

ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA ESPACIAL NO ESTADO DE MINAS GERAIS: 1975-2003

Fernando Salgueiro Perobelli

Coordenador do Mestrado em Economia Aplicada FEA/UFJF
Bolsista de Produtividade CNPq – Nível 2
Faculdade de Economia e Administração
Universidade Federal de Juiz de Fora
Campus Universitário.
E-mail: fernando.perobelli@ufjf.edu.br

Pedro Guilherme Costa Ferreira

Mestrando em Economia Aplicada FEA/UFJF
Faculdade de Economia e Administração
Universidade Federal de Juiz de Fora
Campus Universitário.
E-mail: pgcferreira@gmail.com

Weslem Rodrigues Faria

Mestrando em Economia CEDEPLAR/UFMG
E-mail: weslemrodrigues@click21.com.br

RESUMO Este artigo procura identificar possíveis mudanças de disparidade entre os municípios de Minas Gerais entre 1975 e 2003. Para tal, divide a análise em duas etapas. Na primeira utiliza o método da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) por meio da estatística *I* de Moran e por meio da análise de identificação de *clusters*. A estatística *I* de Moran permite, por exemplo, avaliar o grau de correlação existente entre uma região e seus vizinhos considerando uma variável qualquer de interesse. Já a análise de *clusters* permite uma visualização simples da formação de um conglomerado de regiões próximas em um mapa que possuem valores semelhantes, ou seja, permite a visualização de *clusters* caso haja formação de algum. Na segunda implementa um modelo de convergência espacial para verificar se, no período de análise, as disparidades regionais aumentaram ou diminuíram. Os resultados indicam presença de autocorrelação positiva para todos os anos analisados e a formação de *clusters* significativos alto-alto e baixo-baixo em todos os anos. No que se refere à convergência, os resultados mostram que para o período 1975 a 2003 não existe convergência, ou seja, houve aumento das disparidades regionais no Estado de Minas Gerais. Já para o período de 1996 a 2003 existe convergência de pib *per capita*, ou seja, há uma diminuição das disparidades regionais.

Palavras-Chaves: disparidades regionais, β convergência; análise espacial.

Código JEL: R12, R15

ABSTRACT This paper wants to analyze the possible changes in the disparities among the Minas Gerais municipalities between 1975 and 2003. In order to reach the objective the analysis is divided into two parts. In the first one we use the Exploratory Spatial Data Analysis

(ESDA). This analysis is implemented using the Moran's I index and the Cluster analysis. The Moran's I index enables us to examine, for example, the degree of correlation, measured by a specific variable, between a specific region and its neighbors. On the other hand the cluster analysis enables us to construct maps, with significance, for similar values for a specific variable. The second part of this paper presents the idea of convergence. The model enables us to verify if during the period of the analysis the regional disparities increase or decrease. The results show the positive autocorrelation for all years and also show the presence of clusters high-high and low-low for all the period. The results for convergence confirm that for the period 1975 to 2003 there is not convergence. In other words the regional disparities increase at Minas Gerais state. On the other hand, for the period 1996 to 2003 there is convergence of per capita GDP meaning that there is a decrease in the regional disparities.

Keywords: regional disparities, β convergence, spatial analysis.

1. Introdução

O presente trabalho parte da premissa que as disparidades econômicas existentes dentro de um país revelam-se prejudiciais aos seus planos de desenvolvimento. Assim sendo, busca-se analisar se as disparidades existentes no âmbito do Estado de Minas Gerais têm diminuído. Em outras palavras, procura-se identificar se a diferença entre os municípios mineiros está se reduzindo ao longo do tempo. O estudo de convergência implementado neste trabalho utilizará como variável o pib *per capita* no período 1975-2003 e explicitará no modelo o papel da localização no processo de convergência através do uso de técnicas de análise espacial dos dados (*i.e.* análise exploratória dos dados espaciais e econometria espacial).

A fim de subsidiar a análise da convergência de nível de renda entre os municípios que compõem o Estado de Minas Gerais procura-se discutir de forma breve, neste trabalho, questões inerentes ao processo de desenvolvimento e crescimento econômico, planejamento de médio e longo prazo, tipologias regionais, dentre outros.

Segundo Boisier (1989), o desenvolvimento de longo prazo de uma região e, portanto, não somente o seu crescimento econômico, pode ser explicado pela interação de três forças e/ou processos. Em primeiro lugar, o desenvolvimento regional dependerá da participação regional relativa no uso dos recursos da economia nacional. Cabe ressaltar que as regiões competem de forma explícita e/ou implícita por tais recursos.

O segundo componente afirma que, o desenvolvimento de uma região pode ser afetado pelos efeitos (regionais) implícitos ou indiretos das políticas macroeconômicas e setoriais. Em diversos casos os efeitos das políticas macroeconômicas podem atuar como propulsor do desenvolvimento regional.

Em outros, o efeito de tais políticas pode ser contraproducente e prejudicar a trajetória de crescimento de determinada região.

Em terceiro lugar, o desenvolvimento regional depende de questões de cunho político, institucional e social. Cabe salientar que tais aspectos podem ser classificados como a “*capacidade de organização social da região*”.

“Assim sendo, o desenvolvimento de uma região, como fenômeno diferente do simples crescimento, implica a capacidade de internalizar regionalmente o próprio crescimento” (Bosier, 1989 p. 614). Em outras palavras, o processo de desenvolvimento ocorre a partir do momento em que as regiões são capazes de reter e reinvestir na própria região parcela significativa do excedente gerado pelo crescimento econômico. Outrossim, uma região em processo de desenvolvimento será capaz de endogeneizar algumas variáveis que eram exógenas ao processo de crescimento da mesma.

Segundo Sen (2000), desenvolvimento é um processo expansivo das liberdades humanas, podendo ser medido por indicadores que compreendem não apenas industrialização e progresso tecnológico, mas também outros determinantes como disposição social e econômica (*e.g.* serviços de saúde e educação) e direitos civis.

Para Haddad (2004), o desenvolvimento para ser sustentável deve ser equilibrado em termos de crescimento econômico sustentado, tendo, ainda, que apresentar melhor distribuição da renda e da riqueza e qualidade adequada do meio ambiente. A implementação de um conjunto de obras de infra-estrutura e social por si só é insuficiente para alcançar o desenvolvimento de uma cidade. Para se conseguir isso é preciso que haja envolvimento da comunidade local e participação ativa da população nas decisões políticas. É importante que as pessoas se mobilizem para: a) implementarem programas e projetos que almejam; b) elucidarem novas necessidades; c) discutirem acerca da disponibilidade de capital para a implementação das mudanças e d) formularem soluções tendo como base sua estrutura participativa. A configuração do desenvolvimento sob esta ótica, contudo, pode se esbarrar em dois problemas. Primeiramente devido à existência de conflitos de interesses na comunidade e em segundo, devido à falta de recursos de mobilização da mesma. Estes problemas podem ser resolvidos por meio de discussão e debates, de negociações e pactos, e, por fim, por meio do estímulo ao envolvimento comunitário.

Dessa forma o dimensionamento do tema desenvolvimento sob a perspectiva regional torna-se fundamental para se identificar diferenças socioeconômicas entre municípios localizados dentro de uma mesma macro-região. As disparidades regionais são facilmente observadas em termos de Brasil. Com relação à questão social, percebe-se que, enquanto, áreas do Norte e

Nordeste em sua predominância sofrem com problemas graves de pobreza extrema, subnutrição e elevados índices de mortalidade infantil, boa parte do Sul e Sudeste sofrem com problemas que dizem mais respeito a disponibilidades de escolas públicas e desemprego. Nas regiões mais pobres do Brasil a falta de escolas não deixa de ser freqüente, contudo se mostra uma questão menos emergencial.

Por outro lado, segundo Hirschman (1958), o desenvolvimento desequilibrado entre as regiões de um país é inevitável e inerente ao próprio processo de crescimento. Assim sendo, Isard e Reiner (1961) apontam como inadequada a idéia de uma política de pura equalização regional.

Para Colman e Nixon (1981), no entanto, é difícil esclarecer as questões que cercam o desenvolvimento, mas defendem que o indicador de renda *per capita* é o mais eficaz para medir o nível de desenvolvimento alcançado por uma região. Afirmam que o pib *per capita*, mesmo apresentando algumas fraquezas, constitui a medida mais abrangente, difundida e conveniente dentre os indicadores de níveis de desenvolvimento, pois os indicadores econômicos e sociais são altamente correlacionados com o nível do pib *per capita*. Neste sentido, o presente trabalho utiliza-se deste indicador como medida do nível de desenvolvimento dos municípios do Estado de Minas Gerais subsidiando assim, a pesquisa na identificação de disparidades entre tais municípios.

Segundo Robock (2002), as metas do desenvolvimento regional compreendem os seguintes pontos: a) redução das disparidades de renda; b) promoção de um desenvolvimento regional equilibrado; e c) ênfase nas regiões mais atrasadas.

É importante ressaltar que as disparidades regionais podem estar, em parte, relacionadas a questões como: a) distribuição desigual entre as regiões de um país dos fatores responsáveis pelo crescimento econômico, ou seja, recursos naturais, capacitação da mão-de-obra e acesso a mercados; e b) imperfeição na mobilidade dos fatores.

Dentre as inúmeras tipologias acerca das disparidades regionais Robock (2002) aponta que as regiões com menor renda tendem a ser mais homogêneas. Entretanto, segundo o autor, se faz necessário uma diferenciação entre as regiões a fim de extrair os fatores que explicam o baixo nível de renda e o seu potencial de desenvolvimento. Assim sendo é possível dividir as regiões com baixo nível de renda em: a) áreas deprimidas que estão regredindo; b) áreas em defasagem, ou seja, que apresentam taxas de crescimento abaixo da média e c) regiões pioneiras ou de fronteira, essencialmente subdesenvolvidas.

A Comunidade Econômica Européia (1964), classifica as regiões em: a) regiões que incluem ou estão situadas próximas a um ou mais grande centros industriais, que se subdivide em: 1) zonas de antiga industrialização, 2) zonas de

indústrias de transformação; e, 3) zonas agrícolas; b) regiões predominantemente agrícolas e de alta densidade de população; e c) regiões predominantemente agrícolas, onde a população é disseminada.

A discussão anterior nos remete à questão do planejamento regional como forma de diminuir as disparidades e dar contornos consistentes ao processo de desenvolvimento econômico. Assim sendo, segundo Boisier (1989), a necessidade de imprimir um ritmo maior ao crescimento permeia questões inerentes ao padrão territorial de alocação de recursos. Na maioria das vezes, o favorecimento se dá de forma preferencial às regiões centrais. Cabe ressaltar que tal favorecimento tem relação direta com o horizonte de planejamento. Mas, dado o exposto acima há que se implementar políticas e programas que vise a descentralização territorial de pelo menos uma parcela da estrutura produtiva a fim de minimizar e/ou evitar os problemas inerentes ao crescimento desordenado de regiões metropolitanas, por exemplo.

Como afirmado por Hirschman (1956), o desenvolvimento desequilibrado é inerente ao processo de crescimento, no entanto, Boisier (1989) afirma que é importante ocorrer uma busca equilibrada. Em outras palavras, muitos dos processos de planejamento ao tentar implementar o processo de descentralização e, por conseqüência, diminuir as disparidades regionais, centram a sua atenção, não nas regiões mais pobres, mas naquelas que podem ser classificadas como de segunda classe.

Haddad (2004) trata a questão do planejamento como um plano estratégico e sustentável, para que os objetivos, tais como modernização social e aumento da qualidade de vida, sejam válidos apenas se perdurarem no longo prazo. Ressalta ainda que no Brasil estes objetivos só são alcançados com a participação comunitária e com mobilização coletiva.

A discussão acerca da heterogeneidade espacial entre as mesorregiões brasileiras é repetida em inúmeros estados, em outras palavras, pode-se observar que existe em diversas unidades da federação um considerável distanciamento econômico entre suas sub-regiões. No Estado de Minas Gerais, por exemplo, há regiões muito ricas e detentoras de elevado pib *per capita*, que fazem vizinhança com regiões pobres e atrasadas. Em Minas Gerais é possível tomar como exemplo de programas que visam a diminuição das disparidades regionais a “Lei Robin Hood” (Minas Gerais, 1995) e o Plano Mineiro de Desenvolvimento Integrado (Minas Gerais, 1999).

Do ponto de vista dos planejadores estaduais um aspecto interessante seria avaliar se os programas implementados trouxeram resultados importantes para o desenvolvimento das áreas mais pobres. Em outras palavras, analisar a eficiência dos programas na diminuição das disparidades regionais. Haddad (2004), por exemplo, defende que os programas de desenvolvimento regional trazem

melhores resultados quando são aplicados tendo em vista a participação da população local. O comprometimento da comunidade faz com que os programas sejam mais produtivos porque as pessoas participam dos processos de decisão, podendo escolhe-los da melhor forma possível.

Resumindo, este artigo procura identificar possíveis mudanças de disparidade entre os municípios de Minas Gerais entre 1975 e 2003. Para tal, utiliza-se do método da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) por meio da estatística *I* de Moran e por meio da análise de identificação de *clusters*. A estatística *I* de Moran permite, por exemplo, avaliar o grau de correlação existente entre uma região e seus vizinhos considerando uma variável qualquer de interesse. Já a análise de *clusters* permite uma visualização simples da formação de um conglomerado de regiões próximas em um mapa que possuem valores semelhantes, ou seja, permite a visualização de *clusters* caso haja formação de algum.

Além desta introdução, o artigo está organizado da seguinte forma. Na seção 2 faz um breve histórico sobre a análise de convergência. Na seção 3 é feita uma breve caracterização do desenvolvimento de Minas Gerais. A seção 4 descreve a base de dados utilizada. Na seção 5 é apresentada a metodologia da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), bem como os resultados da mesma. A seção 6 descreve a metodologia de convergência e econometria espacial e apresenta os resultados obtidos. A seção 7 finaliza o artigo com algumas considerações finais.

2. Convergência

Conforme Lopes (2004), “*a convergência é um processo em que uma mesma variável (por exemplo, renda per capita, produtividade da terra) apresenta diferentes valores entre países, regiões ou estados, mas essa diferença se reduz ao longo do tempo, indicando que a desigualdade diminui*”.

O tema convergência da renda atraiu muitos estudiosos e existe um grande número de trabalhos empíricos que discutem essa questão. Em outras palavras, a questão do crescimento mais rápido dos países (regiões) mais pobres do que os países (regiões) ricos, foi exaustivamente discutida na literatura. O trabalho seminal de Baumol (1986) examinou a convergência de 1870 a 1979 entre 16 países industrializados, conforme a seguinte expressão:

$$\ln[(Y/N)_{i,t}] - \ln[(Y/N)_{i,t-1}] = \alpha + \beta \ln[(Y/N)_{i,t-1}] + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que $\ln(Y/N)$ é o logaritmo da renda *per capita*, ε é o termo de erro e i é o indexador para os diversos países.

Segundo Baumol (1986), se existir convergência, β será negativo, ou seja, os países com renda inicial maior terão menores taxas de crescimento. Com isso, Baumol procura mostrar que ao longo de um período t , as rendas dos diversos países estariam convergindo para uma renda comum entre eles. Portanto, se os países de rendas menores crescem mais, a tendência é que, *ceteris paribus*, tais rendas se igualem no tempo. Cabe ressaltar que muito se avançou na discussão sobre convergência desde o trabalho de Baumol (1986). Todavia, não é do escopo deste artigo discutir todas as variantes desta linha de pesquisa.

É importante elencar a existência de trabalhos, pós-Baumol (1986), como o de Rey e Montouri (1999), que aplicam a análise da convergência da renda, adotando a abordagem da econometria espacial. Dall'èrba (2003) estima a convergência da produtividade do trabalho com base em 48 regiões da Espanha durante os anos de 1980-1996.

Entre os artigos relacionados ao tema publicados no Brasil, destaca-se o trabalho de Lopes (2004), que analisa a evolução da produtividade da terra das 11 principais culturas brasileiras, avaliando o processo de convergência dessa variável entre os estados produtores. Magalhães (2000), por sua vez, discute a convergência da renda através dos estados brasileiros durante o período de 1970 a 1995. E, Monasterio (2004), que aplica a econometria espacial para analisar o crescimento econômico das 58 áreas estatisticamente comparáveis gaúchas entre 1939 e 2001.

Vale observar também a importância da utilização de ferramentas de econometria espacial nos estudos de convergência. Segundo Quah (1996), a maioria dos trabalhos sobre convergência utilizaram dados regionais, mas a grande parte dos trabalhos tratava as regiões como unidades isoladas, ou seja, não considerando a interação espacial com seu entorno. Ainda, de acordo com Rey e Montouri (1999), o desenvolvimento de ferramentas de análise exploratória de dados espaciais, bem como as técnicas econométricas espaciais, permitiu uma nova percepção da dinâmica geográfica dos padrões de crescimento da renda no tempo.

De acordo com Anselin (1999, p. 2), “*econometria espacial é um subcampo da econometria que lida com as complicações causadas pela interação espacial (autocorrelação espacial) e pela estrutura espacial (heterogeneidade espacial) em modelos de regressão para dados na forma de seção cruzada e painel de dados*”.

Rey e Montouri (1999) reconheceram que um modelo de convergência, composto por dados organizados em unidades espaciais, deveria levar em

consideração os efeitos espaciais que poderiam resultar da interação espacial entre os agentes.

A diferença entre a econometria espacial e a econometria convencional concentra-se na preocupação de se incorporar na modelagem o padrão da interação sócio-econômica entre os agentes num sistema (a autocorrelação espacial), assim como as características da estrutura desse sistema no espaço (a heterogeneidade espacial). Essas interações e as características estruturais geram efeitos espaciais que influenciam vários processos econômicos (Anselin, 1988; Anselin e Bera, 1998).

Em suma, este trabalho apresentará uma análise de convergência absoluta para a renda *per-capita*, controlando-se os efeitos espaciais. Convém frisar que, na presença dos efeitos espaciais, os métodos econométricos tradicionais conduzem à inferência espúria, com graves danos para a formulação de políticas públicas. Neste sentido, busca-se verificar a existência de convergência da renda *per-capita* para os municípios do Estado de Minas Gerais, tendo como principal alvo dois objetivos centrais. O primeiro é fornecer uma nova percepção da dinâmica geográfica utilizando para isso métodos de análise exploratória de dados espaciais e de econometria espacial. O segundo, diz respeito a identificar e mostrar em que grau tal convergência vem ocorrendo no Estado.

3. Breve caracterização do desenvolvimento de Minas Gerais

Os indicadores apresentados nesta seção objetivam dimensionar a questão heterogeneidade espacial do crescimento no Estado de Minas Gerais. No presente trabalho a dimensão heterogênea do crescimento da economia mineira será analisada através dos seguintes indicadores: a) percentual (%) de pessoas com renda domiciliar *per capita* abaixo de R\$37,75; b) percentual de pessoas que vivem em domicílios com banheiro e água encanada; c) percentual de pessoas de 15 ou mais anos de idade analfabetas, d) valor adicionado setorial e, e) produto interno bruto (ver Tabela 1 e 2). Vale lembrar que existem outros indicadores que permitem analisar questões de desenvolvimento, mas o presente trabalho valeu-se apenas destes com o objetivo de tornar a caracterização mais breve.

De forma geral, os índices, tomados como uma média de todas as mesorregiões, apresentaram melhorias em todos os quesitos, neste período. Considerando a média de todas as mesorregiões, percebeu-se que, entre 1991 e 2000, o percentual de pessoas com renda domiciliar *per capita* abaixo de R\$37,75 diminuiu quase 33%.

Os índices para o ano de 1991, retratados na Tabela 1, indicam diferenças significativas em seus valores entre as mesorregiões do Estado de Minas Gerais.

Enquanto regiões como a Metropolitana de Belo Horizonte, Sul/Sudeste de Minas e Triângulo Mineiro/ Alto Parnaíba apresentaram baixos percentuais de pessoas com renda domiciliar *per capita* abaixo de R\$37,75 (11,8%, 12,4% e 7,8%, respectivamente), regiões como Jequitinhonha, Norte de Minas e Vale do Mucuri tiveram quase metade de suas populações nesta situação (respectivamente, 44,8%, 40,3% e 40,2%). Não obstante ocorreu na análise do percentual de pessoas que vivem em domicílios com banheiro e água encanada. Este percentual foi de 86,6% para o Sul/Sudeste de Minas, sendo este o valor mais elevado. Em contraste, a região do Vale do Mucuri apresentou o menor percentual, 42,6%. Com relação ao índice de analfabetismo, tem-se que o menor percentual encontrado foi o da região Metropolitana de Belo Horizonte (10,2%) e o maior percentual na região do Jequitinhonha (42%).

Os valores reportados na tabela 1 para o ano 2000 indicaram melhoria dos índices para todas as regiões em todos os quesitos em comparação com 1991. A Zona da Mata foi a região que teve maior redução do percentual de pessoas com renda domiciliar *per capita* abaixo de R\$37,75 (-12%). A região que apresentou melhoria mais significativa no percentual de pessoas que vivem em domicílios com banheiro e água encanada foi a Noroeste de Minas (+25%). A maior redução no percentual de pessoas de 15 ou mais anos de idade analfabetas ocorreu na região do Jequitinhonha (-12,9%).

Em relação aos indicadores econômicos é também possível verificar a heterogeneidade no Estado de Minas Gerais. A análise da Tabela 2 mostra que há uma estrutura produtiva concentrada no Estado. As regiões Central, Triângulo e Sul de Minas são responsáveis por 73% do valor adicionado industrial e por 66% do valor adicionado do setor serviços. Assim sendo, o pib a preços de mercado também se mostrará concentrado. Em outras palavras, as três regiões anteriormente referidas são responsáveis por 68% da produção mineira.

Tabela 1
Minas Gerais: Indicadores Socioeconômicos (1991 - 2000)

Mesorregião	% de pessoas com renda domiciliar <i>per capita</i> abaixo de R\$37,75		% de pessoas que vivem em domicílios com banheiro e água encanada		% de pessoas de 15 ou + anos de idade analfabetas	
	1991	2000	1991	2000	1991	2000
Campo das Vertentes	20,0	11,1	81,7	93,4	13,9	9,5
Central Mineira	18,7	10,8	65,7	86,0	18,5	12,8
Jequitinhonha	44,8	36,2	32,2	51,6	42,0	29,1
Metropolitana de Belo Horizonte	11,8	8,7	85,6	93,7	10,8	7,2
Noroeste de Minas	23,9	15,8	52,8	77,8	21,9	14,7
Norte de Minas	40,3	33,1	38,1	56,9	33,7	22,7
Oeste de Minas	14,2	5,6	82,5	95,3	14,8	9,8

Sul/Sudoeste de Minas	12,4	5,9	86,6	95,7	16,6	10,9
Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba	7,8	5,1	84,1	94,5	13,2	8,7
Vale do Mucuri	40,2	29,9	42,6	61,0	37,9	26,8
Vale do Rio Doce	29,0	18,6	61,8	82,0	24,7	16,5
Zona da Mata	23,4	11,4	79,0	93,0	18,5	12,2
Média	23,9	16,0	66,1	81,7	22,2	15,1

Fonte: IPEAData (2006).

Tabela 2.
Participação percentual das regiões de planejamento no valor adicionado e no pib pm (1999 e 2003)

Regiões de Planejamento	Valor Adicionado			Pib pm
	Agropecuária	Indústria	Serviços	
1999				
Central.	0,09	0,49	0,42	0,43
Mata	0,10	0,07	0,10	0,09
Sul de Minas	0,23	0,12	0,14	0,14
Triângulo	0,14	0,12	0,10	0,11
Alto Paranaíba	0,12	0,03	0,03	0,04
Centro-Oeste de Minas.	0,08	0,04	0,05	0,04
Noroeste de Minas	0,07	0,01	0,01	0,02
Norte de Minas.	0,07	0,03	0,05	0,04
Jequitinhonha/Mucuri.	0,04	0,01	0,03	0,02
Rio Doce	0,06	0,08	0,07	0,07
2003				
Central	0,10	0,49	0,44	0,45
Mata	0,09	0,06	0,09	0,08
Sul de Minas.	0,18	0,11	0,13	0,12
Triângulo.	0,18	0,14	0,11	0,13
Alto Paranaíba.	0,12	0,03	0,03	0,04
Centro-Oeste de Minas.	0,07	0,04	0,05	0,04
Noroeste de Minas	0,09	0,01	0,02	0,02
Norte de Minas	0,07	0,03	0,05	0,04
Jequitinhonha/Mucuri.	0,04	0,01	0,03	0,02
Rio Doce	0,05	0,09	0,07	0,07

Fonte: elaboração própria a partir dos dados da Fundação João Pinheiro (2006).

O exame da Tabela 2 nos mostra que a estrutura produtiva em Minas Gerais não sofre grandes mudanças entre os anos de 1999 e 2003. Em outras palavras, não há mudanças significativas na participação percentual das regiões administrativas no valor adicionado.

4. Dados

Esta seção descreve os dados utilizados na análise exploratória e na análise econométrica espacial de convergência. Tal descrição é bastante

simplificada visto que o presente trabalho se valeu do uso de apenas duas variáveis (pib e população), que foram manipuladas para formar uma terceira (pib /População), originada a partir da razão entre estas duas variáveis. Os dados regionais acerca do Produto Interno Bruto e da População foram coletados no site do IPEADData, para os anos de 1975, 1985, 1996 e 2003. O nível é municipal e a abrangência é o Estado de Minas Gerais.

É importante ressaltar ainda que a construção da variável pib *per capita* (pib/População) foi necessária, uma vez que esta representa uma variável intensiva ou espacialmente densa. As variáveis extensivas ou absolutas podem levar a engano na interpretação dos resultados, pois costumam estar correlacionadas ao tamanho da população ou com a área das regiões em estudo, como ocorre com o pib e o número de habitantes tomados de forma individuais.

De acordo com Gonçalves (2005), “*métodos convencionais, como regressões múltiplas e inspeção visual de mapas, não são formas mais adequadas de lidar com dados georeferenciados, pois não são confiáveis para detectar agrupamentos e padrões espaciais significativos*”. Mais contundentes, Messner *et al.* (1999, p. 427) afirmam que “*a percepção humana não é suficientemente rigorosa para determinar agrupamentos significativos e, de fato, tende a ser enviesada para achar padrões, mesmo em dados espaciais aleatórios*”.

5. Análise exploratória de dados espaciais

5.1. Idéias Gerais

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) trata diretamente de efeitos decorrentes da dependência espacial e heterogeneidade espacial. Em outras palavras, o objetivo deste método é descrever a distribuição espacial, os padrões de associação espacial (*clusters* espaciais), verificar a existência de diferentes regimes espaciais ou outras formas de instabilidade espacial (não-estacionariedade) e identificar observações atípicas (*i.e. outliers*).

Para implementar a AEDE, assim como para aplicar as técnicas de econometria espacial, como será visto mais adiante, é preciso definir uma matriz de pesos espaciais (W). Essa matriz é a forma de expressar a estrutura espacial dos dados. A escolha da matriz de pesos espaciais é muito importante em uma análise AEDE, pois os resultados da análise são sensíveis a esta seleção.

Qualquer matriz de pesos espaciais precisa atender às condições de regularidade impostas pela necessidade de invocar as propriedades assintóticas dos estimadores e dos testes. Segundo Anselin (1988),

“isso significa que os pesos precisam ser não-negativos e finitos e que correspondam a uma determinada métrica”.

De acordo com Le Gallo e Ertur (2003), a escolha de um número fixo de vizinhos mais próximos ao invés do uso de uma matriz simples de continuidade é preferível, pois é possível evitar alguns problemas metodológicos que podem ocorrer quando há variações no número de vizinhos.

A matriz de peso espacial W utilizada neste trabalho está baseada na ideia dos k vizinhos mais próximos, e calculada utilizando a métrica baseada no grande círculo entre os centros das regiões. A matriz de pesos espaciais é expressa da seguinte forma:

$$\begin{cases} w_{ij}(k) = 0 & \text{se } i = j \\ w_{ij}(k) = 1 & \text{se } d_{ij} \leq D_i(k) \text{ e } w_{ij}^*(k) = w_{ij}(k) / \sum_j w_{ij}(k) \text{ para } k = 1, 2, \dots, n \\ w_{ij}(k) = 0 & \text{se } d_{ij} > D_i(k) \end{cases} \quad (2)$$

na qual d_{ij} é a distância, medida pelo grande círculo, entre os centros das regiões i e j . $D_i(k)$ denota um valor crítico que define o valor de corte, ou seja, a distância máxima para considerar regiões vizinhas à região i . Ou seja, distâncias acima deste ponto não serão tomadas como vizinhas.¹

Um outro mecanismo muito útil para implementar a AEDE e a econometria espacial é o operador de defasagem espacial. A ideia do operador defasagem espacial é oriunda da ideia de defasagem temporal da econometria de séries de tempo. Contudo, o conceito de operador de defasagem espacial não é tão simples e direto como o operador de defasagem em séries de tempo devido à natureza bidirecional do processo de interação no espaço.

Como bem salientado por Magalhães (2000), nas aplicações empíricas é muito difícil encontrar uma estrutura espacial regular. Assim sendo, torna-se complicado fazer uma escolha adequada das direções que são relevantes para a análise de dependência espacial.

A solução apresentada na literatura consiste na utilização de pesos espaciais para se obter uma medida de variável defasada para uma dada região.

¹ Neste estudo, foi utilizado valor de $k=7$, todavia, a fim de verificar a robustez dos resultados foi testado $k=5$ e $k=10$. Vale destacar que os resultados $k=5$ e $k=10$ vizinhos mais próximos estão disponíveis para consulta.

O operador defasagem espacial de uma variável y , formalmente Wy , pode ser interpretado como sendo a média do valor dessa variável nas regiões vizinhas.²

5.2. Autocorrelação espacial global

A autocorrelação espacial pode ser calculada por meio da estatística I de Moran. Esta estatística fornece a indicação formal do grau de associação linear entre os vetores de valores observados no tempo t (z_t) e a média ponderada dos valores da vizinhança, ou as defasagens espaciais (Wz_t). Valores de I maiores (ou menores) do que o valor esperado $E(I) = -1/(n-1)$ significa que há autocorrelação positiva (ou negativa). Seguindo Cliff e Ord (1981), em termos formais, a estatística I de Moran pode ser expressa como:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_o} \right) \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (3)$$

em que 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: os elementos w_{ii} na diagonal são iguais a zero, enquanto que os elementos w_{ij} indicam a forma como a região i está espacialmente conectada com a região j . O termo S_o é um escalar igual à soma de todos os elementos de W .

Quando a matriz de pesos espaciais é normalizada na linha, isto é, quando os elementos de cada linha somam 1, a expressão (3) será da seguinte forma:

$$I_t = \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (4)$$

A autocorrelação espacial positiva indica que municípios que apresentam elevado *pib per capita* são vizinhos de outros municípios que também apresentam elevado *pib per capita* ou, alternativamente, que municípios com baixo *pib per capita* são circundados por outros municípios também ostentando baixo *pib per capita*.

A Tabela 3 mostra os resultados do Índice de Moran, o desvio padrão, o *z-value* e a probabilidade para o *pib per capita* para os anos de 1975, 1985, 1996 e 2003. Como podem ser observados, todos os valores de z quanto do I de Moran são positivos, o que identifica uma autocorrelação espacial global positiva em

² Note que a matriz de pesos espaciais W tem dimensão n por n , sendo n o número de unidades espaciais (e.g. municípios), ao passo que y é um vetor-coluna com os valores da variável de interesse (e.g. *pib per capita*).

todos os períodos. É importante destacar que, a autocorrelação espacial positiva tornará a estimativa econométrica inconsistente, todavia, este assunto é melhor abordado na seção 6.

Cabe ressaltar que a estatística I de Moran, utilizando o conceito de k vizinhos mais próximos para os valores de vizinhos utilizados neste trabalho (*i.e* sete, dez e quinze), leva ao mesmo resultado em relação ao sinal e à significância da autocorrelação espacial, ou seja, os resultados são robustos em relação à escolha da matriz de pesos.

Tabela 3 - Índice de Moran

Ano	I de Moran	média	desv padrão	z- value	prob
1975	0,2516	-0,0010	0,0104	24,4200	0,0000
1985	0,2895	-0,0010	0,0090	29,1800	0,0000
1996	0,4011	-0,0010	0,0090	43,7600	0,0000
2003	0,3000	-0,0010	0,0089	33,7300	0,0000

Fonte: elaboração própria dos autores

5.3. Indicadores locais de associação espacial (LISA)

Segundo Anselin (1995) um “*Local Indicator of Spatial Association (LISA)*” será qualquer estatística que satisfaça a dois critérios: a) um indicador LISA deve possuir, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais significantes de valores similares em torno da observação (*e.g.* região) e b) o somatório dos LISAs, para todas as regiões, é proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global.

Segundo Le Gallo e Ertur (2003), a estatística LISA, baseada no I de Moran local pode ser especificada da seguinte forma³:

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_o} \sum_j w_{ij} (x_{j,t} - \mu_t) \text{ com } m_o = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)^2}{n} \quad (4)$$

onde $x_{i,t}$ é a observação de uma variável de interesse na região i para o ano t , μ_t é a média das observações entre as regiões no ano t para a qual o somatório em relação a j é tal que somente os valores vizinhos de j são incluídos.

A estatística pode ser interpretada da seguinte forma: valores positivos de $I_{i,t}$ significam que existem *clusters* espaciais com valores similares (alto ou

³ Existem outras estatísticas LISA na literatura, além do I de Moran local, tais como o Geary local e o Gama local. Para maiores detalhes a respeito disso, consulte Anselin (1995).

baixo); valores negativos significam que existem *clusters* espaciais com valores diferentes entre as regiões e seus vizinhos.

De acordo com Anselin (1995), a estatística LISA é utilizada para medir a hipótese nula de ausência de associação espacial local. É importante salientar que, assim como a distribuição para as estatísticas globais, a distribuição genérica para a estatística LISA também é de difícil apuração. Portanto, para solucionar tal problema, deve-se trabalhar com resultados assintóticos. Logo, a alternativa é a utilização de uma randomização condicional ou uma permutação que permita auferir pseudoníveis de significância. Os níveis de significância das distribuições marginais serão aproximados por intermédio das desigualdades de Bonferroni ou através da estrutura proposta por Sidák (1967) *apud in* Anselin (1995).

“This means that when the overall significance associated with the multiple comparisons (correlated tests) is set to α , and there are m comparisons, then the individual significance α_i should be set to either α/m (Bonferroni) or $1-(1-\alpha)^{1/m}$ (Sidák)” (Anselin, 1995 pp. 96). Neste trabalho, a análise de Bonferroni será utilizada.

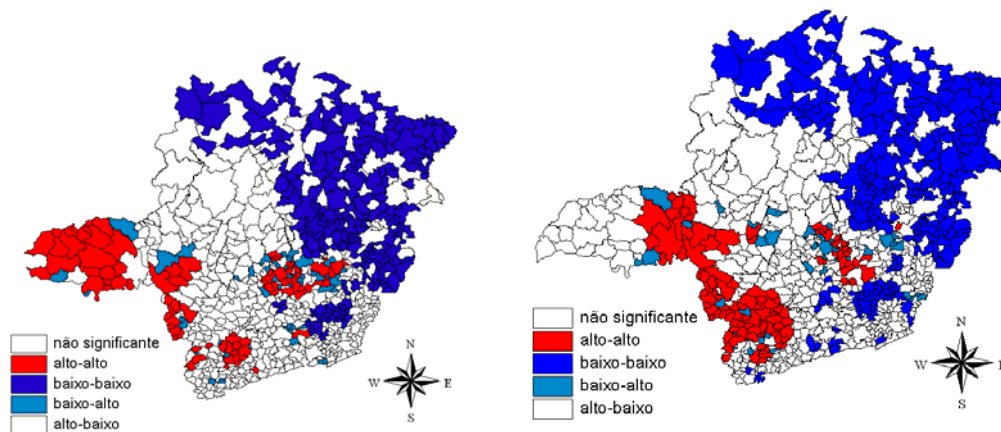
Os indicadores locais de associação espacial (LISA) para o pib *per capita* dos municípios de Minas Gerais para os anos de 1975, 1985, 1996 e 2003, estão presentes nos mapas de *clusters* (Figuras 1 e 2), para um nível de significância de 10%. Isso significa dizer que os *clusters* persistentes a este nível de significância merecem maior atenção.

Percebe-se que em 1975⁴ houve formação de quatro *clusters* alto-alto, ou seja, municípios significativos com alto pib *per capita* rodeados por outros municípios com alto pib *per capita*. O primeiro compreende municípios do Sul de Minas, o segundo está localizado na região Central e engloba a região metropolitana de Belo Horizonte, o terceiro localiza-se na região Sudoeste do Estado e o último e mais significativo está situado na região do Triângulo Mineiro. Por outro lado, houve formação de dois *clusters* baixo-baixo, isto é, municípios significativos com baixo pib *per capita* rodeados por outros municípios com baixo pib *per capita*. O primeiro compreende os municípios do Norte do Estado e se estende por toda região Nordeste e Leste. O segundo *cluster* baixo-baixo está localizado na região da Zona da Mata.

⁴ Vale ressaltar que no período pós 1975 foram criados muitos municípios e, com o objetivo de evitar uma análise incorreta dos dados, estes foram excluídos da mesma.

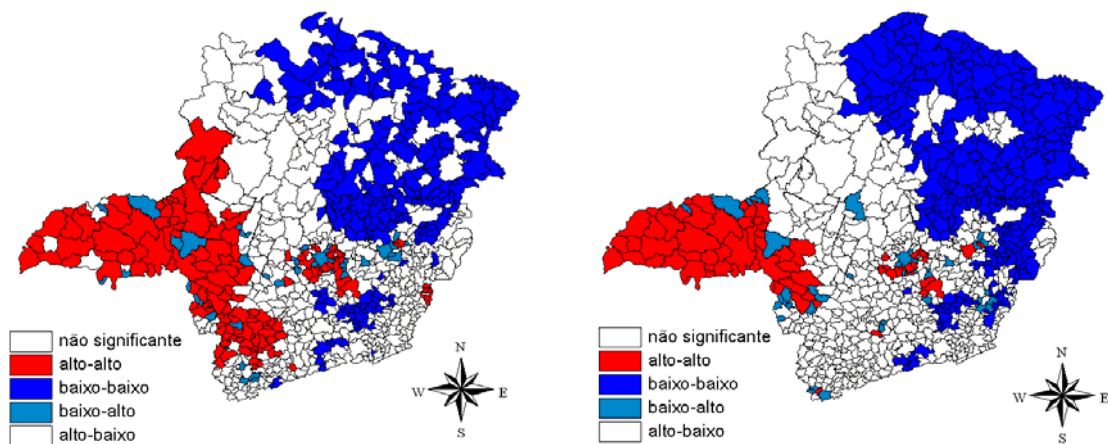
A análise de *cluster* para 1985 confirma os resultados encontrados em 1975. Percebe-se, no entanto, que houve uma fusão dos três *clusters* alto-alto localizados mais a Oeste do Estado. Os *clusters* baixo-baixo mantiveram o mesmo comportamento em relação a 1975. Em 1996 houve aumento no número de municípios que compunham o maior *cluster* alto-alto em relação aos anos anteriores, enquanto que os *clusters* baixo-baixo não sofreram mudanças significativas. Em 2003 houve, por outro lado, reversão da tendência apresentada em 1996, com diminuição do número de municípios compreendidos nos dois *clusters* alto-alto, a destacar aquele localizado a Oeste do Estado. Além disso, o número de municípios significativos que formam os *clusters* baixo-baixo aumentou.

Figura 1
Mapa de *Clusters* para pib *per capita* em 1975 e 1985



Fonte: elaboração dos autores

Figura 2
Mapa de *Clusters* para pib *per capita* em 1996 e 2003



Fonte: elaboração dos autores

6. Análise de convergência espacial

A implementação de um modelo que busque captar, por exemplo, questões inerentes a efeitos de *spillover* entre unidades espaciais deve considerar explicitamente componentes espaciais em sua forma funcional. Portanto, os modelos tradicionais de convergência e as aplicações à produtividade agrícola não podem ser estimados por intermédio do método dos mínimos quadrados ordinários, pois as estimativas serão inconsistentes e/ou ineficientes⁵.

Assim sendo, ao estimar por mínimos quadrados ordinários (MQO), o modelo de convergência β , busca-se apenas identificar qual é a melhor maneira de se estimar a equação dada por:

$$\ln\left(\frac{Pib_t}{Pib_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Pib_{t-n}) + u_i \quad (5)$$

no qual $\ln\left(\frac{Pib_t}{Pib_{t-n}}\right)$ é o logaritmo natural da razão entre o pib *per capita* nos dois anos em análise (e.g. pib *per capita* em 2003 e pib *per capita* em 1975); $\beta \ln(Pib_{t-n})$ é o logaritmo natural do pib *per capita* (e.g. pib *per capita* em 1975) e u_i é o termo de erro.

A fim de identificar a melhor especificação do modelo de convergência β segue-se a proposta feita por Florax, Folmer e Rey (2003), ou seja, como primeiro estágio, os autores recomendam que se adote o seguinte roteiro:

⁵ A esse respeito, ver Anselin (1988) e Anselin e Bera (1998).

- a) Estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por MQO;
- b) Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por meio das estatísticas Multiplicador de Lagrange (ML) ρ (defasagem espacial) e Multiplicador de Lagrange λ (ML) (erro espacial);
- c) Caso ambos os testes não sejam significativos, a utilização do modelo clássico é mais apropriada. Caso contrário, é necessário seguir o próximo passo;
- d) 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 (MLR) ρ (defasagem espacial) e Multiplicador de Lagrange Robusto (MLR) λ (erro espacial). Assim, caso $MLR\rho > MLR\lambda$ usa-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado. Caso contrário, $MLR\rho < MLR\lambda$, adota-se o modelo de erro autorregressivo como o mais apropriado.

No mesmo sentido, se for rejeitada a hipótese de ausência de autocorrelação espacial, deve-se adotar os procedimentos apropriados, ou seja, especificar a equação de convergência β por meio dos modelos mais adotados nas aplicações de econometria espacial, a saber, o modelo de erro espacial, o modelo de defasagem espacial ou o modelo regressivo cruzado espacial.

6.1. Modelos

6.1.1. Modelo de Erro Espacial

A primeira modificação pode ser o caso em que o termo de erro u_i na equação 5 siga um processo espacial autoregressivo, como mostrado na equação a seguir:

$$u_i = \lambda W u_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

na qual λ representa o coeficiente escalar do *erro espacial*, enquanto o termo de erro ε_i é normalmente distribuído com média zero e variância constante. Substituindo a equação (6) na equação (5) temos a forma funcional do modelo de regressão do erro espacial (equação 7):

$$\ln\left(\frac{Pib_t}{Pib_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Pib_{t-n}) + (I - \lambda W)\varepsilon_i \quad (7)$$

Note que a matriz W é a mesma matriz de contigüidade utilizada no cálculo da estatística I de Moran. Quando λ assumir o valor nulo, não existe autocorrelação espacial do erro. De acordo com Rey e Montouri (1999), quando $\lambda \neq 0$, um choque ocorrido em uma unidade geográfica se espalha não só para os seus vizinhos imediatos, mas por todas as outras unidades. Este tipo de dependência espacial poderia ser resultante de efeitos não-modelados que não fossem aleatoriamente distribuídos através do espaço.

6.1.2. Modelo de defasagem espacial

Neste modelo a autocorrelação espacial é considerada como sendo gerada pela interação atual entre as unidades espaciais. Neste caso, é introduzida uma defasagem espacial como variável independente na equação original de convergência β . O modelo é especificado da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{Pib_t}{Pib_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Pib_{t-n}) + \rho W \ln\left(\frac{Pib_t}{Pib_{t-n}}\right) + \varepsilon_i \quad (8)$$

Note que ρ é o coeficiente de defasagem espacial (um escalar).

O elemento novo nesta forma funcional pode ser entendido como uma média dos valores da taxa de crescimento das unidades espaciais vizinhas. Espera-se que $\rho > 0$, sugerindo a existência de autocorrelação espacial positiva.

6.1.3. Modelo Regressivo Cruzado Espacial

Trata-se de um modelo que inclui efeitos de transbordamento espacial. No contexto da convergência, o efeito de transbordamento é representado pela defasagem espacial do pib *per capita* do período inicial (1975). Assim, formalmente o modelo assume a seguinte expressão:

$$\ln\left(\frac{Pib_t}{Pib_{t-n}}\right) = \alpha + \beta \ln(Pib_{t-n}) + \tau W \ln(Pib_{t-n}) + \varepsilon_i \quad (9)$$

na qual τ é o coeficiente de transbordamento espacial, $W \ln(Pib_{t-n})$ denota a defasagem espacial da produtividade no período inicial (e.g. pib *per capita* em 1975) e ε_i representa o termo de erro bem comportado.

Nesse modelo, conforme apontado por Rey e Montouri (1999, p. 151), a dependência espacial remanescente toma a forma da média do pib *per capita* do

começo do período nos municípios vizinhos, que seria o termo de transbordamento cruzado.⁶ Note que τ é, neste modelo específico, um escalar.⁷

6.2. Resultados e Discussão sobre a Convergência

A estimação da equação (5), apresentada nesta seção, permite obter a estimativa do parâmetro da convergência β , que estuda a hipótese de que municípios com pib *per capita* baixo tendem a crescer mais rapidamente que municípios com pib *per capita* alto, alcançando-os. A equação 5 faz referência ao modelo de convergência absoluta.

Ao seguir os passos citados na seção 6, estima-se a equação 5 por MQO. Os resultados estão reportados na tabela 3.

O conjunto de testes para averiguar a presença de autocorrelação espacial é útil tanto para servir de auxílio no momento de identificação do modelo econométrico espacial quanto para a tarefa de validação ou diagnóstico desse modelo (ver seção 6).

Para tal, fez-se uso do Multiplicador de Lagrange e Multiplicador de Lagrange Robusto, sendo que a escolha do melhor modelo dependerá do nível de significância de cada multiplicador.

No caso do presente trabalho, o melhor modelo é o de *erro espacial* (ver seção 6.1.1) para ambos os períodos (ver tabela 3). Todavia, existem dois problemas recorrentes nos modelos estimados. Primeiro, existe heterocedasticidade, conforme verificada pelo teste de Koenker-Bassett. Segundo, os erros não são normais, de acordo com o teste Jarque-Bera. Ambos os problemas colocam em suspeita as inferências.

Tabela 3
Resultados dos testes de especificação para o modelo de convergência absoluta*

	1975 - 1996	1996 - 2003	1975 - 2003
α	0,376	2,733	-0,284
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0009)
β	0,008	-0,313	0,132
	(0,3970)	(0,0000)	(0,0000)
<i>I</i> de Moran	0,128	0,288	0,157
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
ML - Erro	55,667	28,279	84,310
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

⁶ É possível estimar esse modelo por intermédio dos mínimos quadrados ordinários (Rey e Montouri, 1999, p. 151).

⁷ Se houvesse efeitos de transbordamentos de outras variáveis explicativas, τ seria um vetor e não um escalar.

ML - defasagem	53,077	100,782	75,367
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
MLR - Erro	8,801	185,870	18,594
	(0,0030)	(0,0000)	(0,0000)
MLR - Defasagem	62,125	3,857	9,651
	(0,0126)	(0,0495)	(0,0018)
KB Heterocedasticidade	33,624	32,815	32,815
	(0,000)	(0,0000)	(0,0000)
AIC	1122,8	815,53	815,535
SC	1132,08	824,79	1382,01
LIK	-559,412	-405,767	-684,378
Teste de Jarque - Bera	3478,37	1621,9	1,406
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)

Fonte: elaboração própria dos autores, com base no programa SpaceStat.

(*) Os resultados entre parênteses representam a probabilidade.

Para corrigir a ausência de homocedasticidade, a especificação do modelo de *erro espacial* foi modificada para acomodar a heterocedasticidade na forma de grupos (groupwise heteroskedasticity).

Quanto ao problema da ausência de normalidade nos erros, adotou-se o método de momentos generalizados (MG), proposto por Kelejian e Prucha, para estimar o modelo de *erro espacial*. Esse método prescinde da normalidade dos erros.

Após seguir todos os critérios brevemente explicitados acima foi possível estimar um modelo de Convergência β com dados consistentes, tal como pode ser observado na tabela 4.

Assim, ao analisar a estimativa do parâmetro β pelo modelo de *erro espacial*, estimado por MG, é possível observar que, em relação ao pib *per capita* mineiro, nos períodos de 1975 a 1996 e 1975 a 2003 não há convergência, o que significa dizer que durante este período há um aumento das disparidades regionais no Estado de Minas Gerais. Todavia, ao observar o período entre os anos de 1996 e 2003, período mais recente, percebe-se a ocorrência de convergência β .

Tabela 4
Resultados dos modelos de convergência absoluta*

	Modelo de Erro Espacial		
	1975 -1996	1996 - 2003	1975 - 2003
α	0,312	3,530	-0,450

	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
β	0,013	-0,417	0,148
	(0,182)	(0,0000)	(0,0000)
λ	0,181	0,246	0,198
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
KB Heterocedasticidade	0,009	0,412	0,184
	(0,9224)	(0,5207)	(0,6679)

Fonte: elaboração própria dos autores, com base no programa SpaceStat.

(*) Os resultados entre parênteses representam a probabilidade.

Em outras palavras, regiões onde o pib *per capita* era menor estão crescendo mais rapidamente que regiões onde o pib *per capita* era maior, ou seja, pode-se dizer, *ceteris paribus* que esta ocorrendo um processo de homogeneização em Minas, no que diz respeito à renda, fato que pode ser confirmado pela diminuição do *I* de Moran no ano de 2003, conforme apresentado na seção 5.2 deste trabalho.

Ainda, é importante destacar que, a taxa de convergência para o período entre os anos de 1996 e 2003 é de 0,0754⁸, taxa que pode ser considerada alta e benéfica ao Estado de Minas Gerais, isto porque, diminui as disparidades regionais e conseqüentemente, problemas de planejamento urbano. No entanto, cabe ressaltar quais são os programas ou ações que podem ter tido uma parcela de responsabilidade na diminuição dessas disparidades regionais, fato que será melhor explorado na seção 7 deste artigo.

7. Considerações Finais

Como afirmado na introdução deste trabalho a disparidade regional é inerente ao processo de crescimento econômico. Ou ainda, não é possível pensar em planos de desenvolvimento que visem a equalização pura das regiões. Por outro lado, o aumento das disparidades regionais pode trazer enclaves ao processo de crescimento econômico. Portanto, o presente trabalho ao discutir o caráter espacial da distribuição da renda entre os municípios mineiros visa contribuir para o redimensionamento da questão regional no Estado. Tal discussão pode ser mais bem explicitada por duas questões: a) foi possível fornecer uma nova percepção da dinâmica geográfica mineira utilizando para isso a análise exploratória e a econometria espacial?; e, b) no que diz respeito à convergência de pib *per capita*, como está seu comportamento em Minas Gerais.

⁸ A taxa de convergência θ foi computada segundo a fórmula: $\theta = \ln(\beta + 1)/(-k)$; onde K é o número de anos do período considerado. A respeito disso, consulte Rey e Montouri (1999, p. 152).

Quanto à nova percepção da dinâmica geográfica mineira, a análise exploratória dos dados mostrou que o Estado apresenta uma estrutura espacial dicotômica, ou seja, *clusters AA* significantes na porção centro-sul do Estado (Região Metropolitana, Triângulo Mineiro e Sul de Minas Gerais) e *clusters BB* na porção Norte-Nordeste do Estado (Vale do Jequitinhonha, Vale do Mucuri). É importante ressaltar que análise espaço-temporal mostra um deslocamento e ao mesmo tempo um fortalecimento do *cluster AA* no Triângulo Mineiro.

Quanto ao estudo da convergência β espacial, apresentado na seção 6, é importante destacar primeiramente que este é um estudo pioneiro na aplicação da econometria espacial para dados de pib *per capita* em Minas Gerais. Em segundo lugar, quanto aos resultados gerados pelo trabalho, foi possível observar que não há convergência de PIB *per capita* em Minas no período de 1975 a 2003, sendo que o sub-período 1975-1996 foi o principal responsável pela não convergência. Isto porque, ao testar a convergência entre 1996 e 2003 observou-se uma taxa elevada de convergência β , ou seja, regiões onde o pib *per capita* era maior cresceu menos no período, se comparadas a regiões onde o pib *per capita* era menor, diminuindo as disparidades regionais.

Segundo Colman e Nixon (1981), o pib *per capita*, mesmo apresentando algumas fraquezas, constitui a medida mais abrangente, difundida e conveniente dentre os indicadores de níveis de desenvolvimento, pois os indicadores econômicos e sociais são altamente correlacionados com o nível do pib *per capita*. Assim sendo, de maneira intuitiva, o *cluster AA* pode ser entendido como uma região que apresenta municípios com alta acessibilidade à infra-estrutura social (que pode ser mensurada pela educação, saúde, lazer, etc) e econômica (que pode ser mensurada por efeitos aglomerativos e de transbordamento positivos) que são vizinhos de outros municípios que têm tais características. Por outro lado, o *cluster BB* pode ser tomado como sendo formado por municípios que não têm acesso a tais infra-estruturas ou ainda que tenha de forma incipiente e deficitária, vizinhos de municípios com as mesmas características. Em outras palavras, o *cluster BB* pode indicar uma região de crescimento limitado.

Portanto, os resultados aqui encontrados mostram que: a) no período 1975 – 2003 não houve convergência de pib *per capita*. Isso significa que as regiões que tinham seu crescimento limitado não conseguiram se alavancar mais do que as regiões com crescimento mais acelerado; b) no período 1996 – 2003 existe convergência de pib *per capita*. Isso significa que, tudo mais permanecendo constante, os municípios que têm limites ao seu crescimento estão se aproximando daqueles localizados nas regiões com alta acessibilidade à infra-estrutura econômica e social. Este resultado pode ser explicado, em parte, por ações do governo do Estado (Plano Mineiro de Desenvolvimento Integrado e Lei Robin Hood).

8. Referências Bibliográficas

- Anselin, L 1988, "Spatial Econometrics: Methods and Models", Kluwer Academic, Boston.
- Anselin, L 1995, "Local indicators of spatial association – LISA", *Geographical Analysis*, vol. 27 (2), pp. 93-115.
- Anselin, L 1996, "The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association", Fisher, M, Scholten, HJ and Unwin, DW (eds), *Spatial analytical perspectives in GIS*, Taylor&Francis, London, pp. 111-125.
- Anselin, L 1998, "Interactive techniques and exploratory spatial data analysis", Longley P A, Goodchild MF, Maguire DJ and Wind DW (eds), *Geographical information system: principles, techniques, management and applications*, Wiley, New York, pp. 253-365.
- Anselin, L 1999, "Spatial Econometrics", Bruton Center: School of Social Sciences, University of Texas, Dallas.
- Anselin, L, Bera, A 1998, "Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics", in Ullah A and Giles DE (eds), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, New York, pp. 237-289.
- Baumol, WJ 1986, "Productivity growth, convergency, and welfare: What the long-run show", *American Economic Review*, vol. 76, n° 5, pp. 1072-85.
- Boisier, S, Haddad, PR 1989, "Economia regional, teorias e métodos de análise", BNB/ETENE (Org), Fortaleza.
- Cliff, AD and Ord, JK 1981, "Spatial processes: models and applications", Pion, London.
- Colman, D e Nixon, F 1981, "Desenvolvimento econômico: uma perspectiva moderna", Campus, Rio de Janeiro.
- Communauté Économique Européenne, "Objectifs et Méthodes de la Politique Regionale dans la Communauté Européenne", Bruxelles, 23 Mars 1964.
- Dall'erba, S 2004, "Productivity convergence and spatial dependence among Spanish regions", *REAL Discussion paper*.
- Isard, W, Reiner, T 1961, "Planning and Analytic Techniques for Implementation", *Regional Economic Planning*, Paris.
- Figueiredo, AMR 2002, "Resposta da produção agrícola aos preços no Centro-Oeste brasileiro: uma análise de econometria espacial para o período 1975-1995/1996", Tese de Doutorado, Universidade Federal de Viçosa (mimeo).
- Florax, RJGM, Folmer, H, Rey, SJ 2003, "Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 33, n. 5, pp. 557-79.
- Fundação João Pinheiro 2006, Belo Horizonte, acesso em 20 mar 2006, disponível em: <http://www.fjp.gov.br/exibe_subproduto.php?produto=4&unidade=CEI>.
- Gonçalves, EA 2005, "Distribuição Espacial da Atividade Inovadora Brasileira: Uma Análise Exploratória", *Texto para discussão CEDEPLAR N° 246*, UFMG, Belo Horizonte.
- Haddad, PR abr 2004, "Força e fraqueza dos municípios de Minas Gerais", *Cadernos BDMG*, n° 8, disponível em <http://www.bdmg.mg.gov.br/estudos/estudos_cadernos.asp>.
- Hirschman, Albert O 1958, "The Strategy of Economic Development", CN: Yale University Press, New Haven.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, 2006, acesso em 10 mar 2006, disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?8936890>>.

- Kelejian, HH and Prucha, IR 1999, "A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial model", *International Economic Review*, vol. 40, nº 2.
- Le Gallo, J and Erthur, C 2003, "Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita. GDP in Europe, 1980-1995", *Papers in Regional Science*, vol. 82(2) pp. 175-201.
- Lopes, JL 2004, "Avaliação do Processo de Convergência da Produtividade da Terra na Agricultura Brasileira no Período de 1960 a 2001", Tese de Doutorado, ESALQ/USP, (mimeo).
- Magalhães, A, Hewing, GJD and Azzoni, CR 2000, "Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil", *REAL Discussion paper*.
- Messner, SF, Anselin, L, Baller, RD, Hawkins, DF, Deane, G and Tolnay, SE 1999, "The spatial patterning of country homicide rates: an application of exploratory spatial data analysis", *Journal of Quantitative Criminology*, vol. 15(4), pp. 423-450.
- Minas Gerais. "Secretaria de Estado de Planejamento e Gestão, Lei Robin Hood.", Belo Horizonte, 1995. Acesso em 14 mar 2006, disponível em: <http://www.fjp.gov.br/produtos/cees/robin_hood/>.
- Minas Gerais. "Secretaria de Estado de Planejamento e Gestão, Plano Mineiro de Desenvolvimento Integrado". Belo Horizonte, 1999. Acesso em 15 mar 2006, disponível em: <http://www.planejamento.mg.gov.br/governo/publicacoes/plano_mineiro_des_integrado.asp>..
- Monasterio, LM, Ávila, RP 2004, "Uma análise Espacial do Crescimento Econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001)", *Revista Economia*, acesso em: 20 jul 2005, disponível em: <http://www.anpec.org.br/revista/vol5/vol5n2p269_296.pdf>.
- Quah, DT 1996, "Regional Convergence Clusters Across Europe", *European Economic Review*, vol. 40, pp. 951-958.
- Rey, JS, Montouri, BD 1999, "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometrics Perspective", *Regional Studies*, vol. 33.2, pp. 143-156.
- Robock, SH 2002, "Estratégias do Desenvolvimento Econômico Regional", *Revista Econômica do Nordeste*.
- Sen, A 2000, "Desenvolvimento como Liberdade", CIA das Pedras, São Paulo.