVENS, John J.. Geographic concentration and establishment scale. **The Review of Economic and Statistic**, 84: 682-690, 2002.

JACOBS, J. **The Economy of Cities**. Nova York: Vintage. 1969.

KRUGMAN, P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. **The American Economic Review**. 70: 950-959. 1980.

_____. Increasing Returns and Economic Geography. **The Journal of Political Economy**. 99: 483-499. 1991.

LUCAS, R.E. The Mechanics of Economic Development. **Journal of Monetary Economics**. 22: 3-42. 1988.

MANSKI, C. F. Identification of endogenous social effects: the reflection problem. **Review of Economic Studies**, 60: 531–542. 1993.

MARSHALL, A. **Princípios de economia**. São Paulo, Abril Cultura, 1982.

NEVES, M. et al. Análise exploratória espacial de dados socioeconômicos de são Paulo. In: **GISBrasil2000**. Salvador/BA - Brasil: [s.n.], 2000. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/geopro/trabalhos/marcos_gisbrasil2000.pdf>.

PORTER, M.E., **The competitive advantage of nations**. New York: The Free Press, 1990.

R Development Core Team. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2010. Disponível em: <http://www.R-project.org/>.

RESENDE, M. & WYLLIE, R. Aglomeração Industrial no Brasil: um estudo empírico. **Estudos Econômicos**, 35: 433-460, 2005.

RIVERA-BATIZ, F.L. Increasing Returns, Monopolistic Competition, and Agglomeration Economies in Consumption and Production. **Regional Science and Urban Economics**. 18: 125-53. 1988.

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v.94, n.5, p. 1002-1037. 1986.

ROSENTHAL, S.S., STRANGE, W.C. Geography, industrial organization, and agglomeration. **Review of Economics and Statistics**, v.85, n.2, p.377-393, 2003.

VENABLES, A.J. Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries. **International Economic Review**. 37: 341-359, 1996.