

ANÁLISE E INVESTIGAÇÃO DOS FATORES DETERMINANTES DA INOVAÇÃO NOS MUNICÍPIOS DE SÃO PAULO*

Rosa Livia Gonçalves Montenegro

Mestranda pelo Curso em Economia Aplicada (CMEA/UFJF)
E-mail: rosalia@gmail.com

Admir Antônio Betarelli Junior

Mestre pelo Curso em Economia Aplicada (CMEA/UFJF).
E-mail: abetarelli@yahoo.com.br

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 espacial como o mais adequado para a estimação 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.

Código JEL: C21, O10, R10

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 of the 645 cities in São Paulo State between 1999 and 2001. The analysis will be based on the following 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 from 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 specific regions as technological center.

Key-words: Local Systems of Innovation; Technology Activity; Knowledge Spillovers

* Artigo recebido em novembro/2008 e aceito em janeiro/2009.

1 - Introdução

Grande parte das pesquisas empíricas¹, tendo como tema a inovação, vem atribuindo relevante importância para discussões em relação ao contexto espacial na geração de atividades inovativas. A relação entre localização, inovação e economias de aglomeração propicia a busca por novos conhecimentos pelas firmas. A aglomeração destas é capaz de fomentar e estimular processos inovativos que ocorrem nas suas próprias corporações e na interação com outras firmas (AUDRETSCH e FELDMAN, 1996).

Marshall (1982) atribuiu diversas causas que levam a aglomeração geográfica por parte das firmas a despontar também o processo inovador 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). A autora 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 à questão dos transbordamentos de conhecimento, que são originados 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 fundamenta-se no tamanho urbano das cidades: quanto maior o tamanho da região, maiores serão as chances de interações locais.

A concepção adotada pela literatura internacional no processo de inovação é semelhante àquela que se observa nas estatísticas econômicas e nas inferências de patentes dos municípios paulistas. 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 peso nas estatísticas de patentes, utilizadas na pesquisa como *proxy* da inovação.

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

¹ Acs e Audretsch (1989); Carlino *et al.* (2001); Moreno *et al.* (2004).

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 seu papel de destaque na sua constituição e origem. Os efeitos podem ser observados pela dinâmica industrial do estado desde os meados da década de 70, entre os quais provocaram melhorias nas 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).

A indústria paulista, considerada a mais completa e abrangente do país, é caracterizada por sua acentuada diversificação. A atividade industrial abrange todos os setores da indústria de transformação, desde os ramos mais tradicionais como têxtil, calçados e vestuário, até os mais pesados como metal-mecânica e química (ALBUQUERQUE *et al.*, 2005; 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 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 diversos 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 (QUADROS *et al.*, 2001). Segundo Albuquerque *et al.* (2005), 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 do sistema produtivo mais avançado e inovador no 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.

Quadros *et al.* (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, pois 25% inseriram 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 implantar produtos modificados tecnologicamente e/ou processos pertencentes a outros setores.

3 - Modelo Teórico

Os modelos de econometria espacial procuram lidar com o tratamento da dependência e da heterogeneidade espacial. 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).

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. Nesses termos, Florax *et al.* (2003) destacam os seguintes procedimentos:

- 1) Estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por MQO;
- 2) Testar a hipótese de ausência da 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 por 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 significativo 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 $ML^* \rho < ML^* \lambda$, o modelo de erro auto-regressivo é 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, adotar o modelo de defasagem espacial. Porém, se o teste $ML^* \lambda$ é significativo e o $ML^* \rho$ não, adotar o modelo de erro espacial. No caso em que 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. O modelo, na versão mista, pode ser expresso da seguinte forma:

$$y = \rho W\hat{y} + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

em que $W\hat{y}^2$ é o vetor (nx1) de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é o coeficiente auto-regressivo espacial (um escalar).

O objetivo deste método é usar um conjunto de instrumentos para a defasagem espacial da variável dependente ($W\hat{y}^2$) que repousam em duas propriedades. A primeira refere-se à necessidade desses instrumentos estarem correlacionados com $W\hat{y}$. E a segunda, o conjunto de instrumentos não pode estar correlacionado com o termo de erro.

Quando não se insere $W\hat{y}$ no modelo de defasagem espacial, a implicação direta repousa numa falha de especificação da mesma natureza do que a omissão de variável relevante. O MQO não será apropriado nesse caso, pois se o modelo 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 procura-se capturar efeitos não-modelados que se manifestam no termo de erro inovacional. Geralmente, as mensurações destes efeitos são difíceis, por exemplo, o aumento qualitativo de conhecimento científico de uma determinada região sendo espreada para as demais regiões.

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

Este modelo apresenta a seguinte expressão:

$$y = X\beta + \mu \quad (2)$$

onde:

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (3)$$

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

²Representa a média dos valores da variável independente das unidades espaciais vizinhas.

E, após algumas manipulações algébricas, tem-se:

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1}\varepsilon \quad (4)$$

O procedimento de estimação dos modelos adotou as seguintes etapas:

- 1) estimação convencional pelo MQO;
- 2) utilização do teste de especificação a fim de detectar padrões espaciais nos resíduos;
- 3) 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 em 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 peculiaridades de estrutura das firmas locais (Z) e as particularidades urbanas (V).

A seguir a representação do modelo:

$$P = \alpha R + \beta Z + \gamma V + \mu \quad (5)$$

em que $\mu = \lambda W\mu + \varepsilon$

A variável dependente (P) é a *proxy* do produto de conhecimento tecnológico, representada pelas patentes *per capita*, e refere-se aos dados de patentes 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 dividido pelo total de habitantes do município correspondente. Dessa forma, a variável dependente resultará em patentes *per capita* dos municípios do estado de São Paulo. A utilização dessa variável está em consonância com Moreno *et al.* (2004) e Carlino *et al.* (2001).

Griliches (1990) declara que as patentes são boas indicadoras da atividade inventiva das firmas. O emprego 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, devem-se considerar algumas restrições, 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 busca³. Além disso, é importante destacar que algumas inovações nem sempre são patenteadas, uma vez que as mesmas são mantidas como segredo 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 mesmas fornecem uma medida crível da atividade inovativa, tanto que a intensidade de capital da firma é positivamente relacionada ao número de patentes. Os gastos com P&D das firmas, utilizados como variáveis explicativas, mostraram uma forte correlação com a atividade de patentes. Outras variáveis, como o conhecimento e o trabalho qualificado, também apresentaram uma relação positiva com a atividade inovadora.

Diante destas observações, os vetores R , Z e V da equação 5, que explicará o comportamento das patentes *per capita* paulistas, serão compostas pelas seguintes variáveis independentes:

$$R = (MEDOP, GRADP) \quad (6)$$

na qual *MEDOP* e *GRADP* correspondem, respectivamente, ao 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 motivação para o uso desta variável decorre da argumentação de Jaffe (1989) e Audretsch e Feldman (1996), que apontam 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 para relacionar a quantidade de alunos graduados à capacidade inovativa da localidade, quer dizer, quanto mais alunos graduados a localidade tiver, mais inovativa será aquela região.

³ 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.

Esta afirmação se confirma com o exemplo para São Paulo. Na região de Campinas, por exemplo, 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 e centros de pesquisa, o que representa uma espécie de *sinergia* para os agentes produtores locais⁴.

$$Z = (ULP, EXPP) \quad (7)$$

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

A variável *ULP* foi utilizada na pesquisa por Bernardes (2003). O autor destaca que as unidades locais da indústria presente nos municípios paulistas são relevantes ao processo inovador das firmas. Isso ocorre porque há uma grande diversificação da atividade econômica na localidade. Glaeser *et al.* (1992) enfatizam 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 desenvolvidas⁵. Destarte, considerando-se a existência de empresas com múltiplas localizações e/ou várias atividades econômicas, a investigação desta unidade permite obter análises na ótica espacial/geográfica.

A inclusão da variável *EXPP* justifica-se pelo seu mecanismo de estímulo à inovação. Fransman (1985) afirma que as exportações aumentam as pressões competitivas estimulando a melhoria da qualidade de produtos e a redução de custos. Deste modo, criam-se novas oportunidades para o aprendizado internacional e a ampliação de mercado da firma, proporcionando um melhor aproveitamento das economias de escala.

$$V = (CTRPSP, POTD, POUPP) \quad (8)$$

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

A despeito da população ocupada total (*POTD*), o trabalho de Glaeser *et al.* (1992) argumentam 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

⁴ No município fica localizado o pólo tecnológico campineiro que é cercado de duas grandes universidades, a Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP) e a Pontifícia Universidade Católica de Campinas (PUCAMP).

⁵ As unidades locais correspondem a um endereço de atuação da empresa ou a um sufixo do Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ).

geradas, os seus efeitos acabam influenciando as firmas e 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 monopólio local e o nível de competição sobre a inovação (CARLINO *et al.*, 2001).

Além dos fatores característicos da urbanização nas cidades, a distância em relação ao município de São Paulo (*CTRSP*) tem por finalidade captar se as áreas distantes da capital paulista exibem processo inovativo, efeito que pode ocorrer pelos 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 algumas das regiões industrializadas estão localizadas fora da grande São Paulo (e.g. Campinas e São José dos Campos).

A inserção da variável poupança (*POUPP*) está em consonância com as concepções teóricas de Schumpeter (1982). O autor enfatiza a importância do crédito como meio de auxiliar o processo inovador, ou seja, a inovação, sob a forma de introdução de novos bens ou técnicas de produção, requer crédito para o seu financiamento. Assim, como existe uma relação direta entre a oferta de crédito e a poupança, a variável *POUPP* pode explicar o comportamento inovador dos municípios. Dessa maneira, 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)
CTRSP	Refere-se a distância em relação ao município de São Paulo	Jacobs (1969)	IPEA (2007)
ULP	Representa a divisão das unidades locais 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 em relação à 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 parcialmente.

Por sua vez, utilizar diretamente modelos econométricos espaciais, não levando em consideração esses efeitos, pode acarretar problemas de inferência estatística, além de 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*). Pela técnica pode-se detectar se há padrões de associações espaciais (*clusters* espaciais significativos) nos municípios de São Paulo. Esse diagnóstico permite afirmar se os dados da variável dependente estão autocorrelacionados espacialmente ou não (aleatórios): 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 das estimações 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 captasse a maior parte da interação espacial da variável dependente, foi baseado no procedimento de Baumont *et al.* (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 diante 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 por meio das estatísticas: I de Moran, c de Geary e G de Getis-Ord. Estas estatísticas permitem detectar a existência ou não da autocorrelação espacial da variável empregada.

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

$$I_t = \left(\frac{n}{S_o} \right) \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (9)$$

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 com elementos 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 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 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, isto é, municípios com alta concentração de patentes *per capita* estão 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. Nesse caso, municípios com baixa concentração de patentes *per capita* estão rodeados por municípios que apresentam alta concentração de patentes *per capita* ou localidades com alta concentração de patentes *per capita* são vizinhos de municípios que possuem baixos valores desta variável de interesse.

A Tabela 1 mostra os valores das estatísticas I de Moran com base em dois conceitos de vizinhança⁶. A matriz rainha foi estatisticamente significativa e apresentou o mais alto valor da estatística I de Moran, tendo como pressuposto os procedimentos para a escolha da matriz apropriada.

⁶ 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).

Tabela 1

Resultados obtidos pela escolha da melhor matriz de peso espacial

Matriz de peso espacial	<i>I</i> de Moran	Média	Desvio-padrão	Probabilidade
Rainha (Queen)	0.1792	-0.002	0.0240	0.0010
05 vizinhos mais próximos	-0.0006	-0.001	0.0062	0.4930
10 vizinhos mais próximos	-0.0044	-0.002	0.0024	0.1040
15 vizinhos mais próximos	-0.0034	-0.002	0.0026	0.1530
20 vizinhos mais próximos	-0.0031	-0.002	0.0018	0.1570

Fonte: Elaboração própria dos autores com base no software SpaceStat.

É possível observar pela estatística *I* de Moran que seu valor (0.1792) prova um coeficiente de autocorrelação espacial positiva. Este resultado nos indica uma similaridade entre os municípios, isto é, municípios com alto número de patentes *per capita* são vizinhos de municípios que apresentam comportamento similar.

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).

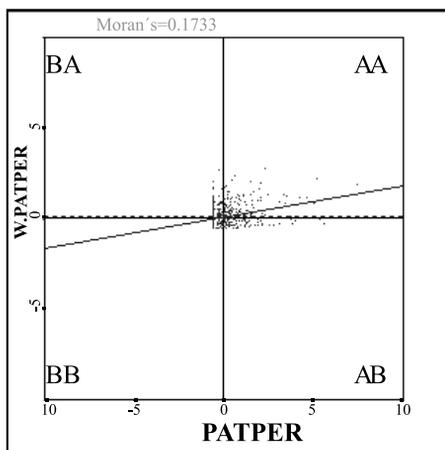
Os municípios localizados nos quadrantes AA e BB significam localidades com valores altos (acima da média) e/ou baixos de patentes *per capita*, rodeados por municípios que apresentam valores também altos e/ou baixos. Já os municípios paulistas situados no quadrante BA e AB, representam um grupo no qual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

A Figura 1 exibe o diagrama de dispersão de Moran⁷ das patentes *per capita*, no qual se verifica uma grande concentração em torno da média nos quatro quadrantes (AA, BA, BB e AB), e alguns municípios com relativos desvios-padrões altos. No quadrante AA, alguns municípios com consideráveis desvios-padrões são: Jumarim (da região de Piracicaba), Laranjal Paulista e São Caetano do Sul (região metropolitana de São Paulo).

Essas localidades revelam um forte potencial inovador e organizacional, como é o caso de São Caetano do Sul, que fica localizado próximo aos municípios de São Bernardo do Campo (importante pólo 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 por exemplo tem-se São Bernardo do Campo, que se destaca pela presença de pequenas e médias empresas especializadas, onde geram externalidades positivas para o conjunto de municípios vizinhos.

⁷ Todos os mapas apresentados neste trabalho utilizaram a matriz de pesos espaciais com base no critério *Queen*.

Figura 1
Diagrama de dispersão de Moran para as patentes per capita



Fonte: Elaboração própria com base no software GEODA.

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:

$$c = \frac{n-1}{2 \sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (10)$$

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 ao seu valor esperado, indicam autocorrelação espacial positiva, enquanto que valores maiores que 1, representam autocorrelação espacial negativa.

Com relação à estatística G de Getis-Ord, interpreta-se de forma diferente das 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:

$$G = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j} \quad (11)$$

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	0.1792	Rainha	-0.002	0.0240	7.771.470	0.0010
C de Geary	0.8432	Rainha	1.000	0.0311	-503.975	0.0000
G de Getis – Ord	0.0164	Rainha	0.009	0.0009	8.806.270	0.0000

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

4.2.2 – Autocorrelação Espacial Local

O objetivo da autocorrelação espacial local 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 I de Moran local, também conhecida como *Local Indicator Spatial Association* (LISA).

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

Anselin (1996) afirma que o indicador LISA será aquele que satisfaça a dois critérios:

a) 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, o município);

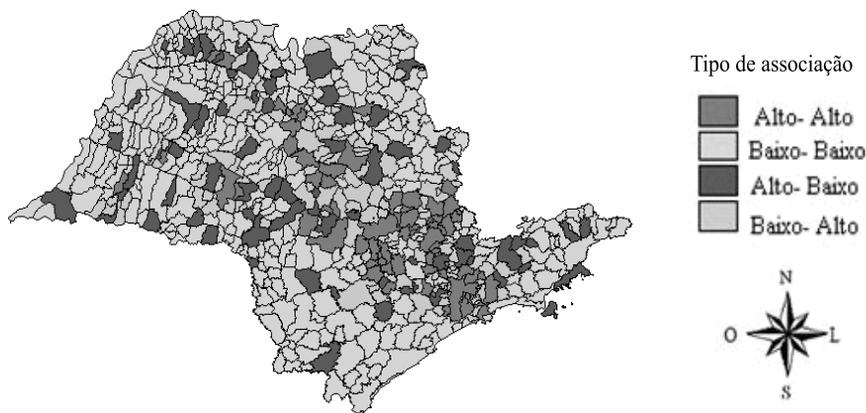
b) o somatório dos LISAs, para todas as regiões, será proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global.

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

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_j (y_j - \bar{y})^2 / n} \quad (12)$$

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, sinalizar a associação espacial em diferentes áreas. No mapa se verifica associações de municípios de alta atividade tecnológica que são vizinhos de municípios com desempenho bastante semelhante (classificação AA). Nessa observação podem-se citar as regiões mais desenvolvidas do estado como a capital de São Paulo, Campinas e Ribeirão Preto.

Figura 2
Mapa de Dispersão de Moran para as patentes per capita



Fonte: Elaboração própria com base no software ArcView – GIS

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 revela-se 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 (SOUZA e GARCIA, 1999).

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

Torna-se evidente pela visualização da Figura 3 que os municípios de São Bernardo do Campo, São Paulo (capital), São Caetano do Sul e Jundiaí, possuem elementos importantes para a definição de aglomerações, como a 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).

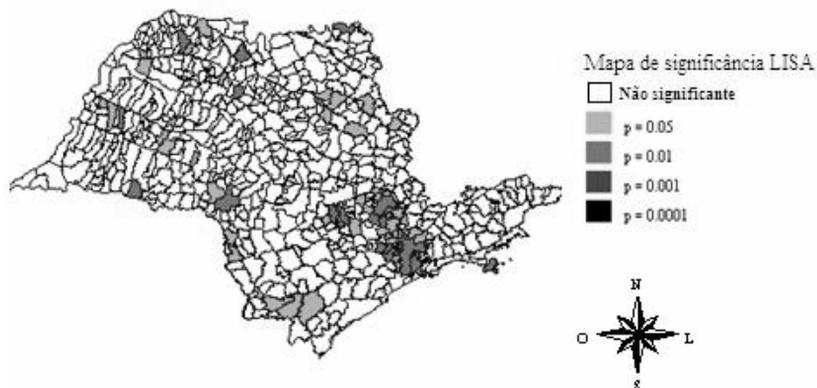
Figura 3
Mapa de Clusters para as patentes per capita



Fonte : Elaboração própria com base no software Geoda

No que diz respeito às estatísticas I de Moran local, a Figura 4 ilustra o mapa de significância de Moran LISA dos municípios com alto patenteamento *per capita*. Numa análise comparativa com o mapa de *clusters*, constata-se 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) para as patentes per capita



Fonte : Elaboração própria com base no software 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 destoam muito do restante das outras observações tanto para cima (superior) quanto para baixo (inferior). As estatísticas G_i ou I_i permitem identificar os municípios que são *outliers* globais. A identificação dos *outliers* globais pode ser obtida por meio 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*).

Por outro lado, os *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.

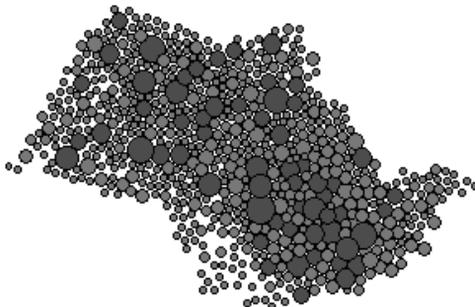
No entanto, convém salientar a diferença entre *outlier* espacial e pontos de alavancagem. Pontos de alavancagem são observações, que embora com a mesma associação espacial dos restantes dos dados, exercem uma grande influência na determinação do grau dessa associação espacial.

Tanto os pontos de alavancagem quanto os *outliers* são identificados no diagrama de dispersão de Moran. O diagrama permite observar os quatro tipos de associações: AA, BB, AB e BA. A indicação de autocorrelação espacial positiva é fornecida pela inclinação da reta da regressão positivamente inclinada, no qual as observações localizam-se 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 apontar 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 outra ferramenta para a detecção de *outliers* globais superiores ou inferiores, explicitada anteriormente, é o cartograma. A Figura 5 mostra o cartograma cujo tamanho de cada bola representa o valor da variável patente *per capita* para cada município. As bolas maiores 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 dos municípios paulistas



Fonte : Elaboração própria com base no software Geoda.

Pelo cartograma constatam-se 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, as regiões situadas no interior do estado podem revelar condições propícias ao desenvolvimento local, com a presença de organismos e instituições voltadas à prestação de serviços a empresas das localidades.

5 – Resultados e Discussões

Inicialmente estima-se a variável dependente contra as variáveis explanatórias sem considerar a correção espacial. A Tabela 3 mostra os resultados obtidos por MQO⁸, como primeira tentativa de modelar a atividade tecnológica dos municípios de São Paulo.

Tabela 3
Resultados da primeira regressão por MQO

Variável	Coefficientes	Valores	Desvio Padrão	z-value	Prob
CONSTANT	α	1,8933	1,4197	1,3336	0,1828
GRADP	β_1	0,0010	0,0006	1,5679	0,1174
MEDOP	β_2	0,0185	0,0058	3,2052	0,0014
POTD	β_3	0,0068	0,0012	5,8479	0,0000
ULP	β_4	0,0005	0,0003	1,6615	0,0971
EXPP	β_5	0,0001	0,0002	0,5427	0,5875
POUPP	β_6	3,6270	1,2486	2,9049	0,0038
CTR PSP	β_7	-5,4428	2,0987	-2,5935	0,0097

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 é significativa, com exceção da constante e das variáveis GRADP e EXPP.

Nos resultados da estimação da Tabela 4 constata-se que, pelos testes de *Koenker-Bassett*, a hipótese de erros homocedásticos é satisfeita. Contudo, quanto ao teste de *Jarque-Bera*, se verifica que os resíduos não seguem uma distribuição normal, exibindo o problema de não normalidade dos erros. Dessa maneira, deve-se levar em consideração o teste *Kelejian-Robinson* que não pressupõe a normalidade dos resíduos. A hipótese nula do referido teste afirma que os resíduos são distribuídos aleatoriamente ao longo do espaço, isto é, não há autocorrelação espacial nos resíduos, o que é confirmado na Tabela 4.

⁸ 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 (R^2) foi de 22,61%. E, em relação a condição de multicolinearidade está muito abaixo (9,58) do nível máximo de tolerância que é 30.

Tabela 4
Diagnóstico da Regressão por MQO

Testes	Valor	Prob
Jarque-Bera	11728,58	0,0000
Koenker-Basset	2,7928	0,9035
White	17,4295	0,9943
Moran	2,8047	0,0050
LM(erro)	6,6930	0,0097
LM robusto (erro)	1,2876	0,2565
Kelejian- Robinson (erro)	12,8881	0,1158
LM(lag)	10,5710	0,0011
LM robusto (lag)	5,1656	0,0230
LM (SARMA)	11,8586	0,0027

Fonte: Elaboração própria através do programa SpaceStat.

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 al.* (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: não leva em conta o requisito da propriedade da normalidade do erro aleatório.

A Tabela 5 exibe os resultados da estimação considerando a autocorrelação no modelo de defasagem espacial⁹, que foi sugerido pelos testes acima realizados. A forma funcional do modelo de defasagem espacial é especificada abaixo:

$$PATPER = \alpha + \rho W_1 PATPER + \beta_1 MEDOP + \beta_2 POTD + \beta_3 CTRPSP + \beta_4 ULP + \beta_5 EXPP + \beta_6 POUUP + \beta_7 GRADP + \varepsilon \quad (13)$$

Diante da especificação do modelo linear (13), os novos resultados estimados estão listados na Tabela 5.

Na estimação do modelo de defasagem espacial pelo método das variáveis instrumentais, verifica-se que os resultados (Tabela 5) foram semelhantes ao modelo de MQO estimado. Tanto a qualidade de ajustamento (R^2) do modelo (i.e. aumento para 24.82%), quanto os sinais e a magnitude das variáveis foram esperados. Ademais, o teste de multiplicador de Lagrange indicou a ausência de dependência espacial com nível de significância superior a 21%.

⁹ Com o método das variáveis instrumentais o valor obtido do R^2 foi 24.82% e o Multiplicador de Lagrange (erro) obteve o valor de 1.55 com probabilidade de 21.29%

Tabela 5

Modelo de defasagem espacial por variáveis instrumentais (VI)

Variável	Coefficientes	Valores	Desvio Padrão	z-value	Prob
W_PATPER	ρ	0,0482	0,0154	3,1337	0,0017
CONSTANT	α	-0,0538	1,6015	-0,3364	0,7365
GRADP	β_1	0,0009	0,0006	1,4701	0,1415
MEDOP	β_2	0,0163	0,0058	2,8379	0,0045
POTD	β_3	0,0571	0,0120	4,7681	0,0000
ULP	β_4	0,0005	0,0003	1,7765	0,0357
EXPP	β_5	0,0351	0,0159	0,2206	0,8254
POUPP	β_6	0,0320	0,0124	2,5793	0,0099
CTRPS	β_7	-0,0282	0,0223	-1,2626	0,0021

Fonte: Elaboração própria através do programa SpaceStat.

A maioria das variáveis foi significativa ao nível de 95% de confiança, com exceção da constante (α) 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 e influência dos 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 tende a exportar seus produtos e/ou processos, já que segundo Albuquerque *et al.* (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 de as firmas brasileiras enfrentarem pressões por parte da concorrência internacional, principalmente nos setores de intensidade tecnológica mais alta. Tais setores enfrentam grandes barreiras de inserção externa em virtude da forte competitividade do mercado internacional (DE ARAÚJO, 2005).

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

Essa assertiva pode ser ratificada pelos testes de especificação econométrica 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 transbordamentos de conhecimento em algumas microrregiões brasileiras, como por exemplo São Paulo, sugerindo também que a atividade tecnológica das microrregiões vizinhas é um determinante positivo e significativo 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 na seção 3. Isso significa que, municípios afastados da capital revelam uma grande importância no processo de difusão da inovação. Tal resultado corrobora os estudos de Diniz e Gonçalves (2001), no qual 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 (e.g. Campinas, São José dos Campos e São Carlos)

O valor do coeficiente e o sinal positivo da variável *POTD* se devem à relação direta da influência da grande concentração de indivíduos empregados, com funções semelhantes e que propiciam a geração da inovação local. De Negri *et al.* (2006) destacam que algumas atividades são 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, entre as quais destacam-se 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*) e a atividade inovadora. Uma das justificativas para tal resultado se deve pela desconcentração das unidades locais frente à distribuição espacial das inovações no território paulista. Aliás, as unidades que geram uma atividade inovativa dinâmica se localizam em regiões com uma infra-estrutura mais amadurecida, como por exemplo, São Paulo, São Bernardo do Campo, Campinas, Santos, fato que não ocorre nas pequenas cidades.

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 al.*, 2005). Dentre as instituições, a Unicamp, a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) e a Universidade de São Paulo (USP) são referências no país no âmbito de pesquisa e 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 universitária (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 al.*, 2001).

Logo, 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 do estado de São Paulo. A justificativa não está somente na sua ampla e diversificada estrutura industrial, mas também pela geração e difusão de conhecimento decorrente do seu dinâmico sistema inovativo (ALBUQUERQUE *et al.*, 2005; QUADROS *et al.*, 2001).

6 – Epílogo

Este trabalho pretendeu oferecer 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 discrepância 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 de defasagem espacial por variáveis instrumentais.

Diante das inferências realizadas, o estudo evidenciou 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. Logo, pode-se afirmar também 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 no processo de geração de inovações, o elevado número de patenteamento das universidades demonstra maior debilidade no setor produtivo do que propriamente na força das instituições de pesquisa. Uma das soluções para 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, como o Japão, os EUA e a Europa.

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 nas regiões longínquas.

Estudos mais aprofundados sobre as condições de geração e difusão da inovação nos municípios paulistas, como 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 oferecer suporte a iniciativas locais (e.g. incubadoras e parques tecnológicos). Destarte, longe de ser categórico, este trabalho apenas buscou evidenciar a importância dos referidos determinantes sobre as inovações paulistas.

Referências Bibliográficas

- Acs, ZJ, Audrestsch, DB. 1989, "Patents as a measure of Innovative Activity." *Kyklos- International Review for Social Sciences*, v. 42, n. 2, p. 171-180.
- Albuquerque, EM, Baessa, A, Silva, LA. 2005, "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.
- Almeida, ES. 2007, "Econometria Espacial Aplicada." Mestrado em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora. Mimeografado.
- Anselin, L. 1988, "Spatial Econometrics: methods and models." *Kluwer Academic*. Boston.
- Anselin, L. 1996, "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.
- Anselin, L. 1992, "SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data." University of Illinois.
- Anselin, L, Bera, A. 1998, "Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics." In: Ullah A, Giles DE, (Eds.). *Handbook of applied economic statistics*, New York, p. 237-289.
- Audrestsch, DB. 2000, "Knowledge, globalization and regions: an economist's perspective." In: Dunning, J.H. *Regions, globalization and knowledge-based economy*, Oxford, Oxford U.P.
- Audrestsch, DB. 1998, "Agglomeration and the location of innovative activity." Oxford. *Review of Economic Policy*, v. 14, n. 2.
- Audrestsch, DB, Feldman, MP. 1996, "R&D spillovers and the geography of innovation and production." *American Economic Review*, v. 86, n. 3, p. 630-640.
- Baumont, C, Ertur, C, Le Gallo, J. 2002, "The European regional convergence process 1980-1995: Do Spatial Regimes and Spatial Dependence Matter?" University of Burgundy. Disponível em: <<http://129.3.20.41/eps/em/papers/0207/0207002.pdf>> Acesso em 10 jan 2008.
- Bernardes, R. 2003, "Produção de estatísticas e inovação tecnológica (1996 – 2001)", *São Paulo em Perspectiva*. v. 17. n. 3-4 – São Paulo, SP.
- Cano, W. 1977, "Raízes da concentração industrial em São Paulo." São Paulo: Hucitec.
- Carlino, G, Chatterjee, S, Hunt, R. 2001, "Knowledge spillovers and the new economy of cities." Philadelphia: Federal Reserve Bank of Philadelphia. *Working Paper*, p. 01-14, set.

- de Araújo, BCPO. 2005, “Os determinantes do comércio internacional ao nível da firma: evidências empíricas.” *Texto para discussão*, n. 1133, 45p. Brasília.
- de Negri, F, de Negri, JA, Coelho, D, Turchi, L. 2006, “Tecnologia, Exportação e Emprego.” In: De Negri, JA, de Negri, F, Coelho, D, (Orgs.), *Tecnologia, Exportação e Emprego*. Brasília: IPEA, cap. 1, p. 17-51.
- Diniz, CC, Gonçalves, E. 2001, “Economia do Conhecimento e Desenvolvimento Regional no Brasil.” In: *I Encontro de Estudos Regionais e Urbanos*. São Paulo.
- Feldman, MP, Audretsch DB. 1999, “Innovation in cities: science-based diversity, specialization and localized competition.” *European Economic Review*, n. 43, p. 409-429.
- Florax, RJGM, Folmer, H, REY, SJ. 2003, “Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry’s methodology.” *Regional Science and Urban economics*, v. 33, n.5, p. 557-79.
- Fransman, M. 1985, “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.
- Glaeser EL, Kallal HD, Scheinkman JA, Shleifer, A. 1992 “Growth in cities.” *Journal of Political Economy*, n.100, p. 1126-1152.
- Gomes, EJ. 1995, “A experiência brasileira de pólos tecnológicos: uma abordagem político-institucional.” Dissertação (Mestrado), Campinas, UNICAMP.
- Gonçalves, E, Almeida, ES. 2008, “Innovation and spatial knowledge spillovers: evidence from Brazilian patent data.” In: *VIII RSAI WORLD CONGRESS*, São Paulo
- Griliches, Z. 1979, “Issues in asserting the contribution of R&D to productivity growth.” *Bell Journal of economics*, v. 10, p. 92-116.
- Griliches, Z. 1990, “Patent statistics as economic indicators: a survey.” *Journal of Economic Literature*, v.28, n.04, p. 1661 – 1707.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Base de Dados. Disponível em: [http:// www.ibge.gov.br](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](http://www.ipeadata.gov.br)> Acesso em 29 de setembro de 2007.
- Jacobs, J. 1969, “The economy of cities.” Nova York: Random House.
- Jaffe, AB. 1989, “Real effects of academic research.” *The American Economic Review*, n. 5, v. 79, p. 957-970.
- Johnson, DKN, Brown, A. 2004, “How the west has won: regional and industrial inversion in U.S. patent activity.” *Economic Geography*. v. 80, n. 3 p. 241-260.

- Kelejian, HH, Prucha, IR. 1999, “A Generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model.” *Internacional Economic Review*, vol. 40, n.2.
- Lesage, JP. 1999, “Spatial econometrics.” Department of Economics, University of Toledo.
- Marshall, A. 1982, “Organização Industrial (Cont.) –Concentração de Indústrias Especializadas em Certas Localidades.” *Princípios de Economia*. Abril, v. 1, cap. 10, p. 231-238.
- Moreno, R, Paci, R, Usai, S. 2004, “Spatial Sillovers and Inovation Ativity in European Regions.” Centro Riserche Economiche Nord Sud. *Working Paper*, p. 03-10.
- Pacheco, CA, Cruz, Brito, CH. 2005, “Instrumentos para o Desenvolvimento Desafios para C&T e inovação em São Paulo.” *São Paulo em Perspectiva*, v. 19, n. 1, p. 3-24.
- Quadros, R, Brisolla, S, Furtado, A, Bernardes, R. 2001, “Força e Fragilidade do Sistema de Inovação Paulista.” *São Paulo em Perspectiva*, v. 14, n. 3, p. 124-141.
- Schumpeter, JA. 1982, “Teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucros, capital, crédito, juro e o ciclo econômico.” São Paulo: Abril Cultural.
- Simmie, J. 2001, “Innovation and agglomeration theory.” In: Simmie, J. (Ed.), *Innovative cities*. New York: Spon Press, p. 11-52.
- Souza, MC, Garcia, R. 1999, “Sistemas Locais de Inovação em São Paulo.” In: Cassiolato, J. E., Lastres, H. M. M. *Globalização e Inovação Localizada: Experiências de Sistemas Locais no Mercosul*. Brasília: IBICT/MCT. cap. 9, p. 300-334.
- Trajtenberg, M. 1990, “A penny for your quotes: patent citations and the value of innovations.” *Rand Journal of Economics*, v. 21, n. 1. p. 172-187.
- Wood, P. 2001, “Conclusions: innovative cities in Europe.” In: Simmie, J. (Ed.), *Innovative cities*. New York: Spon Press, p.231 – 247.