



**Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)**

*Vol. 04, n. 2, pp. 1-18, 2010*

<http://www.revistaaber.org.br>

---

**DESIGUALDADE TECNOLÓGICA, CONVERGÊNCIA ESPACIAL E  
TRANSBORDAMENTOS: UMA ANÁLISE POR ESTADOS BRASILEIROS (1990-2001)**

**Maria Viviana Freitas**

Mestre em Economia Aplicada pela UFJF

Professora assistente da UFJF e doutoranda em Economia Aplicada pela UFJF

E-mail: [mvivianafreitas@gmail.com](mailto:mvivianafreitas@gmail.com)

**Eduardo Gonçalves**

Doutor em Economia pela UFMG

Professor da UFJF

E-mail: [eduardo.goncalves@ufjf.edu.br](mailto:eduardo.goncalves@ufjf.edu.br)

**Rosa Livia Gonçalves Montenegro**

Mestre em Economia Aplicada pela UFJF

Doutoranda em Economia pela UFMG

E-mail: [rosalivia@gmail.com](mailto:rosalivia@gmail.com)

**RESUMO:** O relacionamento entre a distribuição geográfica do conhecimento e os avanços tecnológicos gera considerável discussão na economia, ciência regional e geografia econômica. Visando contribuir para essa literatura, a proposta do presente artigo é analisar a desigualdade interestadual e o processo de convergência da atividade inventiva brasileira no período 1990-2001. Para isso, são utilizados dados de depósitos de patentes do Instituto Nacional da Propriedade Industrial (INPI) como proxy da atividade tecnológica estadual. Análise exploratória, através do I de Moran e Mapa de Clusters, mostrou a existência de padrões de associação espacial positiva nos dados de patentes e a agrupamentos estaduais relevantes. Em termos econométricos, o uso do método de painel espacial dinâmico permitiu constatar que existe um processo de convergência espacial da taxa de crescimento das patentes, ainda que a velocidade de convergência seja baixa. Outros fatores, como grau de urbanização e concentração produtiva de setores intensivos em média e alta tecnologia, são também relevantes na determinação da taxa de crescimento das patentes por trabalhador.

**Palavras-Chave:** Convergência, transbordamentos, dependência espacial, atividade tecnológica.

**Classificação JEL:** R11, O31, O33.

**ABSTRACT:** The relationship between the geographical distribution of knowledge and the technological advances has generated a considerable discussion on economics, regional science and economic geography. Aiming to contribute to this literature, the purpose of this paper is to analyze the interstate inequality and the convergence process of Brazilian inventive capacity in the period 1990-2001. In order to do this, patent data from the Brazilian Patent Office (INPI) are used as measure of technological activity. Exploratory Spatial Data Analysis, based on Moran's I and Lisa Cluster Maps, show the existence of positive spatial dependence and significant regional groupings. The econometric results reveal the existence of a convergence process of growth rates of per capita patenting, by means of methods of dynamic spatial panel data, though the convergence rates are slow. Other factors, such as urbanization degree and productive concentration of high technology industries, are also relevant determinants of the growth rates of per capita patenting.

**Keywords:** Convergence; spillovers; spatial dependence; technological activity.

**JEL Code:** R11; O31; O33.

## 1. Introdução

É relevante na economia, geografia econômica e ciência regional, a discussão acerca do relacionamento entre a distribuição geográfica do conhecimento e os avanços tecnológicos. O tratamento da tecnologia na literatura macroeconômica remete ao modelo de Solow (1956) no qual a questão tecnológica é incompleta. O modelo toma como dado o comportamento da variável tecnologia, que tem sido associada à força motriz do crescimento econômico. Diante disso, a pesquisa sobre crescimento econômico experimentou avanços, iniciados com os trabalhos de Romer (1986) e Lucas (1988). Essas recentes contribuições passaram a determinar a taxa de crescimento de longo prazo dentro do modelo; por isso, a designação Modelos de Crescimento Endógeno (BARRO e SALA-I-MARTIN, 2003).

Conforme apontam ÓhUallacháin e Leslie (2005), cabem à geografia econômica e à ciência regional, por sua vez, adicionarem à análise, os fatores dependência espacial e transbordamentos do conhecimento. De maneira geral, a ciência regional, além de introduzir o espaço na análise econômica, promove uma teoria dos fatores que condicionam a localização das atividades (LÖSCH, 1954; VON THÜNEN, 1966). Mais recentemente, a Nova Geografia Econômica (NGE) também investiga as causas determinantes da concentração das atividades econômicas no espaço, utilizando a hipótese de retornos crescentes de escala (FUJITA *et al.*, 2002). Entre os motivos que produzem aglomerações produtivas tão díspares entre si estão a localização das atividades de invenção e de inovação e suas inter-relações com os processos de crescimento econômico e de convergência inter-regionais (REY e MONTOURI, 1999).

A teoria do crescimento endógeno abriu um universo de possibilidades, enfatizando o papel do progresso tecnológico como a principal causa do crescimento da renda *per capita* de longo prazo. No Brasil, os principais trabalhos sobre convergência de renda *per capita* foram elaborados a partir de dados estaduais, envolvendo em sua quase totalidade análises do tipo *cross-section*. Os estudos identificaram convergência seja na forma absoluta, condicional ou mesmo em clubes, além de verificarem a importância da produtividade do trabalho e do capital humano para a redução das desigualdades regionais (AZZONI e NETO, 2006; AZZONI *et al.*, 2006). Com maior sofisticação econométrica, estudos como os de Veloso *et al.* (2008), em nível nacional, e de Neto *et al.* (2008), em nível estadual, utilizaram a abordagem de painel dinâmico para crescimento do PIB *per capita*. O primeiro estudo montou um modelo de previsão de crescimento brasileiro durante o período do milagre econômico enquanto o segundo identificou dois clubes de convergência.

A ciência regional e a NGE também permitiram aprimoramentos nas análises de convergência de renda. Um grande avanço consistiu na possibilidade de incluir a dimensão espacial na análise graças ao desenvolvimento das técnicas da econometria espacial, as quais são utilizadas neste trabalho. Para a análise de convergência entre os estados brasileiros que utilizaram a econometria espacial, podem-se destacar os estudos de Magalhães *et al.* (2000) e Silveira Neto e Azzoni (2008). Esses estudos demonstraram a importância da inclusão do fator dependência espacial para a análise de convergência de renda, entretanto, a análise consistiu de dados do tipo *cross-section*.

Diante do exposto, percebe-se a existência de lacunas, principalmente no que se refere ao tema de convergência tecnológica, tendo em vista que o fator tecnológico é o principal motor do crescimento de qualquer região e, por conseguinte, a causa da redução ou aumento de desigualdades inter-regionais. Assim, o presente estudo pretende analisar a capacidade tecnológica de estados brasileiros e identificar a ocorrência do processo de convergência da atividade inventiva do País. A metodologia empregada nesse artigo, a saber, painel dinâmico espacial, o diferencia dos demais, pois, além de tratar a endogeneidade temporal, também serão consideradas a endogeneidade espacial e a influência regional sobre o processo de convergência da atividade inovativa nacional. Para empreender a análise, são utilizados dados de depósitos de patentes do Instituto Nacional da Propriedade Industrial (INPI) como *proxy* da atividade tecnológica estadual no período 1990-2001. Com dados de patentes a nível estadual, pode-se descrever as tendências de desigualdade da atividade inventiva, comparar convergência/divergência interestadual de curto e curtíssimo prazos, explorar a dependência espacial e os efeitos regionais nos níveis e crescimento da produção tecnológica.

Além dessa seção introdutória, o presente trabalho está estruturado como segue. Na segunda seção tem-se a revisão de literatura. A terceira seção aborda a metodologia implementada para o presente estudo, bem como a descrição dos dados utilizados. Cabe à quarta seção, a discussão dos resultados. E, finalmente, na última seção são apresentadas as conclusões do estudo.

## 2. Revisão de Literatura

Na última década, a literatura econômica tem dedicado crescente atenção à investigação das causas do desenvolvimento econômico e às razões das disparidades de renda entre nações. Com relação à literatura de crescimento econômico, o trabalho clássico de Solow (1956), apesar de identificar a tecnologia como o fator determinante do crescimento econômico, adota o pressuposto de que essa variável seja exógena. Visando solucionar esse impasse, uma linha importante do *mainstream* iniciou um esforço para a incorporação de elementos da dimensão tecnológica nos modelos de crescimento econômico. Reforçando a importância do progresso tecnológico, Abramovitz (1989) discute o papel das causas “próximas” e “profundas” do desenvolvimento das nações. Entre as causas “profundas” encontra-se a capacitação tecnológica e científica das nações.

A constatação da existência (ou não) do processo de convergência tem sido um tema recorrente na literatura empírica. Como relatado por Abramovitz (1989), convergência implica uma tendência de longo prazo rumo à equalização da renda *per capita* ou dos níveis de produto. Com isso, verificar se os países com menor renda *per capita* crescem a taxas mais elevadas que os países mais ricos é uma questão chave para a definição da existência do processo de convergência.

Diante disso, a literatura de economia da tecnologia tem avançado no estudo da definição do progresso tecnológico, da sua articulação com a dimensão econômica, dos diversos fatores que determinam o surgimento e o aproveitamento de oportunidades tecnológicas. Essa literatura apresenta uma síntese dos determinantes do progresso tecnológico na proposição do conceito de sistema nacional de inovação (FREEMAN, 1988; NELSON, 1993).

Outra questão de considerável discussão na literatura refere-se às relações entre distribuição geográfica do conhecimento e avanços tecnológicos. Nesse sentido, o papel da proximidade geográfica tem sido discutido pela literatura sobre os transbordamentos de conhecimento. Em particular, procura-se investigar se para capturar o efeito transbordamento (GRILICHES, 1992) é necessária a proximidade espacial. Acs *et al.* (2002) ressaltam a importância da proximidade geográfica para a economia dos Estados Unidos, na relação entre universidades e firmas. Já o estudo de Cohen *et al.* (2002) indica o papel da “interação informal” que depende, em última instância, da proximidade geográfica.

Nesse contexto, a análise de patentes é uma alternativa bem estabelecida para investigar aspectos locais do avanço tecnológico. Jaffe *et al.* (1993) analisam a localização de patentes e citações como evidência de transbordamentos geográficos do conhecimento na economia americana. Os autores mostram que a dinâmica de citações de patentes e referências segue um padrão mais vinculado à proximidade do que à concentração relativa de atividades correlatas de pesquisa. Johnson e Brown (2004), por sua vez, argumentam que as vantagens tecnológicas do Oeste norte-americano foram mais fundamentadas no período 1963-1999 e, por isso, obteve um crescimento mais rápido do nível de patentes.

Através de uma base de dados para estados norte-americanos no período 1963-2003, ÓhUallacháin e Leslie (2005) identificam a importância das regiões em si como fatores que explicam o nível de patentes de um determinado estado, além de concluir que a concentração de empresas de alta tecnologia incentiva o crescimento das patentes por trabalhador enquanto a urbanização prejudica a ação inventiva por causa da ausência de amenidades rurais relativas ao lazer. A esse respeito, Malecki (1984), Markussen *et al.* (1986) e Jacobs (1969) apresentam argumentos contrários, enfatizando que a densidade econômica urbana contribui para concentração da atividade tecnológica porque o meio urbano denso, ao concentrar diferentes profissionais de várias áreas de conhecimento, permite fertilização cruzada de ideias, reduz o custo médio de busca de informação relevante e

aumenta as oportunidades de negócios lucrativos, produzindo uma associação positiva entre urbanização e taxa de retorno esperada da invenção.

Refinando a pesquisa para o caso brasileiro, vários estudos identificam o caráter incompleto do sistema de inovação brasileiro, como Coutinho e Ferraz (1994) e Albuquerque (1996). Os autores constataam traços de imaturidade do Sistema Nacional de Inovação brasileiro e de disparidades regionais da produção tecnológica nacional. A imaturidade do sistema pode ser verificada via comparação de indicadores de ciência e tecnologia entre o Brasil e outros países que possuem SNI maduro (ALBUQUERQUE, 1999) ou, de forma alternativa, avaliando os padrões de intensidade tecnológica da estrutura industrial brasileira (FURTADO e CARVALHO, 2005).

Além do notório atraso relativo, o Brasil apresenta duas outras particularidades importantes: sua dimensão continental e as disparidades regionais existentes. Dados baseados em estatísticas de artigos, patentes e pesquisadores contribuem para a caracterização mais precisa das diferenças regionais como demonstrado em Albuquerque *et al.* (2002). Além das desigualdades na produção tecnológica a nível estadual, os autores também puderam verificar as diferenças a nível municipal no que tange à distribuição da produção científica e tecnológica. A principal constatação do ponto de vista da distribuição espacial das atividades inovativas é que estas se encontram altamente concentradas no centro-sul do País, notadamente na região Sudeste, cabendo uma atenção especial ao peso de São Paulo. Outro importante resultado do estudo é a relação positiva entre a escala econômico-urbana e a produção de artigos científicos com respeito à produção esperada de patentes.

Como encontrado em Albuquerque *et al.* (2005), é indiscutível a liderança tecnológica de São Paulo no País. A participação de São Paulo no total de patentes depositadas no INPI tem sido razoavelmente constante, em torno 49,4% no período 1990-2001. Cabe destacar o crescimento da parcela de patentes depositadas por estados do Sul e a perda relativa de posição do Sudeste sem São Paulo. No início do período em análise, a região Sudeste participava com 23,75% no nível de patenteamento nacional, enquanto a região Sul detinha 16,6%. Contudo, em 2001, a situação entre as duas regiões se reverte: o Sul eleva sua participação percentual para 23,6%, ou seja, patamares próximos aos concernentes à região Sudeste em 1990. A região Sudeste passa a ser responsável por 16,75% pelos depósitos de patentes junto ao INPI.

A explicação da concentração da atividade tecnológica regional, medida por patentes, também é realizada por Gonçalves (2007). O autor utiliza Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para constatar que as microrregiões geográficas brasileiras com altos índices de patentes *per capita* são vizinhas de outras com valores similares, caracterizando um padrão de associação espacial global positivo. Esse padrão torna clara a existência de um regime de polarização Norte-Sul da distribuição da atividade tecnológica brasileira. Esse resultado corroborou as conclusões de trabalhos anteriores como Diniz e Gonçalves (2001) e tornou adequada a caracterização das macrorregiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste como “Região Vazia e Estagnada” em relação ao seu potencial para gerar atividade produtiva intensiva em conhecimento. Ao contrário, as macrorregiões Sudeste e Sul apresentariam maior riqueza de padrões espaciais de inovação, com destaque para as aglomerações espaciais do Estado de São Paulo, de Porto Alegre-Caxias do Sul-Passo Fundo, de Blumenau-Joinville-Itajaí-Florianópolis e de Curitiba.

Em termos de determinantes regionais da atividade tecnológica, Gonçalves e Almeida (2009) afirmam que fatores urbanos, como tamanho da cidade, densidade econômica e presença de regiões metropolitanas, possuem impacto positivo na mudança técnica regional. Além disso, fatores ligados à escolaridade da população adulta e capacidade de realização de P&D universitário também foram importantes na explicação da atividade tecnológica de microrregiões brasileiras. Os autores também validam a hipótese de transbordamento de conhecimento tecnológico ao encontrarem o resultado que mostra a influência positiva do patenteamento *per capita* de microrregiões vizinhas sobre a atividade tecnológica de uma microrregião.

Com foco específico no sistema de inovação paulista, Montenegro *et al.* (2009) enfatizaram o impacto das externalidades de diversificação e especialização produtivas sobre o patenteamento *per capita* de microrregiões paulistas no período 1996-2003. Verificou-se que a escolaridade, a inércia temporal da inovação, o índice de especialização e o de diversificação afetam positivamente a

atividade inovadora nas microrregiões. Isso significa dizer que os argumentos teóricos de Marshall-Arrow-Romer, expostos em Glaeser *et al.* (1992), de que a especialização tecnológica da atividade produtiva seria mais favorável à inovação, e o de Jacobs (1969), relativo às vantagens das economias de urbanização, não são mutuamente excludentes.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Convergência e Divergência Regionais

Abordando a questão de convergência, os estudos clássicos de Barro e Sala-i-Martin (1992) e Sala-i-Martin (1996) identificaram duas formas distintas de convergência inter-regional. Os autores chamaram a dispersão declinante da distribuição de renda inter-regional como  $\sigma$  convergência e a taxa de crescimento mais rápida dos países pobres em relação aos países ricos como  $\beta$  convergência. A análise de  $\beta$ -convergência pode, ainda, ser desdobrada em absoluta (os diferenciais de renda *per capita* são os únicos elementos relevantes na análise entre as unidades regionais) e condicional (cada economia se aproxima do seu próprio equilíbrio definido por suas condições iniciais). Para a análise da produção de patentes no presente estudo, é realizada somente a avaliação de  $\beta$  convergência por meio de uma equação de regressão da forma:

$$\text{Ln}\left(\frac{\text{PATPC}_{i,t}}{\text{PATPC}_{i,t-1}}\right) = \alpha - \beta \text{Ln}(\text{PATPC}_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$\text{PATPC}_{i,t-1}$  e  $\text{PATPC}_{i,t}$  são o número de patentes por trabalhador gerado no estado  $i$  no início e no fim de um período, respectivamente. É esperado  $0 < \beta < 1$  e  $\varepsilon_{i,t}$  é o termo de erro da região  $i$  no tempo  $t$ . Um coeficiente  $\beta$  significativamente negativo evidencia que as regiões com o menor número de patentes por trabalhador no ano inicial experimentaram taxas de crescimento mais rápidas no período. Um coeficiente  $\beta$  significativamente positivo mostra divergência inter-regional como nível de patentes por trabalhador crescendo mais rápido nas regiões que começaram o período com os maiores níveis iniciais. Coeficientes  $\beta_s$  insignificantes não sugerem convergência nem divergência inter-regional.

Com base em Wooldridge (2002), sabe-se que é preciso assegurar resíduos normalmente distribuídos para que a estimação da regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seja não-viesada. Para tanto, testes para a detecção de normalidade dos resíduos devem ser aplicados, pois a ausência da mesma gera problemas que afetam a eficiência e a consistência dos estimadores de MQO e, conseqüentemente, viesam os coeficientes de  $\beta$  convergência.

#### 3.2. Convergência Espacial

Para avaliar se vencedores e perdedores distribuem-se aleatoriamente (ou não) durante o processo de convergência/divergência, utiliza-se a estatística  $I$  de Moran global para investigar as tendências temporais na dependência espacial de  $\text{Ln}(\text{PATPC}_{i,t})$ . Valores de Moran maiores que zero apresentam autocorrelação positiva e valores inferiores a zero, autocorrelação espacial negativa.

Tendências temporais no  $I$  de Moran calculado para  $\text{Ln}\left(\frac{\text{PATPC}_{i,t}}{\text{PATPC}_{i,t-1}}\right)$  provê informação adicional na convergência espacial. Se as taxas de crescimento de patentes tornam-se espacialmente aleatórias, podemos concluir que os transbordamentos do conhecimento dos vizinhos têm menos influência sobre a distribuição espacial dos vencedores e perdedores. Dependência espacial declinante nas taxas de crescimento ocorre quando transbordamentos do conhecimento tornam-se menos restritos pela contiguidade geográfica.

A dependência espacial dos níveis e crescimento de patentes pode ser visualizada através de mapas de *cluster* LISA baseados no Moran local os quais mostram quatro possíveis padrões espaciais de patenteamento: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

A teoria dos transbordamentos do conhecimento argumenta que a dependência espacial é parte integrante da geografia inventiva e é fundamental para os propósitos do presente artigo. Foram realizados testes para dependência espacial em uma rodada inicial dos resultados por MQO usando estatística *I* de Moran e dois testes de Multiplicador de Lagrange robustos. A matriz de ponderação foi a matriz de *K* vizinhos mais próximos, sendo  $K = 3$ . A hipótese nula é a de que o patenteamento por trabalhador em um estado não está relacionado às taxas observadas nos vizinhos. Se a autocorrelação espacial positiva significativa for observada, utiliza-se o resultado do teste do Multiplicador de Lagrange robusto para selecionar qual modelo espacial a ser usado para reespecificar a equação (1). Um modelo de erro espacial assume  $\varepsilon_{i,t} = \rho W\varepsilon_{i,t} + v_{i,t}$ , onde  $\rho$  é o coeficiente de autocorrelação estimado,  $W$  é a matriz de ponderação e  $v_{i,t}$  é o termo de distúrbio. O modelo de defasagem espacial tem a forma geral:

$$\text{Ln}\left(\frac{\text{PATPC}_{i,t}}{\text{PATPC}_{i,t-1}}\right) = \alpha - \beta \text{Ln}(\text{PATPC}_{i,t-1}) + \lambda W \text{Ln}\left(\frac{\text{PATPC}_{i,t}}{\text{PATPC}_{i,t-1}}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Em que  $\lambda$  é o coeficiente da variável espacialmente defasada  $W \text{Ln}\left(\frac{\text{PATPC}_{i,t}}{\text{PATPC}_{i,t-1}}\right)$ . O estimador de máxima verossimilhança gera estimativas consistentes do coeficiente  $\rho$  na especificação de erro espacial e estimativas não viesadas de  $\lambda$  no modelo espacialmente defasado (ANSELIN, 2003).

### 3.3. Modelo Econométrico de Convergência Condicional do Crescimento das Patentes e o Método de Painel Dinâmico

Tendo em vista o que foi discutido, a análise do processo de convergência condicional requer o controle quanto à dependência espacial bem como aos efeitos regionais sobre a regressão da taxa de crescimento do patenteamento por trabalhador em nível estadual.

Como a literatura regional enfatiza os papéis da aglomeração da atividade produtiva de alta tecnologia, do grau de urbanização, da estrutura competitiva do mercado local e da qualificação da mão-de-obra sobre a concentração da inovação e sobre as taxas de crescimento das patentes por trabalhador, a forma funcional do modelo econométrico desse artigo é apresentada abaixo:

$$\text{Ln}\left(\frac{\text{PATPC}_{i,t}}{\text{PATPC}_{i,t-1}}\right) = \alpha - \beta \text{Ln}(\text{PATPC}_{i,t-1}) + \beta_1 \text{SALHIGH} + \beta_2 \text{URB} + \beta_3 \text{KH} + \beta_4 \text{EST} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

A variável dependente já é conhecida do modelo de convergência supracitado. *SALHIGH* refere-se à porcentagem do rendimento médio gerado pelos setores intensivos tecnologicamente. É esperada uma relação positiva entre os salários dos setores de média e alta tecnologia e a variável dependente. Os setores definidos como de média e alta intensidade tecnológica seguem a classificação de Furtado e Carvalho (2005). São estes: Informática, Máquinas e Equipamentos, Instrumentos e Veículos Automotores, Materiais e Máquinas Elétricas, Eletrônica e Outros Materiais de Transporte.

A variável *URB* é a porcentagem da população urbana de uma região. Conforme Jacobs (1969), nos grandes centros urbanos que contam com uma grande quantidade de serviços produtivos e de firmas fornecedoras de insumos há maior divisão do trabalho, o que cria um ambiente propício à inovação e favorece o surgimento de novas atividades.

Já a estrutura competitiva do mercado de trabalho local é captada pelo número de estabelecimentos por trabalhador (*EST*). Uma maior razão da variável *EST*, indicando que o mercado é mais competitivo, segundo Jacobs (1969) e Glaeser *et al.* (1992), produziria maior incentivo ao processo inovativo. Por outro lado, Marshall (1890) argumenta que o monopólio é a estrutura de mercado onde ocorrem as inovações. Portanto, um alto coeficiente para a variável *EST* indicaria que a estrutura do mercado é mais competitiva, corroborando Jacobs (1969).

A qualificação dos trabalhadores (*KH*) é mensurada pela parcela da população de pessoas com 25 anos de idade ou mais que possuíam, pelo menos, onze anos de estudo. Carlino *et al.* (2007) encontra evidências de que quanto maior o nível educacional, maior a capacidade para criar e aplicar novos conhecimentos e, dessa forma, mais acentuada seria a produção tecnológica.

Nesse sentido, o uso de um painel dinâmico espacial permite que a análise de convergência condicional tenha coeficientes consistentes. Contudo, vale ressaltar alguns procedimentos metodológicos utilizados no modelo de dados em painel dinâmico espacial. O primeiro deles é a endogeneidade temporal, devido à inclusão da variável dependente defasada em um período, que provavelmente, é correlacionada com o termo de erro. E, o segundo fator, seria a endogeneidade espacial, representado pela autocorrelação espacial.

Logo, a endogeneidade presente nas estimações por MQO tornam-na viesadas e inconsistentes. Cameron e Trivedi (2005) alertam que, mesmo se os efeitos não observáveis forem aleatórios, existirá o problema da endogeneidade. O argumento justifica-se pelo fato de a variável dependente defasada ser correlacionada com os efeitos aleatórios e, também, com a composição do termo do erro. Devido a esses fatores a estimação do modelo dinâmico espacial deve ultrapassar três barreiras: a primeira delas seria a remoção dos efeitos não observados; a segunda o tratamento adequado da endogeneidade temporal; e por fim, a superação da endogeneidade espacial.

Pretende-se com isso, utilizar na regressão de dados dinâmicos espaciais, o estimador Arellano-Bond (1991) ou o estimador Blundell-Bond (1998). O estimador Arellano-Bond transforma a equação (3), extraíndo as diferenças e, posteriormente, estimando pelo Método Generalizados dos Momentos (MGM), usando a variável dependente defasada em três ou mais períodos como instrumentos. Quanto ao problema da dependência espacial contido na equação (3), será preciso um tratamento adequado. Badinger *et al.* (2004) sugerem um procedimento simples e composto por duas etapas, que envolvem primeiro a filtragem espacial das variáveis para remover a correlação espacial e a aplicação tradicional dos estimadores MGM para modelos dinâmicos na segunda etapa. O procedimento adotado por Badinger *et al.* (2004) e desenvolvido por Getis e Griffith (2002), é executado da seguinte forma:

$$y^* = y \frac{E(G_i(d))}{G_i(d)} \quad (4)$$

onde  $E(G_i(d))$  é o valor esperado das estatística local de Getis-Ord,  $G_i(d)$ .

Nota-se que a estatística local de Getis-Ord é definida como:

$$G_i(d) = \frac{\sum_j w_{ij}(d)y_j}{\sum_j y_j} \quad (5)$$

em que  $w_{ij}(d)$  é uma matriz de ponderação espacial baseada em pesos binários definidos pela distância.

Vale ressaltar que a equação (4) expressa a relação entre o valor esperado de  $G_i(d)$ , no qual indica que não existe dependência espacial na região  $i$ . Essa relação fornece a magnitude local da

dependência espacial. A multiplicação desta razão com o valor real da observação  $i$  permite a filtragem espacial desta variável. A variável filtrada é caracterizada por  $y_i^*$ .

No entanto, existem três dificuldades com essa filtragem espacial. A primeira se deve ao fato de a filtragem considerar somente a autocorrelação espacial positiva e, com isso, a autocorrelação negativa não é removida destas variáveis. A segunda dificuldade é que a filtragem pode ser implementada com variáveis que contenham valores positivos, fornecidos por  $G_i(d)$  que é calculado somente para valores estritamente positivos. Por último, se implementada com a estatística  $G_i(d)$ , proposta por Getis e Ord (1992), a matriz de pesos espaciais deve ser baseada em pesos binários definidos pela distância. Contudo, esses tipos de matrizes limitam a especificação do arranjo de interação espacial.

Logo, é proposto nesse trabalho outro tipo de filtragem espacial, baseado na estatística local do  $I$  de Moran (ANSELIN, 1995; 1988). A justificativa se deve ao fato de a estatística não sofrer as limitações referentes ao  $G_i(d)$ .

A filtragem é expressa como:

$$y^* = y \frac{E(I_i)}{I_i} \quad (6)$$

onde  $E(I_i)$  é o valor esperado da estatística do  $I$  de Moran local quando assume-se que não existe autocorrelação espacial.

A idéia principal é a mesma proposta por Getis e Griffith (2002). A razão entre o valor esperado de  $I_i$ , que indica a não existência de dependência espacial na região  $i$ , e o valor calculado de  $I_i$ , usa os dados observados da variável  $y$ . Multiplicando esta razão e os valores observados  $y_i$  remove-se a autocorrelação espacial das variáveis, filtrando-as também. A escolha da matriz de pesos espaciais utilizada no cálculo, foi adotado o procedimento de Baumont (BAUMONT, 2004). Com isso, a estratégia para a estimação do modelo de dados dinâmicos espaciais com variáveis filtradas espacialmente sugere as seguintes etapas: filtrar espacialmente as variáveis e aplicar o estimador Arellano-Bond no sistema de equações com as variáveis filtradas espacialmente.

### 3.4. Descrição da Base de Dados

Os dados para implementar tal estudo foram extraídos de diversas fontes. A análise compreende o período dos anos 1990 a 2001 com desagregação estadual.

Dados referentes à população urbana foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Devido à falta de dados para alguns anos do período da análise, o método de interpolação foi usado para estimar a população estadual de 1994, 1997, 1998 e 2001.

As variáveis rendimento médio dos setores de média e alta tecnologia, força de trabalho, número de estabelecimentos e número de trabalhadores acima de 25 anos com, pelo menos, 11 anos de estudo foram retiradas da Relação Anual de Informações Sociais - RAIS.

Como apontado pela literatura da economia da tecnologia, as patentes são um indicador imperfeito das atividades inovadoras. (PAVITT, 1988; GRILICHES, 1990; PATEL e PAVITT, 1995). Apesar disso, o uso das patentes domésticas tem vários argumentos a seu favor: acesso a um conjunto de dados mais abrangente é particularmente relevante para países em desenvolvimento; as patentes domésticas fornecem um quadro mais completo das atividades tecnológicas do país e o estudo das estatísticas de patentes domésticas possibilita a avaliação da participação relativa de titulares residentes e não-residentes no país. Portanto, em termos gerais, as patentes de residentes podem ser consideradas como uma das melhores *proxies* de atividade tecnológica do País (ALBUQUERQUE, 2000).



No caso das estatísticas de patentes, há dificuldades relativas à obtenção de uma série histórica longa a fim de empreender uma análise de longo prazo como encontrada em vários estudos a nível internacional. Os dados aqui utilizados foram compilados de Albuquerque *et al.* (2005), obtido inicialmente a partir do INPI. Nesse estudo, os autores apresentam a série anual do nível de patenteamento para o período de 1990 a 2001 por macrorregiões e para alguns estados. Com base no número total de patentes por unidades da federação para o período total, calcularam-se participações percentuais que permitiram estimar a distribuição anual de patentes por unidades da federação que não possuíam essa informação.

## 4. Resultados e Discussão

### 4.1. Dependência Espacial nos Níveis e Crescimento de Patentes

Com a revisão realizada acerca da distribuição tecnológica em nível nacional, pode-se constatar que há indício de aglomerações regionais na produção tecnológica. Os resultados de estudos prévios como os de Albuquerque *et al.* (2002, 2005), clamam, portanto, por uma análise da autocorrelação espacial visando identificar dependências espaciais na distribuição dos níveis e crescimento do patenteamento estadual.

Resultados da estatística *I* de Moran, mostradas na Tabela 1, revelam dependência espacial positiva significativa no patenteamento por trabalhador [*ln* das Patentes] em todos os períodos analisados. Dependência espacial altamente significativa revela que a taxa de patenteamento dos estados são associadas às de seus vizinhos. Os resultados do *I* de Moran para taxa de crescimento para 1990-2001, 1990-1995 e 1995-2001 também estão presentes na Tabela 1, revelando a presença de autocorrelação espacial positiva. Isso significa que estados com elevada taxa de crescimento de patentes por trabalhador são vizinhas de outros estados que também apresentam alta taxa de crescimento de patenteamento por trabalhador, ou o contrário, estados com reduzidas taxas de crescimento de patentes por trabalhador são circundados por estados com baixas taxas de crescimento de patentes por trabalhador.

**Tabela 1 - Resultados da Estatística *I* de Moran para Taxa de Crescimento por trabalhador e *ln* das Patentes por trabalhador, 1990-2001**

<i>Período</i>	<i>I de Moran</i>	<i>P-valor</i>
<b>Taxa de Crescimento das Patentes</b>		
1990/2001	0,359	0,003
1990/1995	0,303	0,009
1995/2001	0,301	0,010
<b><i>ln</i> das Patentes</b>		
1990	0,424	0,000
1995	0,648	0,000
2001	0,415	0,000

**Fonte:** Elaboração Própria com base no programa SpaceStat.

Como pode ser percebido, a distribuição geográfica de “vencedores” e “perdedores” não é aleatória. A dependência espacial foi estatisticamente significativa a 1% para crescimento no período completo, de 1990 a 2001, bem como para os sub-períodos da análise.

O Mapa de *Clusters* LISA identifica padrões de dependência espacial entre os estados. O nível de significância do conjunto é de 5%. As figuras 1 e 2 mostram, respectivamente, os mapas de *Clusters* LISA para a taxa de crescimento por trabalhador em 1990-2001 e patenteamento por trabalhador em 2001. Um *cluster* Alto-Alto (Figura 1) foi identificado para taxa de crescimento no período em questão formado por Santa Catarina e Rio Grande do Sul, comprovando a importância

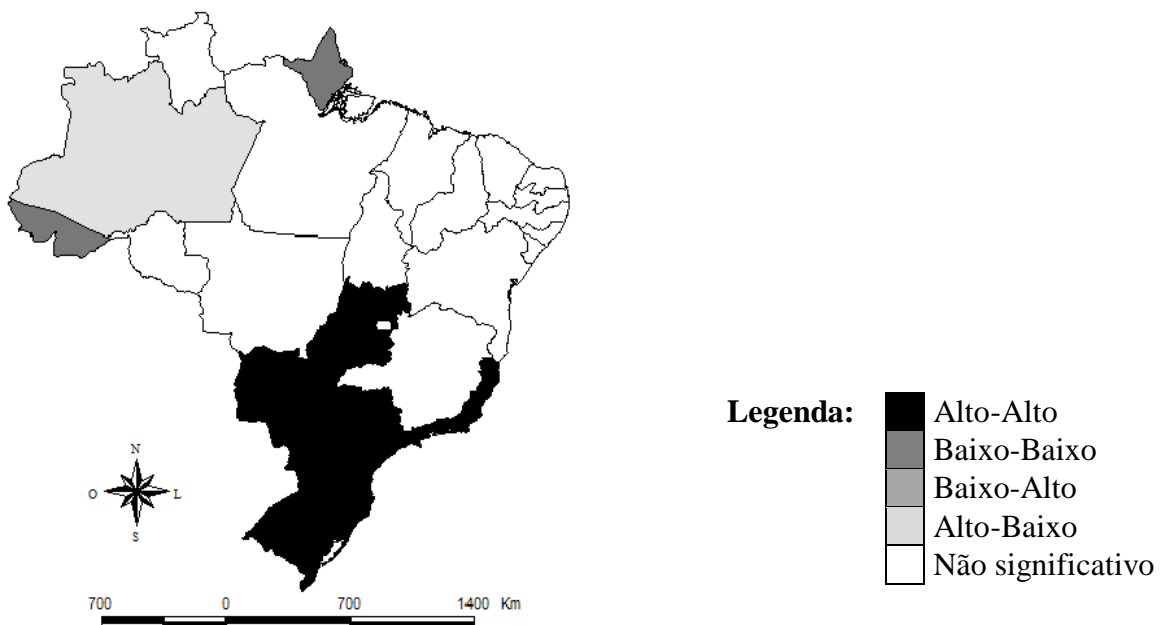
dos estados sulinos no patenteamento por trabalhador nacional identificado anteriormente por Albuquerque *et al.* (2005). No que se refere ao *cluster* Alto-Baixo, como representante consta o Amazonas, um estado com elevada taxa de crescimento de patentes por trabalhador circundado por estados com baixa taxa de crescimento de patentes.

**Figura 1- Mapa de clusters para a taxa de crescimento do patenteamento por trabalhador (1990-2001)**



Fonte: Elaboração própria dos autores.

**Figura 2- Mapa de clusters do patenteamento por trabalhador em 2001**



Fonte: Elaboração própria dos autores.

Por intermédio do mapa de *Clusters* do nível de patenteamento por trabalhador (Figura 2) para o derradeiro ano da análise, há uma ratificação da concentração da produção tecnológica brasileira

no Centro-Sul do País. Como membros do *Cluster* Alto-Alto no nível de patenteamento estão os estados da região Sul e da região Sudeste, à exceção de Minas Gerais, além de Mato Grosso do Sul e Goiás. Quanto ao *cluster* Baixo-Baixo, constam os estados do Norte, a saber, Acre e Amapá. Novamente, o Amazonas aparece como um estado com elevado nível de patenteamento por trabalhador rodeado por estados com baixo nível de patenteamento. Diante disso, o que se pode esperar é que o Sul ocupe uma posição de destaque cada vez maior na capacitação tecnológica do País.

As Tabelas 2 e 3 mostram resultados de regressões de  $\beta$  convergência. A primeira tabela contém resultados da estimação por MQO em que, o único período em que o coeficiente de nível inicial de patentes não obteve significância estatística foi 1995-2001. Para os demais períodos, observa-se discordância nos resultados, afinal para o período 1990/2001 foi evidenciada divergência na convergência da capacitação tecnológica enquanto para o sub-período 1990/1995, constatou-se um processo de convergência. O *I* de Moran, no entanto, indica uma significativa dependência espacial para todos os períodos. Com isso, a recomendação de Anselin (2003) é seguida para reespecificar o modelo através da análise dos resultados das estatísticas robustas do Multiplicador de Lagrange os quais favorecem o modelo de defasagem espacial.

**Tabela 2 - Resultados da regressão de  $\beta$  convergência por MQO para taxa de crescimento de patentes por trabalhador**

Período	Patente Inicial	AIC	Jarque Bera	I de Moran	Multiplicador de Lagrange	
					Erro	Defasagem
1990/2001	0,071 (0,014)	34,425	10,771 (0,005)	0,919 (0,000)	0,483 (0,487)	3,109 (0,078)
1990/1995	-0,582 (0,000)	143,281	2,051 (0,358)	6,967 (0,000)	34,311 (0,000)	6,122 (0,013)
1995/2001	-0,019 (0,933)	161,157	46,125 (0,000)	0,361 (0,002)	5,289 (0,021)	5,379 (0,021)

**Nota:** p-valor entre parênteses.

**Fonte:** Elaboração própria com base no programa SpaceStat.

**Tabela 3 - Resultados da regressão de  $\beta$  convergência Espacial para taxa de crescimento de patentes por trabalhador**

Período	Patente Inicial	Defasagem	AIC	Breusch-Pagan	Razão de Verossimilhança
1990/2001	0,037 (0,000)	0,886 (0,000)	-1,14	1,445 (0,229)	67,564 (0,000)
1990/1995	-0,494 (0,000)	0,64 (0,000)	130,198	3,616 (0,057)	15,083 (0,000)
1995/2001	0,060 (0,746)	0,604 (0,000)	155,953	14,449 (0,000)	7,204 (0,007)

**Nota:** p-valor entre parênteses.

**Fonte:** Elaboração própria com base no programa SpaceStat.

A regressão espacial confirma o predito acima. O modelo foi altamente significativo para o coeficiente do nível inicial de patenteamento no período 1990/2001 assim como no interregno 1995-2001 revelando a indecisão quanto ao diagnóstico da configuração de um processo de convergência/divergência quando a análise é realizada somente de forma absoluta. O coeficiente de defasagem foi significativo em todos os períodos revelando a importância do crescimento do patenteamento dos estados vizinhos como propulsor do crescimento da atividade tecnológica de cada estado.

A análise de  $\beta$  convergência absoluta mostrou que a dependência espacial se faz presente e o mapa de *Cluster* LISA revelou os padrões de desigualdade regional acentuados para taxa de crescimento por trabalhador no período de 1990-2001. A fim de determinar se a dependência espacial

permanece significativa após o controle dos efeitos regionais, foram implementadas novas estimações para os anos 90, inserindo *dummies* regionais para o Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste.

A primeira coluna da Tabela 4 exhibe os resultados da estimação por MQO e, como pode ser notado, nesse caso, o nível inicial de patentes bem como todas as *dummies* regionais foram significativos. Todavia, vale notar que o diagnóstico para a dependência espacial sugere, novamente, um modelo de defasagem para a correção da autocorrelação espacial presente. Assim, a segunda coluna da Tabela 4, apresenta os resultados do modelo de defasagem espacial. Excetuando a *dummy* regional referente ao Sudeste, todos os demais coeficientes estimados foram significativos. Mais uma vez, a defasagem espacial se mostra importante fator para explicar a questão da taxa de crescimento das patentes por trabalhador no País. Esses resultados mostram que ambos, efeitos regionais e espaciais, influenciaram esse processo de concentração da capacitação tecnológica brasileira nos últimos anos.

**Tabela 4 - Resultados de  $\beta$  convergência com efeitos regionais e espaciais para a taxa de crescimento do patenteamento por trabalhador, 1990-2001**

Variáveis	MQO		DEFASAGEM	
	Coefficiente	P-valor	Coefficiente	P-valor
Patente Inicial	0,058	0,000	0,059	0,000
Norte	0,823	0,000	0,647	0,000
Nordeste	0,855	0,000	0,582	0,000
Sul	0,917	0,000	0,609	0,000
Sudeste	0,263	0,000	0,051	0,329
Centro-Oeste	0,684	0,000	0,439	0,000
<i>Rho</i> ( $\rho$ )	-----	-----	0,294	0,000
AIC	-66,372		-79,328	
Multiplicador de Lagrange (defasagem)	12,812	0,000	0,724	0,395
Razão de Verossimilhança	-----	-----	15,001	0,000

**Fonte:** Elaboração Própria com base no programa SpaceStat.

#### 4.2. Convergência Condicional do Crescimento das Patentes nos Anos 1990

As análises de convergência absoluta, realizadas até o momento, indicaram a importância dos componentes regionais e espaciais. No entanto, como observa Sala-i-Martin (1996), se diferenciais nos níveis de renda *per capita* não forem as únicas diferenças relevantes existentes, como respaldado pela literatura de que não são, então a hipótese de  $\beta$ -convergência absoluta é falha. Nessa perspectiva, foi implementada a hipótese de  $\beta$ -convergência condicional da capacitação tecnológica brasileira num contexto de dados em painel considerando efeitos não observados, regionais e espaciais por meio da estimação de um modelo de painel dinâmico espacial.

Com os resultados obtidos, observou-se que os efeitos não-observados podiam estar causando estimações tendenciosas, invalidando, dessa forma, os coeficientes estimados até então. Os efeitos não-observados podem ser modelados por meio dos efeitos fixos ou efeitos aleatórios. O teste de Hausman rejeitou a hipótese nula de que os efeitos aleatórios eram consistentes. Com isso, optou-se pela modelagem por efeitos fixos para o tratamento dos efeitos não-observados.

Após essa etapa, baseado no valor da estatística *I* de Moran, observou-se a existência de dependência espacial nos resíduos dos anos de 1993, 1995 e 1998, no nível de 10% de significância. Vale lembrar que, na presença de endogeneidade, as estimações por MQO se tornam viesadas e inconsistentes.

Desse modo, conforme explicado na seção 3.3, foi utilizado o estimador Arellano-Bond (1991) para remover os efeitos específicos não-observados. A Tabela 5 mostra os resultados do modelo de dados em painel dinâmico espacial, estimado pelo método Arellano-Bond. Para a condição de validade dos instrumentos usados na estimação da Tabela 5, foi realizado o teste de Sargan. Se os instrumentos são válidos, a hipótese nula de adequação dos instrumentos não deve ser rejeitada. Nesse caso, não há evidências de inadequação do conjunto de instrumentos utilizados, a saber, regressores estritamente exógenos como a inclusão das variáveis *dummies* regionais (N, NE, SE, CO e S) e da variável dependente defasada em dois períodos.

**Tabela 5 - Resultados da Regressão pelo Método de Painel Dinâmico Espacial (1990-2001)**

<i>Variáveis</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>P-valor</i>
Patentes por Trabalhador em 1990	-0,32	0,00
Grau de Urbanização	0,53	0,04
Salários de Setores de Média e Alta Tecnologia	1,62	0,00
Estrutura Competitiva do Mercado	-0,41	0,78
Qualificação dos Trabalhadores	-0,01	0,00
Teste Sargan	22,30	0,78

**Fonte:** Elaboração própria com base no programa EViews 6.

**Nota:** Variável dependente: Taxa de crescimento de patentes por trabalhador.

Outro fator que corrobora o ajuste do modelo foi o teste de resíduos, por intermédio do *I* de Moran, realizado após a estimação do modelo de dados em painel dinâmico. Os resultados indicam que não há problemas de especificação, como a dependência espacial. Os efeitos regionais foram controlados por meio das variáveis instrumentais, e assim, os coeficientes apresentados são consistentes. Deste modo, o estimador Arellano-Bond (1991) utilizado no presente trabalho, é apropriado para a estimação do modelo (5) de dados em painel dinâmico espacial.

A partir das informações acerca da regressão de  $\beta$ -convergência condicional constantes na Tabela 5, observa-se que a variável que representa a hipótese de convergência obteve sinal negativo e foi significativa no nível de 1% de significância. Tal análise indica que, regiões com menor número de patentes por trabalhador, no ano inicial, experimentaram taxas de crescimento mais rápidas no período.

Quanto à variável de urbanização, que obteve sinal positivo e foi significativa a 5%, pode-se presumir que o resultado encontrado corrobora a hipótese de Jacobs (1969). Isso significa dizer que, em regiões com grau elevado de urbanização, há uma maior propensão à atividade tecnológica, mostrando que, no Brasil, aglomerações urbanas são essenciais para o desenvolvimento tecnológico. Esse resultado corrobora Gonçalves e Almeida (2009).

O resultado referente ao coeficiente dos salários dos setores de média e alta tecnologia possui o sinal teórico esperado e é altamente significativo. Isso indica que a presença de setores intensivos em conhecimento está positivamente associada à taxa de crescimento do patenteamento por trabalhador. Isso mostra que as reduções de desigualdades estaduais em termos de taxa de crescimento da atividade tecnológica requerem redistribuição da aglomeração produtiva, principalmente aquela vinculada a setores mais intensivos em tecnologia. Como as aglomerações produtivas e tecnológicas tendem a coincidir com aglomerações urbanas, produz-se um círculo difícil de ser quebrado.

Já em relação à estrutura competitiva do mercado, seu coeficiente foi negativo e não significativo. Esse resultado revela que, pelo menos em nível estadual, o número de estabelecimentos por trabalhador não influencia o processo inovativo. Esse resultado difere de Carlino *et al.* (2007), que encontra relação positiva entre competição local e patentes *per capita* ao analisar regiões metropolitanas dos EUA e, de Gonçalves e Almeida (2009), que produziram evidências para microrregiões brasileiras.

No que tange à variável de qualificação dos trabalhadores o sinal de seu coeficiente foi negativo e significativo a 1% do nível de significância, o que pode ser justificado pela literatura tendo em vista que a influência do capital humano sobre o processo de crescimento tem sido apontada como um novo *puzzle* macroeconômico. Conforme Ertur e Koch (2007), “*nevertheless, many recent empirical studies point out that human capital growth has an insignificant and even negative effect on per capita income growth* (BENHABIB e SPIEGEL, 1994; BILS e KLEENOW, 2000). *These results cast some doubt on the real role played by human capital in growth processes and draw attention to the so-called human capital puzzle.*” Os resultados para a variável qualificação do trabalhador revelam que, também em relação à convergência tecnológica, é preciso haver novas pesquisas sobre o papel do capital humano no tema.

#### 4. Conclusão

As principais conclusões do trabalho são:

1. A distribuição geográfica de “vencedores” e “perdedores” não é aleatória. Um *cluster* Alto-Alto foi identificado para taxa de crescimento em 1990-2001 formado por Santa Catarina e Rio Grande do Sul, comprovando a importância dos estados sulinos no patenteamento por trabalhador nacional. Quanto ao mapa de *Clusters* do nível de patenteamento por trabalhador para o ano de 2001, houve uma ratificação da concentração da produção tecnológica brasileira. Como membros do *Cluster* Alto-Alto no nível de patenteamento estão os estados da região Sul e da região Sudeste, à exceção de Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e Goiás. Pertencentes ao *cluster* Baixo-Baixo estão os estados do Norte, a saber, Acre e Amapá;
2. Os resultados da análise de  $\beta$ -convergência absoluta espacial para o período 1990-2001, com dados de seção cruzada, demonstraram a importância da especificação do componente espacial e dos efeitos regionais para a análise de  $\beta$  convergência condicional;
3. Quanto aos resultados da estimação pelo modelo de dados em painel dinâmico espacial, após controle dos efeitos não observados e da dependência espacial e a utilização de instrumentos adequados, observou-se que há no Brasil, convergência da taxa de crescimento das patentes. Ademais, alguns fatores são determinantes desse crescimento, como a urbanização e os salários dos setores de média e alta tecnologia;
4. Por fim, com o objetivo de contribuir à literatura da área, novas pesquisas, desta vez utilizando um recorte territorial menor, como a análise das microrregiões ou municípios brasileiros, permitiriam uma investigação mais minuciosa e detalhada sobre o papel da convergência em diferentes regiões e os efeitos determinantes da inovação.

#### Referências

- Abramovitz, M. Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. In: \_\_\_\_\_. *Thinking about growth: and other essays on economic growth and welfare*. Cambridge: Cambridge University, p. 200-242, 1989.
- Acs, Z. J., Anselin, L., Varga, A. Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge. *Research Policy*, v. 31, p. 1069-1085, 2002.
- Albuquerque, E. M. Domestic patents and developing countries: arguments for their study and data from Brazil (1980-1995). *Research Policy*, Amsterdam, v. 29, n. 9, p. 1047-1060, 2000.
- Albuquerque, E. M. National Systems of Innovation and non-OECD countries. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 19, n. 4, p. 35-52, 1999.

- Albuquerque, E. M. Sistema Nacional de Inovação No Brasil: Uma Análise Introdutória a partir de Dados Disponíveis sobre a Ciência e a Tecnologia. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 16, n. 3, p. 56-72, 1996.
- Albuquerque, E. M.; Baessa, A.; Silva, L. A atividade de patenteamento no Brasil e no Exterior. In: FAPESP (Ed.), *Indicadores de ciência, tecnologia e inovação em São Paulo – 2004*. São Paulo: FAPESP, 2005.
- Albuquerque, E. M.; Simões, R.; Baessa, A.; Campolina, B.; Silva, L. A. A distribuição espacial da produção científica e tecnológica brasileira: uma descrição de estatísticas de produção local de patentes e artigos científicos. *Revista Brasileira de Inovação*, Rio de Janeiro, v. 1, n. 2, p. 225-251, 2002.
- Anselin, L. Local indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- Anselin, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic, Boston, 1988.
- Anselin, L. Spatial externalities, spatial multipliers and spatial econometrics. *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, p. 153-166, 2003.
- Arellano, M.; Bond, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Reviews of Economic Studies*, Blackwell Publishing, v. 5, n. 2, p. 277–297, 1991.
- Azzoni, C. R.; Silveira Neto, R. M. S. *Radiografando a convergência regional: fontes setoriais e mudanças estruturais*. Mimeo, 2006.
- Azzoni, C. R.; Menezes, T.A.; Santos, A. M. S. P. *Convergência de renda real e nominal entre as regiões metropolitanas brasileiras: uma análise de dados de painel*. Mimeo, 2006
- Badinger, H., Muller, W.G., Tondl, G. Regional convergence in the European Union (1985-1999). *Regional Studies*, v. 58, p. 241-253, 2004.
- Barro, R. J; Sala-I-Martin, X. Convergence. *Journal of Political Economy*. v. 100, n. 2, 1992.
- Barro, R. J; Sala-I-Martin, X. *Economic Growth*. 2a Edição. The MIT Press: Cambridge. 654 p., 2003.
- Baumont, C. *Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* Université de Bourgogne, 2004.
- Benhabib J., Spiegel M. M. The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*. v. 34, 1994.
- Bils, M; Klenow, P. J. Does schooling cause growth? *American Economic Review*. v. 90, 2000.

- Blundell, R.; Bond, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*. v. 87, n. 1, p. 115- 143, 1998.
- Cameron, A. C; Trivedi, P. K. *Microeconomics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, Cambridge, 2005.
- Carlino, G. A.; Chatterjee, S.; Hunt, R. M. Urban density and the rate of invention. *Journal of Urban Economics*, v. 61, p. 389–419, 2007.
- Cohen, W.; Nelson, R.; Walsh, J. Links and impacts: the influence of public research on industrial R&D. *Management Science*, v. 48, n. 1, pp. 1-23, 2002.
- Coutinho, L.; Ferraz, J. C. *Estudo da Competitividade da Indústria Brasileira*. Campinas: UNICAMP, 1994.
- Diniz, C. C; Gonçalves, E. *Knowledge economy and regional development in Brazil*. In: Les Troisièmes Journées de la Proximité - The Third Congress on Proximity, Paris, França, 13-14 dez, 2001.
- Ertur, C.; Koch, W. Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence. *Journal of Applied Econometrics*. v. 22, p. 1033-1062, 2007.
- Freeman, C.; Perez, C. Structural crisis of adjustment: business cycles and investment behavior. In: DOSI, G.; FREEMAN, C.; NELSON, R.; SILVERBERG, G.; SOETE, L. (eds). *Technical change and economic theory*. London: Pinter, p. 38-66, 1988.
- Fujita, M.; Krugman, P.; Venables, A. J. *Economia Espacial: urbanização, prosperidade econômica e desenvolvimento humano no mundo*. Editora Futura, São Paulo, 2002.
- Furtado, A. T.; Carvalho, R. Q. Padrões de Intensidade Tecnológica da Indústria Brasileira: um estudo comparativo com os países centrais. *São Paulo em Perspectiva*, v. 19, n. 1, p. 70-84, 2005.
- Getis, A.; Griffith, D. A. Comparative spatial filtering in regression analysis. *Geographical Analysis* v. 24, p. 189-206, 2002.
- Getis, A.; Ord, J. K. The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical Analysis*. v. 24, p. 189-206, 1992.
- Glaeser, E. L; Kallal, H. D; Scheinkman, J. A, Shleifer, A. Growth in cities. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 6, p. 1126-1152, 1992.
- Gonçalves, E. A distribuição espacial da atividade inovadora brasileira: uma análise exploratória. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 37, n. 2, p. 405-433, 2007.
- Gonçalves, E.; Almeida, E. S. Innovation and spatial knowledge spillovers: evidence from Brazilian patent data. *Regional Studies*, v. 43, p. 513-528, 2009.



Griliches, Z. Patent statistics as economic indicators: a survey. *Journal of Economic Literature*, v. 28, 1990.

Griliches, Z. The Search for R&D Spillovers. *Scandinavian Journal of Economics*, Blackwell Publishing, v. 94, p. 29-47, 1992.

Jacobs, J. *The Economy of Cities*. Nova York: Random House, 1969.

Jaffe, A. B; Trajtenberg, M; Henderson, R. Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 108, n. 3, p. 577-98, 1993.

Johnson, D. K. N., Brown, A. How the West has won: regional and industrial inversion in U.S. patent activity. *Economic Geography*, v. 80, p. 241-60, 2004.

Lösch, A. *The Economics of location*. New Haven: Yale University Press, 1954.

Lucas, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, 1988.

Magalhães, A.; Hewings, G. J. D; Azzoni, C. R. *Spatial dependence and regional convergence in Brazil*. Working Paper, 00-T-11, Urbana Champaign, 2000.

Malecki, E. J. High technology and local economic development. *Journal of American Planning Association*, v. 50, n. 3, p. 262-269, 1984.

Markussen, A.; Hall, P.; Glasmeier, A. *High tech America: the what, how and why of sunrise industries*. Boston, MA, Allen and Irwin, 1986.

Marshall, A. *Principles of Economics*. London: Macmillan. Quoted from the eighth edition London: Macmillan 1920, 1890

Montenegro, R. L. G.; Gonçalves, E.; Almeida, E. O papel das externalidades de diversificação e especialização produtivas: uma análise da atividade inovativa em São Paulo. In: Encontro Nacional de Economia, 37. *Anais...* Foz do Iguaçu, 2009.

Nelson, R. *National innovation systems: a comparative analysis*. New York, Oxford: Oxford University, 1993.

Neto, N. T.; Castelar, I.; Linhares, F. C. Convergência de Renda dos Estados Brasileiros: Uma Abordagem de Painel Dinâmico com Efeito Threshold. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia. *Anais...* Salvador, 2008.

ÓhUallacháin, B; Leslie, T. F. Spatial Convergence and Spillovers in American Invention. *Annals of the Association of American Geographers*. v. 95, p. 866-886, 2005.

- Patel, P; Pavitt, K. Patterns of technological activity: their measurement and interpretation. In: Stoneman, P. (ed.) *Handbook of the Economics of Innovation and Technological Change*. Oxford: Blackwell, 1995.
- Pavitt, K. Uses and Abuses of Patent Statistics. In: Van Raan, A.F (ed.). *Handbook of quantitative studies of science and technology*. North Holland: Elsevier Science Publishers B.U., p. 509-536, 1988.
- Rey, S. J; Montouri; B. D. US regional income convergence: A spatial econometric perspective. *Regional Studies*, v. 33, p. 143–56, 1999.
- Romer, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*. v. 94, n. 5 p. 1002-37, 1986.
- Sala-I-Martin, X. The Classical Approach to Convergence Analysis. *Economic Journal, Royal Economic Society*, v. 106, n. 437, p. 1019-36, 1996
- Silveira Neto, M; Azzoni, R. *Non-spatial policies and regional income inequality in Brazil*. RSAI Congress, 2008.
- Solow, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*. v. LXX, p. 65-94, 1956
- Veloso, F. A. Villela, A. Giambiagi, F. Determinantes do “Milagre” Econômico Brasileiro (1968/73): Uma Análise Empírica. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 221-245, 2008.
- Von Thünen, J. H. *The isolated state*. New York: Pergamon Press, 1966.
- Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, 2002.