



“Análise e investigação dos fatores determinantes da inovação nos municípios de São Paulo”

Rosa Lívia Gonçalves Montenegro

***TD. Mestrado em Economia Aplicada FEA/UFJF
009/2008***

Juiz de Fora

2008

Análise e investigação dos fatores determinantes da inovação nos municípios de São Paulo.

Rosa Livia Gonçalves Montenegro¹

RESUMO

O trabalho analisa os principais fatores que determinam o comportamento das inovações, sendo medida pelas patentes *per capita* dos 645 municípios paulistas no período entre 1999 e 2001. Tal análise considera o nível de qualificação (graduação, mestrado e doutorado), a distância em relação a capital (São Paulo), o número de unidades locais produtivas, a população ocupada, as exportações e a poupança de cada município. Para tanto, implementa-se, preliminarmente, o conjunto de técnicas da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e, numa etapa posterior, adota-se, por meio de procedimento metodológico, o modelo econométrico de defasagem especial como o mais adequado para a estimativa das inovações tecnológicas em São Paulo. Os resultados indicam a importância dos municípios distantes da capital paulista (interior) e revelam uma estreita relação entre os pesquisadores e o processo de difusão dos transbordamentos de conhecimento, que são visíveis em áreas consideradas como pólos tecnológicos.

PALAVRAS-CHAVE: Sistemas Locais de Inovação; Atividade Tecnológica; Transbordamentos de Conhecimento.

ABSTRACT

The main aim of this research is the technological innovations (patents *per capita*) analyses for the 645 cities from São Paulo State between 1999 and 2001. The analysis will be based on the followed municipal variables: a) qualification level (graduation until doctorate), b) distance regarding capital (São Paulo), c) number of productive local units, d) occupied population, e) monetary export and f) monetary saving. To do so, it was implemented preliminarily the techniques sets of the Exploratory Analysis of Spatial Data. Further, spatial econometric analysis is developed by means of the inclusion of a spatially lagged of the patent *per capita* variable (technological innovations). The results indicate the capital distant cities (countryside) importance from State and they also reveal a narrow relation among researchers and the diffusion process of the knowledge spillovers. These observations are visible in considered regions as technological center.

KEYWORDS

Local Systems of Innovation; Technology Activity; Knowledge Spillovers

JEL CLASSIFICATION

C21; O10; R10

ÁREA TEMÁTICA

Sistemas Regionais de Inovação

¹ Mestranda em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF).

1 - INTRODUÇÃO

Grande parte das pesquisas empíricas², tendo como tema a inovação, vem atribuindo relevante importância para discussões em relação ao contexto espacial na geração de atividades inovativas. Alguns pontos merecem destaque, como por exemplo, a localização das firmas. De acordo com Feldman e Audretsch (1999), as aglomerações e concentrações geográficas facilitam os fluxos de informações entre as empresas. Com isso, cria-se um ambiente propício para o surgimento da atividade inovadora, com taxas significativas de avanço tecnológico e de crescimento econômico.

Marshall (1982) atribui diversas causas que levam a aglomeração geográfica por parte das firmas a despontar também o processo inovativo numa relação inter e intra-industrial (e.g. as condições climáticas, o fácil acesso dos meios de transporte e a disponibilidade de mão-de-obra qualificada). Audretsch (1998) acrescenta que a questão da proximidade local, além de reduzir os custos com a produção dos bens, dinamiza as pequenas firmas, mesmo empreendendo pouco ou nenhum P&D (pesquisa e desenvolvimento).

O processo de geração da inovação e os “transbordamentos” de conhecimento, engendrados pelas indústrias de diferentes setores, são reconhecidos por Jacobs (1969). O autor explica que as interações entre as firmas de diferentes setores propiciam a geração de idéias e inovações (i. e. *externalidade de diversificação*). Uma importante contribuição dessa corrente literária concerne a questão dos transbordamentos de conhecimento que são originadas fora do núcleo industrial das cidades. Isso significa dizer que, a variedade e a diversidade das indústrias próximas geograficamente, ao contrário das especializações, promovem uma maior inovação.

A aglomeração das firmas em um espaço geográfico permite atingir uma maior eficiência e reduz a incerteza e o risco do processo inovador (SIMMIE, 2001). Tal fato se deve porque grandes cidades são capazes de atrair inventores e dar condições de desenvolvimento às suas idéias (WOOD, 2001). Outro ponto relevante repousa ao tamanho urbano das cidades, pois quanto maior for o tamanho da região, maiores serão as chances de interações locais.

A concepção adotada pela literatura internacional no processo de inovação é semelhante com a que se observa nas estatísticas econômicas e nas inferências de patentes dos municípios de São Paulo. A motivação para o estudo dos determinantes da inovação em São Paulo baseia-se na sua marcante heterogeneidade social e econômica, como também pelo seu proeminente peso nas estatísticas de patentes, utilizadas na pesquisa como *proxy* da inovação nos municípios paulistas.

Com base nesse referencial, esse trabalho se organiza em mais cinco seções restantes. A segunda seção apresenta uma breve discussão do sistema regional de inovação em São Paulo. Em seguida, a terceira seção aborda os procedimentos de escolha e descrição, do modelo teórico da econometria espacial. A quarta seção explora o modelo empírico e a base de dados. A quinta seção discute os resultados alcançados. Por fim, são tecidas as considerações conclusivas precípuas.

2 - SISTEMA REGIONAL DE INOVAÇÃO EM SÃO PAULO

A configuração da estrutura industrial do estado de São Paulo deve-se, em grande parte, ao processo histórico de formação da indústria brasileira e ao seu papel de destaque na sua constituição e origem. Os efeitos podem ser observados pela dinâmica industrial no estado desde os meados da década de 70, dentre os quais provocaram um aprofundamento das condições estruturais em que se sustentava a concentração industrial. O resultado desse processo foi a formação de uma base produtiva integrada, responsável por uma parcela significativa da produção industrial do país (CANO, 1977; SOUZA e GARCIA, 1999).

² Moreno *et alii* (2004); Carlino *et alii* (2001); Acs e Audretsch (1989).

A indústria paulista é caracterizada pela acentuada diversificação e mais abrangente do país (ALBUQUERQUE *et alli*, 2005). A atividade industrial abrange todos os setores da indústria de transformação, contribuindo para uma estrutura que pode ser considerada completa. O parque industrial conta com a maioria dos setores econômicos, desde os ramos mais tradicionais como têxtil, calçados e vestuário, até os mais pesados como metal-mecânica e química (SOUZA e GARCIA, 1999).

Não obstante, o conhecimento se torna um fator de produção tão essencial e decisivo quanto os clássicos fatores: capital, trabalho e recursos naturais (DINIZ e GONÇALVES, 2001). A capacidade de inovação e, consequentemente, de modernização, passa a depender do gasto privado em P&D, do gasto com pesquisa pelas universidades e da coincidência geográfica e temporal dessas duas fontes de pesquisa (AUDRETSCH, 2000).

Convém ressaltar que o estado de São Paulo possui diversas instituições e organismos voltados à prestação de serviços à indústria e, outras voltadas para o apoio à geração de inovações. A região conta com uma grande infra-estrutura de ciência, tecnologia e formação de recursos humanos, apoiada pela forte presença de diversas universidades e instituições de pesquisa e ensino. Essas universidades e instituições paulistas, responsáveis por grande parte da produção científica brasileira, têm atuação reconhecida no exterior, em termos de pesquisa científica e tecnológica. Albuquerque *et alli* (2005) atribui que o peso das universidades e institutos de pesquisa no patenteamento do país e do estado de São Paulo é bastante expressivo.

A importância econômica e científica do estado de São Paulo favorece a constituição de um sistema produtivo mais avançado e inovador do Brasil, possuindo uma grande rede de prestadores de serviços tecnológicos e com uma economia cada vez mais voltada para atividades intensivas em recursos humanos qualificados (PACHECO e CRUZ, 2005). Cabe notar que a base institucional de pesquisa e sua influência com o setor produtivo é uma condição importante para a inovação, principalmente porque esta interação exige proximidade entre as instituições de pesquisa.

Fransman (1985) afirma que a pesquisa científica presente nas universidades e instituições de pesquisa e fomento se dá pelo progresso tecnológico que é levado pelos avanços em *ciência fundamental*, gerando oportunidades para aplicações tecnológicas lucrativas. A economia e a tecnologia seriam guiadas por essa mudança científica nos países periféricos.

Quadros *et alli* (2001) realizaram um estudo sobre a inovação em São Paulo com o objetivo de indicar as principais características do padrão de inovação tecnológica das firmas. Seus resultados apontaram que, no período compreendido entre 1994-1996, as empresas industriais do estado exibiram um desempenho significativo na introdução de inovações tecnológicas, em termos relativos, pois 25% introduziram produtos tecnologicamente modificados e/ou processos tecnologicamente aperfeiçoados ou novos. As firmas pertencentes a setores baseados em ciência, como indústria eletrônica, são mais propensas a introduzir produtos modificados tecnologicamente e/ou processos pertencentes a outros setores.

3 - MODELO TEÓRICO

A natureza multidimensional que provoca as autocorrelações e as heterogeneidades espaciais entre os atributos de uma determinada unidade espacial (nação, região, microrregião, e outros), torna o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) inadequado para estimar modelos econométricos espaciais. Em decorrência, as estimativas por este método serão inconsistentes e/ou ineficientes (ANSELIN, 1988; ANSELIN e BERA, 1998).

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Contudo se faz o uso deste método para indicar qual dos modelos econométricos espaciais é o mais apropriado diante da estrutura espacial dos dados em questão. Nestes termos, Florax *et alli* (2003), destacam o seguinte procedimento:

- 1) Estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por MQO;
- 2) Testas a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por intermédio das estatísticas Multiplicador de Lagrange (ML) ρ (defasagem espacial) e Multiplicador de Lagrange (ML) λ (erro espacial);
- 3) Caso ambos os testes não sejam significativos, a utilização do MQO é a mais apropriada. Caso contrário, é preciso seguir para o próximo passo.
- 4) Caso ambos sejam significativos, estima-se o modelo apontado como o mais significante de acordo com as versões robustas desses testes, ou seja, Multiplicador de Lagrange Robusto (ML*) ρ (defasagem espacial) e Multiplicador de Lagrange Robusto (ML*) λ (erro espacial). Dessa forma, se $ML^* \rho > ML^* \lambda$ utiliza-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado. Caso $ML^* \rho < ML^* \lambda$, usa-se o modelo de erro auto-regressivo como o mais apropriado. Se este passo não for satisfeito, é preciso seguir para o próximo;
- 5) Se o teste $ML^* \rho$ é significativo e o $ML^* \lambda$ não, adote o modelo de defasagem espacial. Caso contrário, vá para o próximo;
- 6) Se o teste $ML^* \lambda$ é significativo e o $ML^* \rho$ não, adote o modelo de erro espacial. Se este passo não for satisfeito, é necessário seguir para o próximo;
- 7) Se ambos os testes $ML^* \rho$ e $ML^* \lambda$ forem significativos estatisticamente, é preciso utilizar o modelo de defasagem espacial com erro auto-regressivo.

Os dois modelos auto-regressivos espaciais mais freqüentemente utilizados são: modelo de defasagem espacial e o modelo de erro espacial. Esses modelos serão comentados a seguir.

3.1 - Modelo de Defasagem Espacial

Neste modelo utiliza-se um termo para capturar um provável efeito de vizinhança, por exemplo, o conhecimento inovador de uma dada região provocando efeitos em seus vizinhos. Este modelo, na versão mista, pode ser expresso da seguinte forma:

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

em que Wy ³ é um vetor ($nx1$) de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é coeficiente auto-regressivo espacial (um escalar).

O objetivo deste método é usar um conjunto de instrumentos para a defasagem espacial da variável dependente (Wy) que repousam em duas propriedades. O primeiro refere-se à necessidade desses instrumentos estarem correlacionados com Wy . E o segundo, o conjunto de instrumentos não pode estar correlacionado com o termo de erro.

Quando não se insere Wy no modelo de defasagem espacial, a implicação direta repousa numa falha de especificação da mesma natureza do que a omissão de variável relevante. O método dos mínimos quadrados (MQO) não será apropriado nesse caso, pois se o modelo

³ Representa uma média dos valores da variável independente das unidades espaciais vizinhas.

econométrico de defasagem espacial for estimado por ele, as estimativas dos coeficientes serão tendenciosas e inconsistentes (ANSELIN, 1988).

3.2 - Modelo de Erro Espacial

O modelo de erro espacial é apropriado quando as variáveis não incluídas no modelo e presentes nos termo de erro são autocorrelacionadas espacialmente. Neste modelo procura-se capturar efeitos não-modelados que se manifesta no termo de erro inovacional. Geralmente, as mensurações destes efeitos são difíceis, como por exemplo, o aumento qualitativo de conhecimento científico de uma determinada região sendo espraiada para as demais regiões.

Este tipo de espraiamento pode ocorrer num ambiente de informações entre as regiões. No entanto, este efeito decaiu ao longo da sua transmissão, ou melhor, $|\lambda| < 1$.

Este modelo apresenta a seguinte expressão:

$$y = X\beta + \mu \quad (3)$$

onde:

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (4)$$

sendo o coeficiente λ como parâmetro do erro auto-regressivo espacial que acompanha a defasagem $W\mu$.

E, após algumas manipulações algébricas, tem-se:

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (5)$$

O procedimento de estimação dos modelos adotou as seguintes etapas: a) estimação convencional pelo MQO; b) utilização do teste de especificação a fim de detectar padrões espaciais nos resíduos e c) re-estimação do modelo de acordo com as especificações mais adequadas indicadas pelo teste de especificação.

4 – MODELO EMPÍRICO E DADOS

4.1 – Tratamento das variáveis e fonte

Com base na estrutura da função de produção de conhecimento proposta por Griliches (1979), Gonçalves e Almeida (2008) ampliaram o modelo teórico inserindo variáveis que pudessem captar as particularidades da mudança técnica de países como o Brasil. A expansão do modelo permite levar em consideração o conhecimento e as características tecnológicas, tais como: a capacidade de pesquisa universitária (R), as características de estrutura das firmas locais (Z) e as peculiaridades urbanas (V).

A seguir a representação do modelo:

$$P = \alpha R + \beta Z + \gamma V + u \quad (6)$$

em que $u = \lambda Wu + \varepsilon$, P é a proxy do produto de conhecimento tecnológico, representada pelas patentes *per capita*.

A variável dependente (P) refere-se aos dados de patentes, que são procedentes do Instituto Nacional de Propriedade Industrial (INPI) no período entre 1999-2001, dos 645 municípios de São Paulo. O número de patentes de cada município será normalizado pelo número de habitantes do município correspondente. Dessa forma, tal variável dependente

resultará em patentes *per capita* dos municípios do Estado de São Paulo. A utilização dessa variável está em consonância com Moreno *et alii* (2004) e Carlino *et alii* (2001).

Griliches (1990) declara que as patentes são boas indicadoras da atividade inventiva das firmas. A utilização das patentes como *proxy* da produção tecnológica e da capacidade inovadora de países e regiões tem uma vantagem em relação a outros indicadores. Os dados sobre as patentes oferecem ao pesquisador informações importantes sobre o depositante da patente, como: seu endereço, a instituição que investiu na pesquisa e, em alguns casos, os artigos científicos aos quais a invenção possa estar relacionada. Esses dados permitem caracterizar a distribuição geográfica das patentes.

Entretanto, deve-se considerar algumas deficiências, destacadas por Johnson e Brown (2004), Acs e Audretsch (1989) e Griliches (1990), no uso das patentes. As limitações estariam durante o processo inovativo, já que se trata de um indicador de resultados, quer dizer, encontram-se mais próximas do final do processo de busca⁴. Outra limitação seria que nem todas as invenções são patenteadas, pois algumas são mantidas como segredos de mercado.

Acs e Audretsch (1989) testaram se as patentes, são de fato, uma *proxy* confiável para a representação da atividade inovadora. Os resultados indicaram que as patentes fornecem uma medida crível da atividade inovativa, tanto que a intensidade de capital da firma é positivamente relacionada ao número de patentes. Os gastos de P&D das firmas, utilizadas como variáveis explicativas, mostraram-se uma forte correlação com a atividade de patentes. Outras variáveis como o conhecimento e o trabalho qualificado, também foram positivamente relacionados com a atividade inovadora (patentes).

Diante destas observações, os vetores *R, Z e V* da equação 6, que explicará o comportamento das patentes *per capita* paulistas, serão compostas pelas seguintes variáveis independentes:

$$R = (MEDOP, GRADP) \quad (7)$$

na qual *MEDOP* e *GRADP* correspondem, respectivamente, o número de mestres e doutores *per capita* e o número de alunos graduados *per capita* por município.

A variável que mede a capacidade de realização de P&D universitário é representada no modelo como *MEDOP*. Tal variável considera os docentes permanentes nos cursos de mestrado e doutorado das áreas de formação tecnológica: Engenharia, Ciências Exatas e da Terra, Ciências Agrárias, Ciências Biológicas e da Saúde e Computação e Informática. A grande motivação do uso dessa variável tem como base a argumentação de Jaffe (1989) e Audretsch e Feldman (1996), que relacionam os gastos realizados nas pesquisas das universidades com a atração e o aumento das atividades industriais em localidades vizinhas.

A variável *GRADP* é requerida porque a capacidade em criar inovações certamente requer uma força de trabalho instruída e qualificada (WOOD, 2001). Não obstante, a presença de pessoal qualificado pode ser um mecanismo facilitador dos transbordamentos de conhecimento (FELDMAN e AUDRETSCH, 1999). Em suma, a inclusão desta variável é justificada por relacionar a quantidade de alunos graduados à capacidade inovativa da região, quer dizer, quanto mais alunos graduados a localidade tiver, mais inovativa será aquela região.

Essa afirmação fica clara com o exemplo para São Paulo. Na região de Campinas constata-se que as aglomerações industriais (*clusters*), caracterizadas por um conjunto de empresas atuantes em setores de alta tecnologia, tendem a se localizar próximas a universidades

⁴ Para Trajtenberg (1990) as patentes seriam um resultado dos gastos feitos em P&D e o número de patentes depositadas durante um ano é o saldo do investimento em P&D feito por pelo menos dois anos antes. Para alguns setores específicos, a defasagem seria ainda maior.

e centros de pesquisa tecnológico, o que representam uma espécie de *sinergia* para os agentes produtores locais⁵.

$$Z = (ULP, EXPP) \quad (8)$$

sendo *ULP* o número de unidades locais produtivas normalizadas pelo total de habitantes por município e *EXPP* as exportações monetárias *per capita* por município.

A variável *ULP* foi utilizada na pesquisa realizada por Bernardes (2003). O autor argumenta que as unidades locais da indústria presente nos municípios paulistas são relevantes ao processo inovador das firmas. Isso ocorre porque há uma maior diversificação da atividade econômica na localidade. Glaeser *et alii* (1992) enfatiza que a atividade inovativa tende a ser maior quando há diversidade entre os setores industriais, que também favorece às firmas próximas ao espaço geográfico. As unidades locais são definidas pelo IBGE (2007) como sendo o espaço físico, geralmente uma área contínua, na qual uma ou mais atividades econômicas são desenvolvidas⁶. Destarte, considerando-se a existência de empresas com múltiplas localizações e/ou múltiplas atividades econômicas, a investigação desta unidade permite obter análises na ótica espacial/geográfica e por atividade.

A inclusão da variável *EXPP* justifica-se pelo seu importante mecanismo de estímulo à inovação. Fransman (1985) argumenta que as exportações aumentam as pressões competitivas estimulando numa melhoria da qualidade de produtos e na redução de custos. Destarte, cria-se novas oportunidades para o aprendizado internacional, a ampliação do mercado da firma, proporcionando o melhor aproveitamento de economias de escala. Esse cenário conduz a uma maior capacidade de importação de melhores insumos, que aumentam a produtividade total da economia.

$$V = (CTRPSP, POTD, POUPP) \quad (9)$$

em que *CTRPSP*, *POTD* e *POUPP* correspondem respectivamente, a distância em relação a capital (São Paulo), o total da população ocupada densificada geograficamente e a poupança monetária *per capita* por município.

A despeito da população ocupada total (*POTD*), o trabalho de Glaeser *et alii* (1992) argumenta que as atividades econômicas com elevado grau da população ocupada proporcionam um efeito na urbanização, com taxas de crescimento em diferentes setores da indústria. Por conta das externalidades geradas, seus efeitos acabam influenciando as firmas, estimulando ainda mais a competição entre si. Esse indicador é usado para avaliar o grau de diversidade existente dentre a população ocupada nos setores localizados na região, assim como, o papel do grau de monopólio local e do nível de competição sobre a inovação (Carlino *et alii*, 2001).

Além dos fatores característicos da urbanização nas cidades, a distância em relação ao município de São Paulo (*CTRPSP*) tem por finalidade captar se e as áreas distantes da capital paulista exibem proeminente processo inovativo, efeito que pode ter ocorrido pelas transferências e transbordamentos de conhecimento entre as regiões.. Segundo Jacobs (1969), grande parte das transferências de conhecimento é gerada fora do núcleo industrial das cidades. Dessa forma, conclui-se que grande parte das regiões industrializadas estão localizadas fora da Grande São Paulo, como as regiões do interior (Campinas e São José dos Campos, por exemplo).

A inclusão da variável poupança (*POUPP*) é justificada segundo a concepção de Schumpeter (1982) que relaciona o crédito ao processo inovativo por dos empresários

⁵ No município fica localizado o polo tecnológico campineiro que é cercado de duas grandes universidades, a Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP) e a Pontifícia Universidade Católica de Campinas (PUCCAMP).

⁶ As unidades locais correspondem a um endereço de atuação da empresa ou a um sufixo do Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ).

inovadores. Como existe frequentemente uma relação direta entre a oferta de crédito e a poupança logo, a variável (*POUPP*) pode explicar o comportamento inovador dos municípios. Em outras palavras, através da inovação, seja ela em forma de introdução de novos bens ou técnicas de produção, o empresário, neste caso o agente inovador, requer crédito para financiar suas inovações que é essencial ao processo econômico. Sendo parte das inovações financiadas com recursos de terceiros, a poupança representa um papel importante na aquisição de novos meios de produção e na estrutura econômica da região.

Como forma de sumariar as variáveis explicativas do modelo empírico, o Quadro 1 ilustra as principais informações (descrição, referencial teórico e a fonte da coleta dos dados) de cada variável.

Quadro 1 – Descrição das variáveis inseridas no modelo

| Variável | Descrição | Referencial Teórico | Fonte |
|----------|--|---|---|
| MEDOP | Corresponde a quantidade de doutores e mestres nos cursos de pós-graduação dividida pelo número de residentes no município, segundo o Censo de 2000. | Jaffe (1989) e Audretsch <i>et al.</i> (1996) | Sistema Estadual de Análise de Dados - SP (SEADE, 2007) |
| POTD | Representa a divisão do número total de pessoas ocupadas pela área do município, em km ² . | Glaeser <i>et al.</i> (1992) | IBGE (2007) |
| CTRPSP | Refere-se a distância em relação ao município de São Paulo. | Jacobs (1969) | IPEA (2007) |
| ULP | Representa as unidades locais dividido pelo número de residentes do município. | Glaeser <i>et al.</i> (2000) | IBGE (2007) |
| EXPP | Corresponde ao total das firmas exportadoras (R\$ milhões) do município dividido pelo total de sua população | Fransman (1985) | Base ABC (2007) |
| POUPP | Refere-se a poupança do município deflacionada pelo deflator implícito do PIB Nacional dividido pelo número de residentes do município | Schumpeter (1982) | IPEA (2007) |
| GRADP | Caracteriza o total de alunos graduados por município dividido pelo total da população | Feldman (1999) | SEADE (2007) |

Fonte: Elaboração própria do autor

4.2 – Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Anselin (1988) descreve a econometria espacial como um meio de quantificar o comportamento atomístico de um determinado agente quanto a sua interação com outros agentes heterogêneos ao longo do espaço, igualmente heterogêneo. Os efeitos espaciais (dependência espacial e a heterogeneidade espacial) não são levados em conta, ou são considerados apenas parcialmente.

Por sua vez, utilizar diretamente modelos econométricos espaciais, não levando em consideração esses efeitos pode acarretar problemas de inferência estatística, pode produzir resultados e conclusões enganosos. Logo, uma coleção de técnicas que identificam localidades atípicas (*outliers* espaciais), a AEDE, contribui para indicar uma apropriada modelagem econométrica espacial.

O objetivo do conjunto de técnicas da AEDE neste trabalho é identificar e explorar as características espaciais da variável dependente (patentes *per capita*). Através dessa técnica pode-se detectar se há padrões de associações espaciais (*clusters* espaciais significativos) nos municípios de São Paulo. Esse diagnóstico nos permite afirmar se os dados da variável dependente estão autocorrelacionados espacialmente ou não (aleatórios). Em outras palavras, a

aleatoriedade espacial significa que os valores de um atributo numa região não dependem dos valores desse atributo nas regiões vizinhas.

Para a consecução da AEDE, das estatísticas de autocorrelação espacial e as estimativas do modelo, é necessário definir a matriz de pesos espaciais (W). A escolha da matriz deve ter o intuito de refletir um determinado arranjo espacial das interações resultantes do fenômeno a ser estudado. Assim, a matriz deve ser construída com o objetivo de capturar toda a autocorrelação espacial subjacente ao fenômeno em estudo.

Almeida (2007) salienta que qualquer matriz de pesos espaciais precisa atender às condições de regularidade impostas pela necessidade de invocar as propriedades assintóticas dos estimadores e dos testes. Ainda assim, Anselin (1988) afirma que, na prática, a escolha de uma adequada matriz W envolve, às vezes, tentativa e erro.

O processo para a escolha da melhor matriz, que pudesse captar a maior parte da interação espacial da variável dependente, foi baseado no procedimento de Baumont *et alii* (2002). Mediante a substituição de várias matrizes como: *Queen*, Torre, inverso da distância, k vizinhos mais próximos para $k= 5, k=10, k=15$ e $k=20$, a escolha foi definida através do maior e mais significativo valor da estatística I de Moran.

A matriz peso utilizada nesse trabalho refere-se à matriz geográfica de contigüidade por convenção rainha (critério *Queen*). Essa matriz, além das fronteiras físicas com extensão diferente de zero, considera os vértices (as quinas), na visualização de um mapa, como contíguos (LeSage, 1999). Em suma, são consideradas as interações espaciais existentes apenas entre municípios que apresentam fronteira comum.

4.2.1 – Autocorrelação Espacial Global Univariada

Pode-se calcular a autocorrelação espacial através das estatísticas: I de Moran, c de Geary e G de Getis-Ord. Essas estatísticas permitem analisar se existe ou não autocorrelação espacial da variável empregada.

Formalmente, a estatística I de Moran pode ser expressa por:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_o} \right) \left(\frac{\bar{z}_t' W z_t}{\bar{z}_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (10)$$

onde z_t é o vetor de n observações para o ano t na forma de desvio em relação à média. W é a matriz de pesos espaciais em que os elementos w_{ij} indicam a forma como a região i está espacialmente conectada com a região j e a sua diagonal principal são iguais a zero, pois nenhuma região é contígua a si própria. O termo S_o é um escalar igual à soma de todos os elementos de W (Almeida, 2007).

Como medida de dependência espacial, a estatística I de Moran que tem como propósito principal confirmar ou não a hipótese de dados aleatoriamente distribuídos. O coeficiente I de Moran tem valor esperado de $-[1/(n-1)]$, sendo n o número total de municípios. Dessa forma, os valores de I que excederem $-[1/(n-1)]$ indicam autocorrelação espacial positiva. Ao contrário, valores de I abaixo do valor esperado sinalizam uma autocorrelação negativa. Deve-se notar que, ao contrário de um coeficiente de correlação ordinário, essa estatística não é centrada em zero e, portanto, tal estatística varia entre -1 e +1.

A indicação de autocorrelação espacial positiva revela que há similaridade entre os municípios, quer dizer, municípios com alta concentração de patentes *per capita* tende a estarem rodeados por município vizinhos que também apresentam alta concentração *per capita* ou baixa concentração de patentes *per capita* rodeados por vizinhos que possuem concentração de patentes *per capita* similar (baixa).

Por outro lado, a autocorrelação espacial negativa indica que existe uma dissimilaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial deste atributo. Assim, nesse caso, municípios com baixa concentração de patentes *per capita* estão rodeadas por municípios que apresentam alta concentração de patentes *per capita* ou municípios com alta concentração de patentes *per capita* rodeados por vizinhos que apresentam baixos valores desta variável de interesse.

A Tabela 1 mostra os valores das estatísticas *I* de Moran com base em dois conceitos de vizinhança⁷. Apenas a matriz rainha apresentou um alto valor sendo estatisticamente significante, tendo como pressuposto os procedimentos para a escolha da matriz apropriada, foi selecionado a matriz de peso espacial rainha (*queen*) no qual gerou o mais alto valor do teste *I* de Moran.

Tabela 1 – Resultados obtidos pelo procedimento da escolha da melhor matriz de peso espacial.

| Matriz de peso espacial | <i>I</i> de Moran | Média | Desvio-padrão | Probabilidade |
|---------------------------|-------------------|--------|---------------|---------------|
| Rainha (queen) | 0.1791908 | -0.002 | 0.023992 | 0.001000 |
| 05 vizinhos mais próximos | -0.000564 | -0.001 | 0.006200 | 0.493000 |
| 10 vizinhos mais próximos | -0.004378 | -0.002 | 0.002369 | 0.104000 |
| 15 vizinhos mais próximos | -0.003361 | -0.002 | 0.002052 | 0.153000 |
| 20 vizinhos mais próximos | -0.003068 | -0.002 | 0.001751 | 0.157000 |

Fonte: elaboração própria do autor com base no programa SpaceStat.

É possível observar através da estatística *I* de Moran que seu valor (0.17919) prova um coeficiente de autocorrelação espacial positiva. Este resultado nos indica uma similaridade entre os municípios, quer dizer, municípios com alto número de patentes *per capita* são vizinhos de municípios com alto número de patentes *per capita* ou municípios com baixo valor de patentes *per capita* estão rodeados por municípios que apresentam o mesmo comportamento (baixo).

O diagrama de dispersão de Moran, que é a forma de visualizar o indicador global de autocorrelação espacial, revela a defasagem espacial da variável de interesse (ou seja, a média do atributo nos vizinhos) no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal. Além da medida global de associação linear espacial, esse diagrama está dividido em quatro quadrantes, são eles: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

Os municípios localizados nos quadrantes Alto-Alto (AA) e Baixo-Baixo (BB) significam localidades com valores altos (acima da média) e/ou baixos de patentes *per capita*, rodeados por municípios que apresentam valores também altos e/ou baixos. Já os municípios paulistas situados no quadrante Baixo-Alto (BA) e Alto-Baixo (AB), representam um grupo no qual estão circundados por regiões com alto valor, e/ou baixos valores da patente *per capita*.

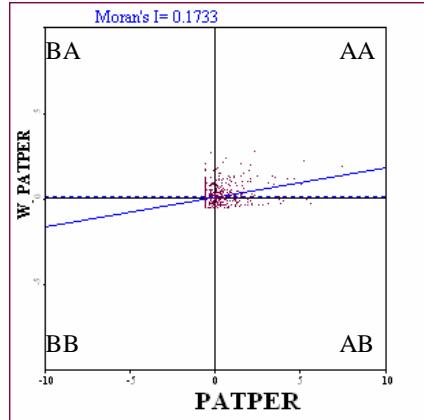
Na Figura 1 exibe o diagrama de dispersão de Moran das patentes *per capita*, que é a forma na qual se visualiza o indicador global de autocorrelação espacial⁸. Pode-se verificar uma grande concentração em torno da média nos quatro quadrantes (Alto-Alto, Baixo-Alto, Baixo-Baixo e Alto-Baixo) e alguns municípios com relativamente altos desvios-padrões. No quadrante Alto-Alto, alguns municípios com consideráveis desvios-padrões são: Jumirim (da região de

⁷ O primeiro conceito refere-se a contiguidade binária. Neste, são consideradas as interações espaciais existentes apenas entre os municípios que apresentam fronteira comum (critério *Queen*). O segundo conceito refere-se aos *k* vizinhos mais próximos, em que a matriz de pesos espaciais é construída a partir da distância do grande círculo entre os centróides dos municípios. As 4 matrizes baseadas neste conceito, estabelecendo *k* são iguais a 5, 10, 15 e 20. (Anselin, 1992 *apud* Almeida, 2007)

⁸ Todos os mapas apresentados neste trabalho utilizaram a matriz de pesos com base no critério *Queen*.

Piracicaba), Laranjal Paulista e São Caetano do Sul (região metropolitana de São Paulo), que também podem ser consideradas como pontos de alavancagem.

Figura 1 – Diagrama de dispersão de Moran das patentes *per capita*



Fonte: Elaboração própria com o auxílio do software GEODA.

Estas localidades revelam um forte potencial inovador e organizacional, mormente São Caetano do Sul, que fica localizado próximo aos municípios de São Bernardo do Campo (grande polo moveleiro). Os pólos ou parques tecnológicos compreendem arranjos locais com presença de produtores especializados em setores de alta tecnologia. E, os pólos localizados em alguns municípios paulistas, como no caso de São Bernardo, se destacam pela presença de pequenas e médias empresas especializadas, onde geram externalidades positivas para o conjunto de municípios vizinhos.

Grande parte dos municípios localizados no quadrante BA como: Franco da Rocha, Paulínia e Ribeirão Pires contribuem para a criação e continuidade de *clusters* localizados nas regiões dos quadrantes AA. Muitos estão situados no interior paulista, onde contam com uma complexa rede de transportes, tendo como eixos principais as rodovias Anhanguera, Bandeirantes e Washington Luís.

A estatística c de Geary, que representa uma outra medida global de autocorrelação espacial, da mesma forma que o I de Moran, testa a aleatoriedade espacial. Sua fórmula é dada abaixo:

$$c = \frac{n-1}{2\sum_{i}\sum_{j}w_{ij}} \frac{\sum_{i}\sum_{j}w_{ij}(y_i - \bar{y})^2}{\sum(y_i - \bar{y})^2} \quad (11)$$

em que n é número de regiões; y_i é a variável de interesse; \bar{y} é a média dessa variável e w_{ij} é o elemento da matriz de peso espacial.

O valor de c de Geary situa-se entre 0 e 2, de modo que seu valor esperado é 1. Os resultados que forem menores a seu valor esperado, indica autocorrelação espacial positiva, enquanto que valores maiores que 1, representa autocorrelação espacial negativa.

Com relação à estatística G de Getis-Ord, pode-se interpretá-la de forma diferente as estatísticas apontadas anteriormente (I e c). Um valor da estatística G positivo significa que uma região com alto valor de patentes *per capita* está rodeado por municípios que apresentam também um elevado valor de patentes *per capita*. Já um valor negativo de G representa que uma

região com baixo valor de patentes per capita está circundada de municípios que apresentam pequena concentração de patentes *per capita*.

A estatística é definida pela seguinte expressão:

$$G = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j} \quad (12)$$

na qual y_i e y_j são as variáveis de interesse, respectivamente, da região i e j , e $w_{ij}(d)$ é o elemento da matriz geográfica de distância binária.

O resultado da estatística c de Geary foi 0.843 (entre 0 e 1) e G de Getis–Ord 0.0164 em que revelaram significância estatística (p -valor = 0.0000). Como pode ser observado, ambas exibem autocorrelação espacial positiva, ratificando o resultado da estatística I de Moran (*vide* Tabela 2).

Tabela 2 – Testes de autocorrelação espacial global

| Estatística | Valor | Matriz de peso espacial | Média | Desvio-padrão | Z- Value | Prob. |
|------------------|------------|-------------------------|--------|---------------|-----------|----------|
| I de Moran | 0.1791908 | Rainha | -0.002 | 0.023992 | 7.771.470 | 0.001000 |
| C de Geary | 0.8432078 | Rainha | 1.000 | 0.031111 | -503.975 | 0.000000 |
| G de Getis – Ord | 0.01640981 | Rainha | 0.009 | 0.000864 | 8.806.270 | 0.000000 |

Fonte: elaboração própria do autor com base no programa SpaceStat.

4.2.2 – Autocorrelação Espacial Local

O objetivo da autocorrelação espacial é captar padrões de associação local (*clusters* ou *outliers* espaciais), que são geralmente ocultados pelas estatísticas de autocorrelação global. A autocorrelação local pode ser calculada pela estatística do I de Moran local, também conhecido como *Local Indicator Spatial Association* (LISA).

A interpretação para esta estatística é dada da seguinte forma: um valor positivo e significante nos indica um *cluster* espacial com altos valores (*hot spot*), e ao contrário, um valor negativo e significante representa um *cluster* com valores baixos (*cool spot*).

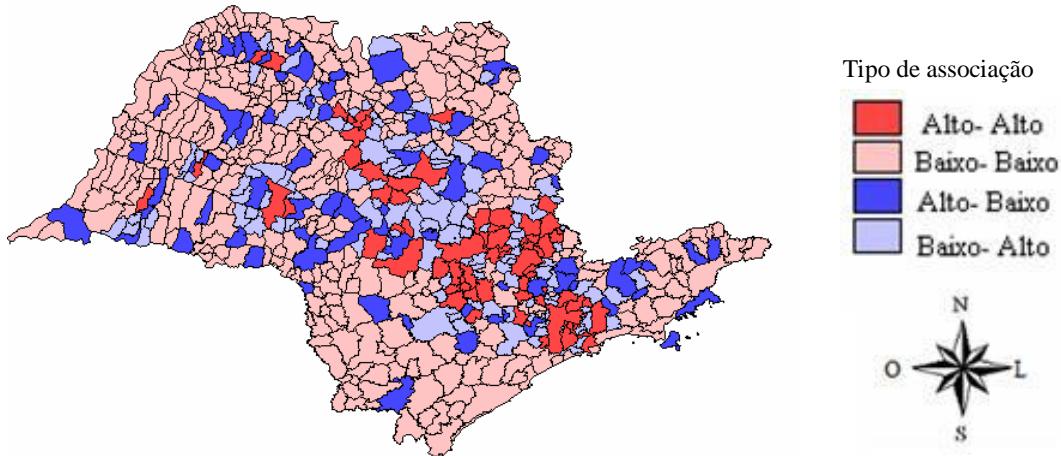
Anselin (1996), afirma que um *Local Indicator of Spatial Association* (LISA) será qualquer estatística que satisfaça a dois critérios: a) um indicador LISA deve possuir, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais, significativos estatisticamente, de valores similares em torno da vizinhança de uma determinada observação (no caso, município); e b) o somatório dos LISAs, para todas as regiões, será proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global.

Assim, a estatística I_i de Moran local para a variável patentes *per capita* (y) observada no município i , é dada por:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n} \quad (13)$$

Com o mapa de dispersão de Moran (Figura 2) é possível ter uma visão geral da taxa de patenteamento por municípios em São Paulo e também, sinaliza a associação espacial em diferentes áreas.

Figura 2 – Mapa de Dispersão de Moran das patentes *per capita*



Fonte: Elaboração própria com base no programa ArcView – GIS

No mapa se averigua associações de municípios de alta atividade tecnológica que são vizinhos de municípios com desempenho bastante semelhante (classificação Alto-Alto), podemos citar as regiões mais desenvolvidas do Estado como a capital de São Paulo, Campinas e Ribeirão Preto.

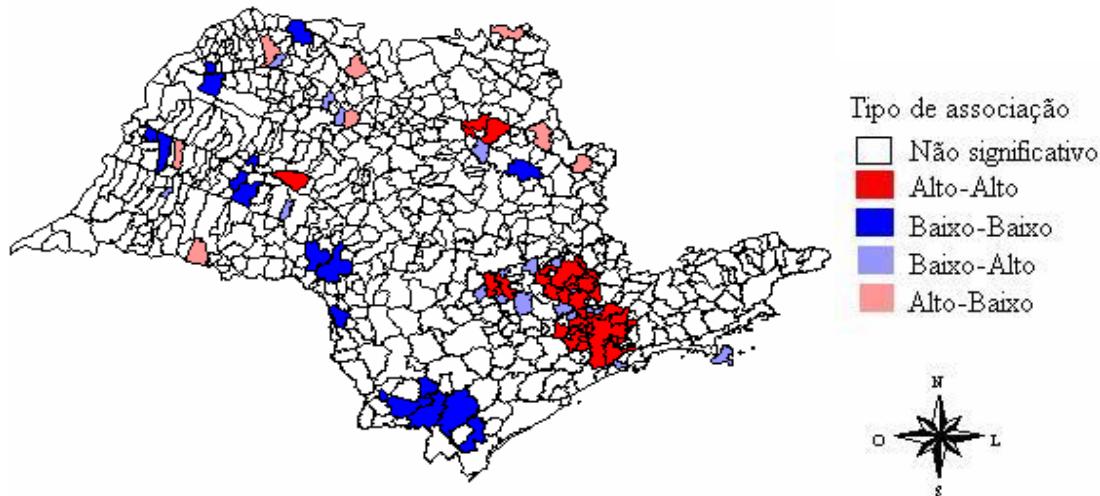
A complexidade da estrutura industrial paulista pode ser verificada na cidade de São Paulo (capital) e nas cidades vizinhas, onde se localizam um parque industrial bastante diversificado, que conta com quase todos os setores da indústria (têxtil, calçados e vestuário, até os setores da indústria pesada como metal mecânica e química) (SOUZA e GARCIA, 1999).

Tanto a região de Campinas e Ribeirão Preto são proeminentes tanto pelo caráter local inovador quanto pelas relações usuário-produtor e instituições presentes em cada uma delas. Campinas se revela por ser um pólo fortemente especializado na área de telecomunicações e informática. Já em relação a região de Ribeirão Preto, sua potencialidade é voltada na produção de açúcar e álcool, cítricos, café, milho e soja, com altos índices de mecanização e alta produtividade.

Pelo mapa de *cluster* (Figura 3) se constata uma maior concentração de municípios com alto número de patentes *per capita*. Esse efeito é justificado por municípios que possuem uma boa infra-estrutura urbana e tecnológica favorável ao desenvolvimento tecnológico mais equilibrado.

Como se torna patente pela visualização na Figura 3, uma forma de exemplificar tal afirmação têm-se os municípios de São Bernardo do Campo, São Paulo (capital), São Caetano do Sul e Jundiaí. Localidades próximas a capital e que, possuem elementos importantes para a definição de aglomerações, quer dizer, presença de produtores especializados em setores de alta tecnologia e a influência de organismos voltados à prestação de serviços às empresas, especialmente em áreas pré-competitivas (GOMES, 1995).

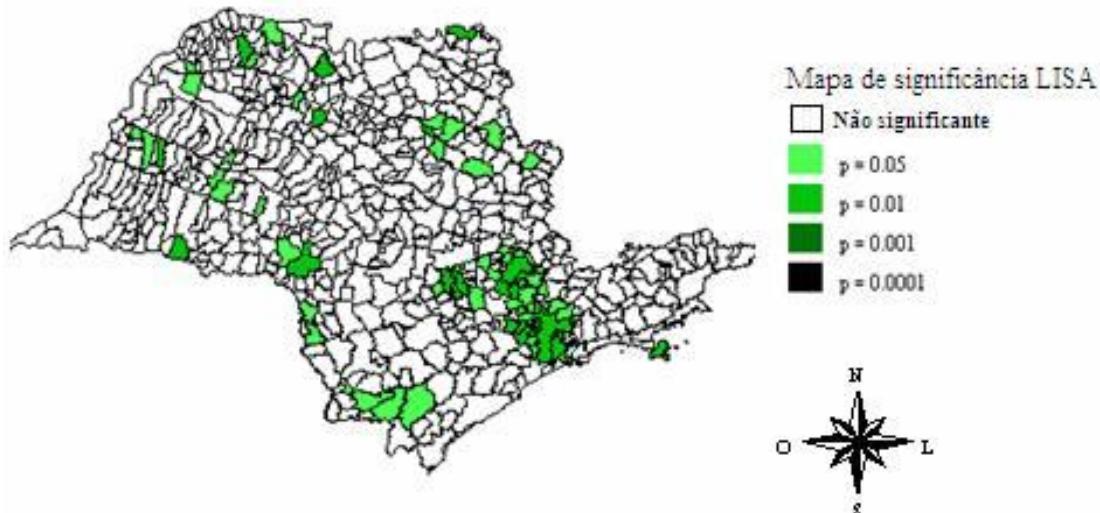
Figura 3 – Mapa de *Clusters* das patentes *per capita*



Fonte : Elaboração própria com base no programa Geoda

No que diz respeito ao mapa de significância de Moran (LISA), a Figura 4 ilustra as estatísticas *I* local de Moran significantes aos municípios com alto patenteamento. Comparando-se com o mapa de *cluster*, constatamos que as mesmas regiões destacadas acima aparecem no mapa de significância, ratificando o efeito dos transbordamentos tecnológicos presentes nos municípios, vizinhos de outros municípios que apresentam valores semelhantes para esta variável.

Figura 4 – Mapa de Significância de Moran (LISA) das patentes *per capita*



Fonte : Elaboração própria com base no programa Geoda

4.4 – Análise dos *outliers* globais e espaciais

Formalmente, os *outliers* podem ser definidos como observações que não seguem o mesmo padrão que a maioria dos dados e, podem ser classificados de duas formas: *outliers globais* e *outliers espaciais* (ou locais).

Os *outliers globais* são observações que fogem muito do restante das outras observações tanto para cima (superior) quanto para baixo (inferior). As estatísticas G_i ou I_i são usadas para identificar os municípios que são *outliers globais*. A identificação dos *outliers globais* pode ser através dos instrumentos: *box plot*, *box map* (ferramenta para detectar *outliers globais* superiores) e cartograma (representa um mapa em que os polígonos irregulares representando as regiões são substituídos por círculos proporcionais ao valor da variável, patentes per capita).

A despeito dos *outliers espaciais* (locais), podem ser definidos como observações que não seguem o mesmo processo de dependência espacial que o padrão da maioria dos dados. Anselin (1996) afirma que os *outliers espaciais* podem ser sinais de má especificação da matriz de pesos espaciais ou a inadequada escala espacial dos dados.

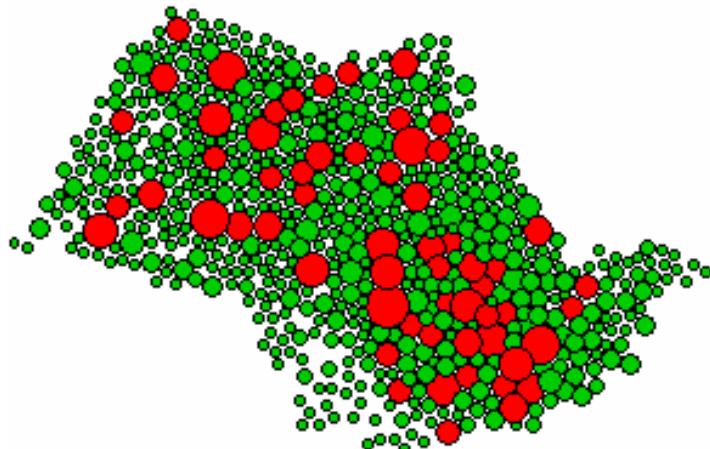
No entanto, convém salientar a diferença entre *outlier* espacial e pontos de alavancagem no espaço. Pontos de alavancagem são observações que embora seguindo a mesma associação espacial dos restantes dos dados, exerce uma influência grande na determinação do grau de associação espacial.

Tanto os pontos de alavancagem quanto os *outliers* são identificados através do diagrama de dispersão de Moran. O diagrama permite identificar os quatro tipos de associações: AA, BB, AB e BA. A indicação de autocorrelação espacial positiva, quer dizer, a inclinação da reta da regressão ser positivamente inclinada, para uma variável representa que a maioria das observações está localizada nos quadrantes AA e BB. Ao contrário, uma autocorrelação espacial negativa indica que as observações situam-se nos quadrantes AB e BA. (ANSELIN, 1996).

Desse modo, pode-se identificar os *outliers espaciais* como observações localizadas nos quadrantes AB e BA, enquanto que observações situadas nas associações AA e BB se traduzem em pontos de alavancagens.

Uma boa ferramenta para a detecção de *outliers globais* superiores ou inferiores, explicitada anteriormente, é o cartograma (Figura 5), cujo tamanho de cada bola representa o valor da variável patente per capita para cada município. As bolas vermelhas identificam *outliers globais* superiores, enquanto que nos lugares vazios, são regiões que não apresentam indícios de criação de patentes.

Figura 5 – Cartograma para as patentes *per capita* no período de 1999-2001



Fonte : Elaboração própria com base no programa Geoda.

Pelo cartograma se identifica os municípios que não estão localizados próximos a capital, como: Laranjal Paulista, Dumont, Campinas e Itupeva, o que ratifica a desconcentração espacial das patentes *per capita* em São Paulo (Figura 5). Essas localidades são consideradas *outliers* globais, pois se destacam frente aos demais municípios. Além disso, situadas no interior do Estado, podem revelar condições propícias ao desenvolvimento local e com a presença de organismos e instituições voltadas à prestação de serviços a empresas da região.

5 –RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente estimou-se a variável dependente contra as variáveis explanatórias sem considerar a correção espacial. A Tabela 3 mostra os resultados obtidos por MQO⁹, como primeira tentativa de modelar a atividade tecnológica dos municípios de São Paulo.

Tabela 3 - Resultados da primeira regressão por MQO das patentes *per capita* dos municípios paulistas.

| Variável | Coeficientes | Valores | Desvio Padrão | z-value | Prob |
|----------|--------------|---------|---------------|---------|----------|
| CONSTANT | α | 1,8933 | 1,4197 | 1,3336 | 0,182800 |
| GRADP | β_1 | 0,0010 | 0,0006 | 1,5679 | 0,117400 |
| MEDOP | β_2 | 0,0185 | 0,0058 | 3,2052 | 0,001417 |
| POTD | β_3 | 0,0068 | 0,0012 | 5,8479 | 0,000000 |
| ULP | β_4 | 0,0005 | 0,0003 | 1,6615 | 0,097101 |
| EXPP | β_5 | 0,0001 | 0,0002 | 0,5427 | 0,587496 |
| POUPP | β_6 | 3,6270 | 1,2486 | 2,9049 | 0,003802 |
| CTRSPS | β_7 | -5,4428 | 2,0987 | -2,5935 | 0,009720 |

Fonte: Elaboração própria através do programa SpaceStat.

Pode-se observar que os sinais dos coeficientes são condizentes em relação a teoria. E, a maioria das variáveis são significativas, com exceção da constante e das variáveis GRADP e EXPP.

Tabela 4 - Diagnóstico da Regressão por MQO.

| Testes | Valor | Prob |
|---------------------------|----------|---------|
| Jarque-Bera | 11.728,6 | 0,00000 |
| Koenker-Basset | 2,79283 | 0,90348 |
| White | 17,42951 | 0,99429 |
| Moran | 2,80466 | 0,00504 |
| LM(erro) | 6,69300 | 0,00968 |
| LM robusto (erro) | 1,28759 | 0,25649 |
| Kelejian- Robinson (erro) | 12,88813 | 0,11576 |
| LM(lag) | 10,57105 | 0,00115 |
| LM robusto (lag) | 5,16563 | 0,02304 |
| LM (SARMA) | 11,85863 | 0,00266 |

Fonte: Elaboração própria através do programa SpaceStat.

⁹ Por MQO, o valor da Máxima Verossimilhança (MV) foi de 5038.61, seguido pelo AIC de -10061.2 e SC - 10025.5, valores considerados satisfatórios. A qualidade do ajustamento (R2) foi de 22,61%. E, em relação a condição de multicolinearidade está muito abaixo (9,58) do nível máximo de tolerância que é 30.

Nos resultados da estimação da Tabela 4 constata-se que pelos testes de *Koenker-Basset*, não se rejeita a hipótese nula de homocedasticidade, sendo a hipótese de erros homocedásticos satisfeita.

Porém, quanto ao teste de *Jarque-Bera*, se verifica que os resíduos não seguem uma distribuição normal, exibindo o problema de não normalidade dos erros. Com isso, deve-se levar em consideração o teste Kelejian-Robinson que não pressupõe a normalidade dos resíduos. A hipótese nula do teste é que os resíduos são distribuídos aleatoriamente ao longo do espaço, isto é, não há autocorrelação espacial nos resíduos. Pelo teste da tabela 4 revela-se que os resíduos seguem uma distribuição aleatória.

A tabela 4 também apresenta os testes para determinar se as relações espaciais estão presentes na regressão e de qual forma. Os testes de dependência espacial apontam que a dedução sobre a inferência baseada em uma especificação não espacial é inválida para as patentes *per capita* dos 645 municípios paulistas.

Logo, por meio dos testes específicos, do tipo Multiplicador de Lagrange (ML) para o erro auto-regressivo e para a defasagem, pode-se especificar a forma assumida pela autocorrelação espacial. Os testes residuais, acompanhados de suas versões robustas, segundo o procedimento de Florax *et alii* (2003), indica que o modelo de defasagem é o mais apropriado, tanto pela sua significância quanto pelo seu valor, sendo mais alto que o modelo de erro robusto.

Deste modo, considerando uma distribuição não normal dos resíduos, estimou-se o modelo pelo método das variáveis instrumentais. Este método é equivalente aos mínimos quadrados em dois estágios e, possui uma vantagem adicional. Tal método não prescinde do requisito da propriedade da normalidade do erro aleatório.

A Tabela 5 exibe os resultados da estimação considerando a autocorrelação espacial em um modelo de defasagem espacial¹⁰, que foi sugerido pelos testes realizados acima. A forma funcional do modelo de defasagem espacial é especificada abaixo:

$$\begin{aligned} PATPER = \alpha + \rho W_1 PATPER + \beta_1 MEDOP + \beta_2 POTD + \beta_3 CTRPSP + \beta_4 ULP + \\ + \beta_5 EXPP + \beta_6 POUPP + \beta_7 GRADP + \varepsilon \end{aligned} \quad (14)$$

Diante da especificação do modelo linear (14), segue os resultados estimados:

Tabela 5 -Modelo de defasagem espacial por variáveis instrumentais (VI)

| Variável | Coeficientes | Valores | Desvio Padrão | z-value | Prob |
|----------|--------------|---------|---------------|---------|----------|
| W_PATPER | ρ | 0,0482 | 0,0154 | 3,1337 | 0,001726 |
| CONSTANT | α | -0,0538 | 1,6015 | -0,3364 | 0,736528 |
| GRADP | β_1 | 0,0009 | 0,0006 | 1,4701 | 0,141539 |
| MEDOP | β_2 | 0,0163 | 0,0058 | 2,8379 | 0,004541 |
| POTD | β_3 | 0,0571 | 0,0120 | 4,7681 | 0,000020 |
| ULP | β_4 | 0,0005 | 0,0003 | 1,7765 | 0,035656 |
| EXPP | β_5 | 0,0351 | 0,0159 | 0,2206 | 0,825414 |
| POUPP | β_6 | 0,0320 | 0,0124 | 2,5793 | 0,009898 |
| CTRPSP | β_7 | 0,0282 | 0,0223 | -1,2626 | 0,002067 |

Fonte: Elaboração própria através do programa SpaceStat.

Na estimação do modelo de defasagem espacial pelo método das variáveis instrumentais (Tabela 5), verifica-se que os resultados foram semelhantes ao modelo de MQO estimado. Tanto a qualidade de ajustamento (R2) do modelo (i.e. aumento para 24.82%), quanto os sinais e a

¹⁰ Através do método das variáveis instrumentais o valor obtido do R2 foi 24.82% e o Multiplicador de Lagrange (erro) obteve o valor de 1.55 com probabilidade de 21.29%

magnitude das variáveis foram esperados e semelhantes ao modelo anterior, respectivamente. Ademais, o teste de multiplicador de Lagrange indicou a ausência de dependência espacial com nível de significância superior a 21%.

A maioria das variáveis foi significativa ao nível de 95% de confiança, com exceção da constante e das variáveis referentes aos alunos graduados e a exportação *per capita* por município. A justificativa para a rejeição da variável GRADP estaria na pouca ou nenhuma representatividade da mesma no processo do sistema inovativo da região paulista (i.e. maior importância a influência dos pesquisadores mestres e doutores na realização de P&D das firmas nas regiões).

Já em relação a variável EXPP, possivelmente a composição das firmas que inovam não tendem a exportar seus produtos e/ou processo, já que segundo ALBUQUERQUE *et alli*. (2005) São Paulo apresenta um peso expressivo das patentes de indivíduos (pessoas físicas) em comparação com pessoas jurídicas (empresas). Em virtude disso, grande parte das inovações que são patenteadas tem como objetivo principal a garantia da propriedade da idéia do inovador, não possuindo caráter competitivo e exportador. Outra justificativa seria o fato das firmas brasileiras enfrentarem pressões por parte da concorrência internacional, principalmente nos setores de intensidade tecnológica mais alta, em que não têm sido capazes de uma inserção externa pautada na competitividade do mercado (DE ARAÚJO, 2005).

O valor positivo e significativo para o coeficiente da variável dependente defasada (*W_PATPER*) é de grande relevância, porque permite-se afirmar que o coeficiente da defasagem espacial da inovação se relaciona de forma direta com as inovações que ocorrem em municípios vizinhos. Esse resultado também sugere que os transbordamentos de conhecimento tecnológico são determinantes na atividade inovativa, quando consideramos todos os municípios de São Paulo.

Essa assertiva pode ser ratificada através dos testes de especificação econométrico que apontam a inclusão da variável dependente defasada como necessária, sendo interpretada na literatura como evidência de transbordamento espacial. O efeito de transbordamento também é verificado no trabalho realizado por Gonçalves e Almeida (2008). Os autores afirmam que há existência de transbordamentos de conhecimento em algumas microrregiões brasileiras, sugerindo também que a atividade tecnológica das microrregiões vizinhas é um determinante positivo e significante da atividade tecnológica regional.

No tocante a variável *CTRPSP*, o sinal negativo seria a relação inversa com a distância do município de São Paulo (capital), como abordado anteriormente na seção 3. Isso significa que, municípios afastados da capital, revelam uma grande importância no processo de difusão da inovação. Tal resultado corrobora com a afirmação de Diniz e Gonçalves (2001), no qual os autores afirmam que a capacidade inovadora poderá estar em cidades com menores estruturas industriais e fortes especializações produtivas. Essas cidades possuem predominância de setores mais intensivos de conhecimento, concentração de pesquisa e mercado de trabalho especializado, como exemplo, pode-se citar as cidades de Campinas, São José dos Campos, São Carlos, entre outras.

O valor do coeficiente e o sinal positivo da variável *POTD* se devem pela relação direta da influência da grande concentração de indivíduos empregados, com funções semelhantes e diferentes na geração da inovação local. De Negri *et alli* (2006) estacam que algumas atividades são mais importantes na criação de emprego e renda para uma parcela significativa da população. As ocupações de maior conteúdo tecnológico podem ser encontradas no setor de serviços, dentre os quais se destacam as empresas especializadas na prestação de serviços para outras empresas (e.g. as empresas de telecomunicações e transporte, que são bastante relevantes do ponto de vista de eficiência econômica).

Também há uma relação positiva, embora menos forte que as demais, entre as unidades locais (*ULP*). Tal resultado pode ser explicado pela desconcentração espacial das inovações, o que acarreta um predomínio das unidades em que geram uma atividade inovativa dinâmica e

com uma infra-estrutura mais amadurecida. Tal assertiva difere nas pequenas cidades, onde na ausência de empresas dinâmicas, não se equiparam às metrópoles e às cidades de médio porte que possuem boa infra-estrutura e atratividade a inovação.

Em relação a variável *MEDOP*, observou-se que a significância e o coeficiente positivo da quantidade de doutores e mestres nos cursos de pós-graduação são relevantes ao processo inovador. Sua explicação pode estar na estreita relação entre a proximidade dos pólos ou parque tecnológicos com as universidades e institutos de pesquisa científica e tecnológica presentes no Estado de São Paulo.

Este resultado comprova o peso das universidades e institutos de pesquisa no patenteamento do país e de São Paulo (ALBUQUERQUE *et alli*, 2005). Dentre as instituições a Unicamp, Embrapa e USP são referências no país no âmbito de pesquisa no patenteamento. Como um todo o Estado de São Paulo diferencia-se do quadro nacional, devido ao importante papel que o seu sistema institucional de ciência e tecnologia (C&T) ocupa e pela excelente base acadêmico-universitária e de pesquisa (DINIZ e GONÇALVES, 2001). O eixo central da sua importância acadêmica está na produção científica realizada dentro do Estado, o que equivale aproximadamente à metade da produção nacional (QUADROS *et alli*, 2001).

Ainda assim é necessária uma análise regional mais aprofundada a respeito das influências dos determinantes da inovação nos municípios paulistas. No entanto, os resultados apresentados reforçam a hipótese do grande peso relativo ao Estado de São Paulo. A justificativa não está somente em sua ampla e diversificada estrutura industrial, mas também pela geração e difusão de conhecimento decorrente do seu dinâmico sistema inovativo (ALBUQUERQUE *et alli*, 2005; QUADROS *et alli*, 2001).

6 – EPÍLOGO

Este trabalho forneceu contribuições acerca da atividade tecnológica nos 645 municípios de São Paulo por meio do conjunto de técnicas, instrumentos e procedimentos da econometria espacial. Embora haja discrepâncias devido à heterogeneidade espacial, a análise extraída com tal metodologia confirma os resultados encontrados para os sinais e significância estatística dos coeficientes estimados (i.e. qualificação em nível de mestrado e doutorado, a distância em relação a capital paulista, as unidades locais produtivas, a população ocupada e a poupança monetária) pelo modelo defasagem especial por variáveis instrumentais (VI).

Diante das inferências realizadas, o trabalho evidencia a questão do espaço como relevante para a dinâmica da atividade tecnológica local. Organismos institucionais de pesquisa, que concentram pesquisadores (mestres e doutores), além de fomentarem e desenvolverem relações de cooperação entre empresas envolvidas, contribuem para o caráter local da geração de novas tecnologias e da formação de sistemas localizados de inovações. Gonçalves (2007) afirma que a qualidade da vizinhança é um fator essencial para o processo de transbordamento tecnológico. Tais efeitos vicinais são frequentemente oriundos de pólos tecnológicos e *clusters industriais* em alguns municípios paulistas.

Embora este seja um fator que contribua ao processo de geração de inovações, o elevado número de patenteamento das universidades demonstra debilidade ao setor produtivo do que propriamente da força das instituições de pesquisa (ALBUQUERQUE *et alli*, 2005). Uma das soluções a este problema seria utilizar e ampliar a estrutura econômica e os parques industriais já existentes, além de incentivos e políticas públicas que possam levar, não só o estado de São Paulo, mas o país, a um padrão de especialização tecnológica comparável a níveis internacionais.

Além disso, de forma interessante, o coeficiente estimado da distância em relação a capital (São Paulo) ratifica a hipótese de que, no caso do estado paulista, os pólos ou distritos industriais distantes do centro influenciam os sistemas regionais ou locais de inovações. Desse modo, tal influência não só ocorre pela polarização de atividades industriais, mas também pela

concentração de empresas inovadoras e/ou instituições públicas e privadas de pesquisa localizadas nessas regiões longínquas.

Estudos mais aprofundados sobre as condições de geração e difusão da inovação nos municípios paulistas, como também a adoção de políticas (ou medidas) de incentivo e fomento à inovação, devem ser consideradas. Tais políticas poderiam ocorrer por meio de isenções tributárias para investimentos em P&D e, oferecendo suporte a iniciativas locais, como incubadoras e parques tecnológicos. Destarte, longe de ser categórico, este trabalho apenas buscou evidenciar a importância dos referidos determinantes sobre as inovações paulistas.

REFERÊNCIAS

- ACS, Z. J., AUDRETSCH, D. B. Patents as a measure of Innovative Activity. **Kyklos-International Review for Social Sciences**, v. 42, n. 2, p. 171-180, 1989.
- ALBUQUERQUE, E.M., BAESSA, A., SILVA, L.A., Atividade de patenteamento no Brasil e no exterior. In: FAPESP (Org.). **Indicadores de Ciência e Tecnologia e Inovação em São Paulo. São Paulo**. FAPESP. v. 1, cap. 6, p. 6.1-6.37, 2005.
- ALMEIDA, E. S. de. **Econometria Espacial Aplicada**. Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora: 2º semestre de 2007. Mimeografado.
- ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: methods and models**. Kluwer Academic, Boston, 1988.
- ANSELIN, L. The Moran Scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. **Spatial Analytical perspectives in GIS**. Taylor and Francis, London, p. 111-125, 1996.
- ANSELIN, L., BERA, A. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: ULLAH A. e GILES D. E. (Eds.). **Handbook of applied economic statistics**, New York, p. 237-289, 1998.
- AUDRETSCH, D. B. Knowledge, globalization and regions: an economist's perspective. In: DUNNING, J.H. **Regions, globalization and knowledge-based economy**, Oxford, Oxford U.P., 2000.
- AUDRETSCH, D. B., Agglomeration and the location of innovative activity. Oxford. **Review of Economic Policy**, v. 14, n. 2, 1998.
- AUDRESTCH, D.B., FELDMAN, M. P. R&D spillovers and the geography of innovation and production. **American Economic Review**, v. 86, n. 3, p. 630- 640, jun. 1996.
- BAUMONT, C.; ERTUR, C; LE GALLO, J. **The European regional convergence process 1980-1995**: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter? University of Burgundy, 2002. Disponível em: <<http://129.3.20.41/eps/em/papers/0207/0207002.pdf>> Acesso em 10 jan 2008.
- BERNARDES, R. Produção de estatísticas e inovação tecnológica (1996 – 2001), **São Paulo em Perspectiva** . Vol.17. nº 3-4 – São Paulo, SP, 2003
- CANO, W., **Raízes da concentração industrial em São Paulo**. São Paulo: Hucitec, 1977.
- CARLINO, G.; CHATTERJEE, S.; HUNT, R. Knowledge spillovers and the new economy of cities. **Philadelphia: Federal Reserve Bank of Philadelphia**. Working Paper, p. 01-14, set., 2001.

- DE ARAÚJO, B. C. P. O. **Os determinantes do comércio internacional ao nível da firma: evidências empíricas.** Texto para discussão, n. 1133, 45p. Brasília, 2005.
- DE NEGRI, F., DE NEGRI, J. A., COELHO, D., TURCHI, L., Tecnologia, Exportação e Emprego. In: DE NEGRI, J.A., DE NEGRI, F. COELHO, D. (Orgs.), **Tecnologia, Exportação e Emprego.** Brasília: IPEA, cap. 1, p. 17-51, 2006.
- DINIZ, C. C., GONÇALVES, E., Economia do Conhecimento e Desenvolvimento Regional no Brasil. In: **I Encontro de Estudos Regionais e Urbanos.** São Paulo, 2001.
- FELDMAN, M. P., AUDRETSCH D. B. Innovation in cities: science-based diversity, specialization and localized competition. **European Economic Review**, n. 43, p. 409-429, 1999.
- FLORAX, R. J. G. M., FOLMER, H., REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: **The relevance of Hendry's methodology.** **Regional Science and Urban economics.** v. 33, n.5, p. 557–79, 2003.
- FRANSMAN, M. Conceptualising technical change in the third world in the 1980s: an interpretive survey. **Journal of Development Studies**, v. 21, n. 4, p. 572-652, jul. 1985.
- GLAESER E. L., KALLAL H. D., SCHEINKMAN J. A. and SHLEIFER, A. Growth in cities, **Journal of Political Economy**, n.100, p. 1126-1152, 1992.
- GOMES, E. J. **A experiência brasileira de pólos tecnológicos: uma abordagem político-institucional.** 1995. Dissertação (Mestrado), Campinas, UNICAMP.
- GONÇALVES, E. O Padrão Espacial da Atividade Inovadora Brasileira: Uma Análise Exploratória. **Estudos Econômicos**, n. 2, v. 37, p. 405-433, 2007.
- GONÇALVES, E.; ALMEIDA, E. S. **Innovation and spatial knowledge spillovers:** evidence from Brazilian patent data. In: 8th RSAI WORLD CONGRESS, São Paulo. 8th RSAI WORLD CONGRESS, 2008.
- GRILICHES, Z. Issues in asserting the contribution of R&D to productivity growth. **Bell Journal of economics**, v. 10, p. 92-116, 1979.
- GRILICHES, Z. Patent statistics as economic indicators: a survey. **Journal of Economic Literature**, v.28, n.04, p. 1661 – 1707, dez. 1990
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Base de Dados*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br> Acesso em: 8 out. 2007
- IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Base de Dados. Disponível em: < <http://www.ipeadata.gov.br> > Acesso em 29 de setembro de 2007.
- JACOBS, J. The economy of cities. Nova York: **Random House**, 1969.
- JAFFE, A. B. Real effects of academic research. **The American Economic Review**, n. 5, v. 79, p. 957-970, dez. 1989.
- JOHNSON, D. K. N., BROWN, A. How the west has won: regional and industrial inversion in U.S. patent activity. **Economic Geography**. v. 80, n. 3 p. 241–260, 2004.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A Generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **Internacional Economic Review**, vol. 40, n.2, 1999.
- LESAGE, J. P. **Spatial econometrics.** Department of Economics, University of Toledo, May, 1999.

- MARSHALL, A. **Organização Industrial** (Cont.) –Concentração de Indústrias Especializadas em Certas Localidades. Princípios de Economia. Abril, v. 1, cap. 10, p. 231-238, 1982.
- MORENO-SERRANO, R.; PACI, R.; USAI, S. Spatial Spillovers and Innovation Activity in European Regions. **Centro Ricerche Economiche Nord Sud**. Working Paper, p. 03-10, set., 2004
- PACHECO, C.A., CRUZ, BRITO, C. H. Instrumentos para o Desenvolvimento Desafios para C&T e inovação em São Paulo. **São Paulo em Perspectiva**, v. 19, n. 1, p. 3-24, jan./mar. 2005.
- QUADROS, R., BRISOLLA, S., FURTADO, A., BERNARDES, R. Força e Fragilidade do Sistema de Inovação Paulista. **São Paulo em Perspectiva**, v. 14, n. 3, p. 124-141, 2001.
- SCHUMPETER, J. A. Teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico. **Os Economistas**. Tradução Maria Sílvia Possas. São Paulo, Abril Cultural, 1982.
- SIMMIE, J. Innovation and agglomeration theory. In: SIMMIE, J. (Ed.), **Innovative cities**. New York: Spon Press, p. 11-52, 2001.
- SOUZA, M. C., GARCIA, R. Globalização e Inovação Localizada: Experiências de Sistemas Locais no Mercosul. **Sistemas locais de inovação em São Paulo**, 1999.
- TRAJTENBERG, M. A penny for your quotes: patent citations and the value of innovations. **Rand Journal of Economics**, v. 21, n. 1. p. 172-187, 1990.
- WOOD, P. Conclusions: innovative cities in Europe. In: SIMMIE, J. (Ed.), **Innovative cities**. New York: Spon Press, p.231 – 247, 2001.