Análise do Crescimento nos Municípios de Minas Gerais através do Modelo de Solow e sua Versão Ampliada com Inserção de Capital Humano, 1991-2000:

Um Estudo de Caso para Econometria Espacial.

**Vinícius de Azevedo Couto Firme[[1]](#footnote-2)**

**José Simão Filho[[2]](#footnote-3)**

**Classificação JEL:** R11; R12

**Área**: Economia Regional e Urbana

 **Resumo**

Este trabalho teve por objetivo analisar o modelo de crescimento econômico idealizado por Robert Solow (1956) e sua versão ampliada proposta por Mankiw, Romer e Weil – MRW (1992), onde há incorporação de capital humano. Para tanto, foi realizado um estudo empírico utilizando os municípios do estado de Minas Gerais entre o período de 1991 a 2000. Primeiramente realizou-se uma análise da variável dependente, crescimento do PIB *per capta*, através das técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Posteriormente, verificou-se qual dos modelos apresentava maior poder de explicação sobre este crescimento no período analisado. Por fim, foram incluídas variáveis para captar os efeitos espaciais sobre o modelo mais ajustado. Os resultados indicaram que o modelo de MRW (1992) é o mais indicado para explicar o crescimento. Além disso, a *proxy* para capital humano proposta por Nabakashi (2005) mostrou-se menos aderente em relação à calculada pelo IPEA (2008). A AEDE e os modelos estimados por MQO revelaram indícios de autocorrelação espacial. Tal problema foi solucionado com a estimação de um modelo de erro espacial em que os coeficientes das variáveis explicativas - trabalho, capital físico e capital humano - apresentaram valores muito próximos, 0.301, 0.344 e 0.374 respectivamente. No entanto, esta regressão ainda apresentava heterogeneidade espacial e um modelo de erro espacial com regimes espaciais precisou ser estimado com base na análise de *clusters* obtida na AEDE. Os resultados revelaram que o conjunto de municípios que apresentou alto crescimento (AA) foi o que mais dependeu de capital humano, 0.408, e o que menos necessitou de capital físico, 0.272. Por outro lado o *cluster* de municípios de baixo crescimento (BB) foi o que mais dependeu de capital físico, 0.426, e o que menos necessitou de capital humano, 0.3.

**Palavras Chave**: Econometria Espacial; Economia Regional; Modelos de Crescimento Econômico.

**Summary**

This study aimed to confront the economic growth model devised by Robert Solow (1956) with its extended version proposed by Mankiw, Romer and Weil - MRW (1992), where there is incorporation of human capital. To that end, we conducted an empirical study using the municipalities of Minas Gerais between the period 1991 to 2000. First carried out an analysis of the dependent variable, GDP growth per capita, through the techniques of Exploratory Analysis of Spatial Data (ESDA). Later it was found that the models had greater power to explain this growth in this period. Finally, we added variables to capture the spatial effects on the best adjusted model. The results indicated that the model of MRW (1992) is the most suitable to explain the growth. In addition, the proxy for human capital proposed by Nabakashi (2005) was less adherent compared to the calculated by IPEA (2008). The ESDA and the models estimated by OLS revealed evidence of spatial autocorrelation. This problem was solved by estimating a spatial error model where the coefficients of the explanatory variables - labor, physical capital and human capital - produced very similar values, 0301, 0344 and 0374 respectively. However, this regression also showed spatial heterogeneity and a spatial error model with spatial regimes had to be estimated based on cluster analysis obtained from ESDA. The results revealed that the number of municipalities that had high growth (AA) was the most reliant on human capital, 0408, and that required less physical capital, in 0272. Moreover the cluster of low growth counties (BB) was the most reliant on physical capital, 0426, and which required less human capital, 0.3.

**Keywords**: Spatial Econometrics, Regional Economics, Economic Growth Models.

**1. Introdução**

Explicar o crescimento econômico e sua sustentabilidade no decorrer do tempo estão entre os principais desafios da ciência econômica. Esta questão sempre esteve presente na pauta de discussão dos economistas. Adam Smith (1776), em seu livro “*Um inquérito sobre a natureza e as causas da riqueza das nações*”, apesar de abordar vários aspectos econômicos, já demonstrava interesse sobre o crescimento diferenciado entre nações. Porém, foi apenas em 1956, que surgiu um modelo matemático capaz de explicar o crescimento através do comportamento das firmas e famílias e não apenas a partir de hipóteses *ad hoc* sobre a relação entre agregados econômicos. Modelo este, desenvolvido por Robert Solow em seu artigo “*A contribuition to the theory of economic growth*” (1956), conhecido como “Modelo de Crescimento de Solow”. Segundo o autor, o crescimento econômico “ΔY”, dependia basicamente da variação de capital físico “K”, força de trabalho “L” e tecnologia “A”. Tratava-se de uma tentativa de responder à pergunta: “Por quê alguns países são ricos e outros não?”.

Analisando o modelo de Solow, pode-se perceber que a taxa de crescimento *per capta* de uma economia no longo prazo é determinada, basicamente, pelo crescimento da produtividade, ou seja, depende da incorporação de tecnologia. O grande problema é que até então não havia sido desenvolvido nenhum meio de mensurar este ganho de produtividade. Portanto, Solow (1957) propôs que a produtividade fosse calculada como um resíduo da função de produção. Seria, portanto o diferencial entre a variação percentual da produção de uma economia e os insumos utilizados pela mesma, este método ficou conhecido como o “Resíduo de Solow”. O problema da mensuração através do resíduo de Solow consiste em sua incapacidade de determinar os fatores que explicariam os ganhos de produtividade.

Seguindo esta linha, foi desenvolvida uma “versão ampliada” do modelo de Solow (MANKIW, ROMER E WEIL, 1992), que será aqui denominada “Modelo MRW”. Este modelo considerava a importância do capital humano como insumo gerador de renda. MRW (1992) incluem a variável capital humano de maneira explícita no modelo formal, que eles chamam de modelo ampliado de Solow, além de considerarem as distintas taxas de crescimento da força de trabalho entre os países.

Os efeitos do capital humano sobre o crescimento já vinham sendo estudados há algum tempo. Krueger (1968) já havia feito uma análise sobre o diferencial do nível de renda dos Estados Unidos em relação a alguns países subdesenvolvidos no intuito de verificar quais os fatores relevantes na explicação da disparidade de renda existente entre eles, com a conclusão de que as “*proxies*” utilizadas para capital humano explicam mais de cinqüenta por cento da mesma.

Além disso, Barro (1991), fazendo uso dos dados de Summers e Heston (1988), utiliza várias regressões para analisar o papel do capital humano no processo de crescimento. Os resultados encontrados não rejeitam a hipótese de que o capital humano, medido pelas taxas de matrícula nos ensino primário e secundário afeta positiva e significativamente a taxa de crescimento da renda per capita no período de 1960-1985. A taxa de alfabetização também apresenta coeficiente positivo e significativo, mas apenas quando as duas “*proxies*”para capital humano anteriores não são consideradas.

O estoque de capital humano reflete a capacidade, habilidade e conhecimento utilizado pelos trabalhadores de modo a produzir com maior eficiência. Segundo Solow, Romer e Weil (1992), o modelo “MRW”, partindo da estrutura do modelo de Solow (1956), conclui que moderadas mudanças nos recursos devotados à acumulação de capital físico e humano pode acarretar em grandes mudanças no produto *per capita*. Este fato torna o modelo apto para mostrar as diferenças de renda entre regiões (Romer, p. 128, 1996).

Neste *paper* foram mensurados e comparados os modelos propostos por Solow (1956) e sua versão ampliada MRW (1992) com base nos dados obtidos para os municípios do estado de Minas Gerais, no período de 1991 a 2000. O trabalho está subdividido da seguinte forma, além desta introdução: Na seção 2 são apresentados os métodos formais de estimação dos modelos de Solow (1956) e MRW (1992). A seção 3 descreve a base de dados e a forma que os mesmos foram trabalhados. Na seção 4 foi realizada a análise espacial da variável dependente – renda per capta dos municípios “Y”- através das técnicas de AEDE. Logo após, seção 5, foram estimados os modelos e verificou-se a necessidade de ajustes espaciais. Por fim, encontram-se as considerações finais e referências.

**2. Metodologia dos modelos de Crescimento[[3]](#footnote-4)**

Primeiramente, será examinado, através do modelo de Solow (1956), como os aumentos nos fatores de produção contribuem para o crescimento do produto, supondo que não há mudanças técnicas. Logo a função de produção que relaciona o produto “Y”, apenas ao capital “K” e ao trabalho “L”. Portanto:

 (1)

Neste caso, a quantidade de produto muda unicamente em função de alterações nas quantidades de capital ou trabalho. Porém, na prática o progresso tecnológico melhora a função de produção. Com a mesma quantidade de insumos, obtemos hoje mais produto que no passado. Portanto, uma análise empírica deve levar esta variável em consideração. Para tanto, deve-se adotar a seguinte função:

 (2)

Onde “A” é a medida utilizada como nível corrente de tecnologia, denominado “produtividade total dos fatores”. Nesta formulação, o parâmetro de eficiência *Hicks Neutral* “A”, capta a mudança na função de produção, quando os níveis de capital e trabalho se mantêm constantes.

Este coeficiente é quase sempre identificado como mudanças tecnológicas, mas isto não é, normalmente, uma interpretação apropriada, pois, segundo Tavares, Ataliba e Castelar (2001), outros elementos podem ser importantes como mudanças na forma organizacional de produção ou no esforço do trabalhador. Além disso, a literatura de crescimento econômico menciona alguns fatores que podem influenciar esta medida de produtividade, tais como: inflação (JARRET, 1982), grau de abertura econômica (HARRISON, 1996), educação (MILLER *et al*, 2000), desigualdade de renda (KHASNOBIS E BARI, 2000), investimentos públicos em infra-estrutura (VALLEJOS E VALDIVIA, 2000), desenvolvimento do sistema financeiro (EVANS *et al*, 2000), dentre outros. Note que o próprio capital humano seria um destes componentes geradores de produtividade.

Uma vez que a “produtividade total dos fatores” (variável A) não pode ser observada diretamente. Terá de ser medida de outra forma. A maneira encontrada por Solow foi, obtê-la através do resíduo da função de produção, ou seja, a tecnologia seria representada pelo crescimento não explicado da função.

Para mensurar a variação tecnológica, fez-se a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) das variáveis: Capital “K” e trabalho “L” contra a renda *per capta* “Y”. Para tanto, utilizou-se uma função de produção do tipo Cobb Douglas, como se segue:

 (3)

Aplicando-se logaritmo, o modelo estimado para captar o resíduo de Solow foi:

 (4)

Onde o termo de erro, representado por “ε”, serviu de *proxy* para a variação tecnológica “A”, obtida em cada município “i” de Minas Gerais entre o período de 1991 a 2000. Logo, o modelo de Solow estimado com a incorporação do avanço tecnológico ficou especificado da seguinte forma:

 (5)

Onde AK e AL correspondem ao capital e trabalho com a incorporação do avanço tecnológico. ϕ é o termo de erro.

O Modelo de Solow Ampliado segue o trabalho de Mankiw, Romer e Weil (1992), e assemelha-se ao modelo de Solow. Porém agora será incluída a variável correspondente ao capital humano “H” da seguinte forma:

Y = F(K, H, AL) (6)

Onde o progresso tecnológico é considerado *Harrod Neutral*, ou seja, o avanço tecnológico tem o mesmo efeito sobre a produção de um aumento na quantidade de trabalho.

Portanto, considerando uma função do tipo Cobb Douglas para especificar a equação 6, tem-se que:

 (7)

Para comparar os dois modelos (Equações 6 e 2) adotou-se algumas modificações na versão inicial (Equação 7), proposta por Mankiw, Romer e Weil (1992). Primeiramente, considerou-se a versão *Hicks Neutral* para ambos. Além disso, o termo que acompanha o trabalho e o avanço tecnológico – AL, foi substituído por θ, de modo que α > 0; β > 0; θ > 0 e não necessariamente há retornos constantes de escala.[[4]](#footnote-5) Por fim, aplicou-se logaritmo em ambos os lados da equação 7. Como resultado, o modelo estimado foi:

 (8)

**3. Especificação das Variáveis e Fonte de Dados**

A estimação do Modelo de Crescimento proposto por Solow (1956) e sua versão ampliada “MRW” (1992) foram realizadas utilizando dados *cross-section* para os 853 municípios de Minas Gerais, no período 1991 a 2000. Para tanto, utilizou-se as seguintes variáveis para cada município: produto interno bruto (Y), estoque de capital físico da economia (K), força de trabalho (L), estoque de capital humano (H), e nível tecnológico (A). A escolha do período se justifica pela disponibilidade de informações. Cabe ressaltar que todas as variáveis apresentadas estão na forma de variação percentual, ou seja, considerando uma variável genérica “X”, para cada município “i” temos:

 (9)

Trabalhar com variáveis em termos de variação percentual pode ser um problema. Pois alguns dados podem apresentar variação negativa, o que impossibilitaria a linearização dos parâmetros das variáveis, no caso de funções do tipo Cobb Douglas, através da logaritmização e conseqüentemente a estimação por mínimos quadrados ordinários não poderia ser realizada[[5]](#footnote-6). Neste caso, a seguinte transformação monotônica[[6]](#footnote-7) crescente precisou ser efetuada nas variáveis $\ddot{X\_{i}}=\dot{X\_{i}}+1$. Este procedimento garante a não negatividade das variáveis e mantém as características ordinais das séries. Além disso, como tanto a variável dependente quanto as explicativas foram transformadas, o resultado não é afetado.

Os tópicos a seguir apresentam uma breve descrição das variáveis utilizadas[[7]](#footnote-8).

**a) Y** corresponde à variação percentual da renda *per capta* das famílias, ou seja, é a razão entre o somatório da renda familiar *per capita* de todos os domicílios e o número total de domicílios no município. A renda familiar *per capita* de cada domicílio é definida como a razão entre a soma da renda mensal de todos os indivíduos da família residentes no domicilio e o número dos mesmos. Valores expressos em reais de 1º de agosto de 2000.

**b) K** equivale à variação percentual do estoque de capital físico *per capta* da economia. Como "*proxy*", foi utilizado o capital residencial total que seria o valor presente dos fluxos perpétuos constantes dos aluguéis mensais descontado à taxa de desconto de 0,75% a.m. O aluguel dos imóveis, inclusive os próprios, foi simulado por um modelo hedônico cujos argumentos são os atributos dos imóveis inclusive sua localização captada pela renda mediana do setor censitário. Em todos os anos utilizou-se as estimativas dos preços hedônicos referentes a 1999 obtendo-se, portanto, um índice de base fixa. Foram utilizados dados do Censo Demográfico. Deflacionado pelo IGP-DI. Esta “*proxy*” pode ter suas limitações, porém torna-se necessário utilizá-la visto que não existem séries desagregadas de investimento físico no Brasil. Outros autores que a utilizaram para o mesmo fim foram: Coelho (2007), Cassuce *et al* (2007) e Pereira *et al* (2010).

Outra *proxy* largamente utilizada para capital físico refere-se ao consumo de energia elétrica. Uma vez que a elevação do mesmo seria um indício da maior utilização de máquinas e equipamentos. No entanto, segundo Barreto (2001, p. 7): “O consumo de energia elétrica pode fornecer uma aproximação enganosa do estoque de capital de uma economia uma vez que, ao longo do tempo, o progresso técnico possibilita a utilização de equipamentos e processos produtivos que gastam proporcionalmente menos energia que os utilizados anteriormente”.

**c) L** corresponde à variação percentual da força de trabalho. Esta variável foi analisada utilizando-se a população economicamente ativa (PEA) dividida pela população total de cada município como "*proxy*". Segundo HALL e JONES (1996), o ideal seria utilizar as horas trabalhadas per capta, no entanto, tais dados não existem para os municípios de Minas Gerais. Logo, optou-se por esta variável que já vinha sendo utilizada na literatura pelos autores supracitados.

**d) A** representa a variação do nível tecnológico presente na função de produção utilizada para a estimação. Foi obtida através da estimação do método do proposto por Solow (1957) denominado “Resíduo de Solow”. Para esta variável seguiu-se a especificação proposta por Tavares, Ataliba e Castelar (2001)

**e) H** representa a variação percentual de capital humano *per capta*. Para esta variável foram utilizadas duas “*proxies*” diferentes. Visto que, de acordo com Nakabashi (2005), vários estudos não encontraram relações positivas e/ou significativas entre o nível capital humano e crescimento, por utilizarem “*proxies*” que não levam em conta os fatores quantitativos e qualitativos que envolvem a questão do capital humano. Logo, as “*proxies*” que serão utilizadas foram denominadas da seguinte forma:

**→** **H(a)**, será dada pela variação percentual da escolaridade média da população, acima dos 25 anos, ou seja, a média dos anos de estudo, multiplicada pela variação percentual do IDH. Pois, de acordo com Khasnobis e Bari (2000), considerar somente a média dos anos de estudo não é uma “*proxy*” ideal para regiões em desenvolvimento devido a qualidade de educação, no sentido de que a qualidade desta diminui quando os anos de estudo médio da população aumenta, o que superestimaria a contribuição do capital humano. A suposição por trás da “*proxy*” utilizada é de que a qualidade do sistema educacional depende do nível de desenvolvimento da município em questão, sendo o IDH a variável utilizada para tal questão (NAKABASHI, 2005).

**→ H(b)**, trata-se de uma variável calculada pelo IPEA, que corresponde à variação percentual do valor esperado presente dos rendimentos anuais (descontados a 10% a.a.) associados à escolaridade e experiência (idade) da população em idade ativa (15 a 65 anos). O estoque de capital humano é calculado pela diferença entre o rendimento obtido no mercado de trabalho e a estimativa daquele obtido por um trabalhador sem escolaridade e experiência. Para se estimar os rendimentos futuros esperados utilizam-se os coeficientes de retorno à educação e à experiência, estimados pelos dados do Censo Demográficos. Deflacionado pelo IPCA. Pereira *et al* (2010) foram alguns dos autores que utilizaram esta variável.

**4. Análise Exploratória Espacial da Variável Dependente**

Nesta seção, será analisada se há presença de autocorrelação espacial na variação percentual da renda *per capta* nos municípios mineiros “Y”, no período de 1991 a 2000. Ou seja, será verificada a hipótese de aleatoriedade espacial dos dados. Para este fim, serão implementados instrumentos de AEDE (Análise Exploratória de Dados Espaciais). O primeiro passo para atingir o objetivo delineado acima, é a determinação de uma matriz de pesos espaciais. Segundo Almeida (2007), a matriz de pesos é a forma de expressar a estrutura espacial dos dados. Há na literatura um grande número de matrizes de pesos espaciais. É possível implementar um AEDE com base em uma matriz de continuidade binária ou por meio de uma estrutura de conectividade mais complexa. A matriz de pesos espaciais *W*, utilizada neste trabalho, está baseada no princípio dos *k* vizinhos mais próximos. Ela foi calculada utilizando a idéia de grande círculo entre os centros das regiões. A escolha da matriz de pesos espaciais é muito importante em uma análise AEDE, pois todos os passos subseqüentes (ou resultados) dependerão desta seleção. Neste caso, será utilizada a matriz de contigüidade de “K=5” vizinhos mais próximos, pois esta apresentou a maior *I* de Moran, quando comparada com outras matrizes de pesos espaciais[[8]](#footnote-9).

Inicialmente será analisado o índice *I* de Moran[[9]](#footnote-10), onde valores de *I* maiores (ou menores) do que o seu valor esperado *E*(*I* ) = −1 (*n* −1), significam que há autocorrelação positiva (negativa). Logo, uma indicação de autocorrelação espacial positiva significa que os municípios mineiros que apresentaram um elevado índice de crescimento *per capta* no período de 1991-2000, estão cercados de municípios que também obtiveram crescimento *per capta* elevado. Analogamente, um valor negativo indica que os municípios com baixo índice de crescimento pe*r capta* estão cercados de municípios que também apresentaram índices pequenos. Segundo Cliff e Ord (1981), em termos formais, a estatística *I* de Moran pode ser expressa como:

 t = 1,...n (10)

Onde *zt* 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 *wii* na diagonal são iguais à zero, enquanto que os elementos *wij* indicam a forma como a região *i* está espacialmente conectada com a região *j.* O termo *So* 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 um, a expressão (10) será da seguinte forma:

 t = 1,...n (11)

Segundo Anselin (1996), pode-se analisar o *I* de Moran através do Diagrama de Dispersão de Moran, trata-se de uma representação do coeficiente de regressão e permite visualizar acorrelação linear entre *z* e *Wz* por meio do gráfico de duas variáveis. O coeficiente *I* de Moran será a inclinação da curva de regressão de *Wz* contra *z* e indicará o seu grau de ajustamento. O diagrama apresenta na abscissa a variável em análise (variação percentual da Renda *per capta* dos municípios, “Y”) e na ordenada, a mesma variável defasada espacialmente por uma matriz de pesos espaciais “z” (média dos vizinhos). Através deste diagrama é possível identificar quatro tipos de associação linear espacial: Alto-Alto (AA) denota que os municípios que obtiveram alto nível de crescimento da renda *per capta* são vizinhos de municípios que também obtiveram crescimento elevado. Baixo-Baixo (BB), municípios com baixo índice de crescimento na renda *per capta* são vizinhos que municípios com baixo crescimento. Alto-Baixo (AB), municípios com alto crescimento da renda *per capta* são vizinhos de municípios que auferiram baixo crescimento. E Baixo-Alto (BA), municípios com baixo crescimento da renda per capta são vizinhos de municípios com elevado crescimento. Como a reta de regressão neste diagrama está inclinada positivamente (Gráfico 1), pode-se dizer que existe autocorrelação espacial positiva.

Gráfico 1

Diagrama de Dispersão de Moran do Crescimento de renda per capta, para os municípios de Minas Gerais no período 1991 – 2000.



 Fonte: Elaboração própria do autor com base no GEODA.

O *I* de Moran apresenta valores positivos esignificativos estatisticamente, indicando a presença de autocorrelação espacial positiva de 0,23.A autocorrelação positiva significa que a grande parte dos municípios mineiros está localizada nos quadrantes *AA* e *BB* na variação da renda *per capta*.

A estatística global do *I* de Moran, por sua vez, pode esconder padrões locais de autocorrelação espacial.A fim de observar a existência de *clusters* espaciais locais de valores altos ou baixos e quais as regiõesque mais contribuem para a existência de autocorrelação espacial, deve-se implementar as medidas deautocorrelação espacial local.Segundo Anselin (1995), um “*Local Indicator of Spatial Association (LISA)*” será qualquer estatística quesatisfaça 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 somatóriodos 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 forma[[10]](#footnote-11):

 com (12)

Onde: *xi,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 *Iit* indicam que existem *clusters* espaciais com valores similares (alto ou baixo), ao passo que valores negativos significam que existem *clusters* espaciais com valores diferentes (dissimilares) entre a região 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 aleatorização condicional ou uma permutação que permita auferir pseudoníveis de significância[[11]](#footnote-12). Os indicadores locais de associação espacial (LISA) do Crescimento de renda per capta, para os municípios de Minas Gerais no período 1991 – 2000, estão representados no mapa de *clusters* espaciais (Figura 1), para um nível de significância de 5 %.

Figura 1

Mapa de Cluster para Crescimento de renda per capta, para os municípios de Minas Gerais no período 1991 – 2000.



 Fonte: Elaboração própria do autor com base no GEODA.

Ao observar o Mapa de *Clusters* (figura 2), pode-se perceber *clusters* de municípios que obtiveram elevado índice crescimento de renda *per capta*, entre 1991 a 2000 e estão rodeados de municípios que também obtiveram elevado crescimento(vermelho). Cabe ressaltar que grande parte destes *clusters* encontram-se próximos à divisa dos estados de Minas Gerais com Espírito Santo. O que significa que talvez, em trabalhos futuros, um estudo de fronteira entre estes dois estados seja relevante para explicar o crescimento dos municípios mineiros. Pode-se notar também *clusters* de associação de municípios que obtiveram baixo crescimento e estão cercados de outros municípios que também auferiram pequenas variações de renda *per capta*. É interessante salientar que grande parte destes municípios encontram-se na região norte e nordeste do estado, próximos a divisa com a Bahia. Porém há também concentrações “BB” na região do Triângulo Mineiro e Alto Parnaíba, incluindo principalmente as microregiões de Frutal, Uberaba e Uberlândia.

Em suma, esta seção mostrou-se relevante ao constatar que os dados relacionados ao crescimento da renda *per capta* para os municípios de Minas Gerais, no período 1991-2000 estão autocorrelacionados no espaço, tanto através da análise global quanto local.

**5. Modelos e Análise de Resultados**

Inicialmente será realizada a estimação dos modelos de crescimento de Solow (1956) e MWR (1992)[[12]](#footnote-13) através do modelo clássico dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com a finalidade de compará-los e obter o modelo mais ajustado. Além disso, a estimação por MQO permite a identificação da melhor especificação de modelo de crescimento, levando em conta a autocorrelação espacial. Assim, a estimação pelo modelo clássico de MQO é formalmente especificada como:

 (13)

Onde: “Y” representa a variável dependente, “β0” a constante, “β1”é o coeficiente que acompanha a variável explicativa “X” e “ε” é o termo de erro [[13]](#footnote-14). Logo, as equações para os modelos de crescimento citados podem ser expressas em suas formas logarítmicas como:

→ Modelo de Solow:

 (14)

→ Modelo MRW – H(a):

 (15)

→ Modelo MRW – H(b):

 (16)

Lembrando que de acordo com Anselin (1988) e Anselin e Bera (1998), os modelos tradicionais de regressão linear, que não levam em conta os efeitos espaciais (autocorrelação e heterogeneidade espaciais), não devem ser estimados por intermédio do método dos mínimos quadrados ordinários, pois as estimativas serão inconsistentes e/ou ineficientes.

|  |
| --- |
| Tabela 1. Estimação dos Modelos de Crescimento por Mínimos Quadrados Ordinários |
| Var. dependente: Y | Modelos |
|  | Solow (1956) | MRW (1992) - H(a) | MRW (1992) - H(b) |
| Variável | Coef. | Prob. | Coef. | Prob. | Coef | Prob |
| AL | 0.476  | 0.000 | 0.458 | 0.000 | 0.282  | 0.000 |
| AK | 0.495  | 0.000 | 0.490 | 0.000 | 0.363  | 0.000 |
| H(a) |  |  | 0.605 | 0.000 |  |  |
| H(b) |  |  |  |  | 0.362  | 0.000 |
|  |
| Multicolinearidade | 9.449 |  | 10.804 |  | 11.493 | 0.000 |
| Teste de Jarque-Bera | 8265.866 | 0.000 | 8338.069 | 0.000 | 28846.621 | 0.000 |
| Teste Koenker - Bassett | 57.776 | 0.000 | 67.446 | 0.000 | 20.093 | 0.000 |
|  |
| *I* de Moran | 0.183 | 0.000 | 0.152  | 0.000 | 0.156 | 0.000 |
| *ML* - Erro | 90.170 | 0.000 | 61.963  | 0.000 | 65.435 | 0.000 |
| *MLR* - Erro | 64.890  | 0.000 | 42.559 | 0.000 | 69.260 | 0.000 |
| *ML* - Defasagem | 138.209  | 0.000 | 121.368  | 0.000 | 6.612 | 0.011 |
| *LMR* - Defasagem | 112.928  | 0.000 | 101.965  | 0.000 | 10.438 | 0.001 |
| Teste SARMA | 203.099 | 0.000 | 163.928  | 0.000 | 75.873  | 0.000 |
|  |
| AIC | -605.898 |  | -637.256 |  | -1650.37 |  |
| SC | -596.400 |  | -623.010 |  | -1636.13 |  |
| LIK[[14]](#footnote-15) | 304.949 |  | 321.628 |  | 828.186 |  |
| Graus de Liberdade | 851 |  | 850 |  | 850 |  |
| R2 Ajustado | 0.987 |  | 0.988 |  | 0.996 |  |
| Fonte: Elaboração do autor com base no SpaceStat |

Os resultados das regressões estão reportados na Tabela 1. Os três modelos apresentaram todas as variáveis explicativas significativas a 1% de significância[[15]](#footnote-16). Comparando-se os modelos, percebe-se que o modelo de Solow apresenta um R2 ajustado de 98.7%, contra 98.8% do Modelo MRW – H(a) e 99.6% do Modelo MRW – H(b). Portanto, os três modelos demonstram alto poder de explicação sobre o crescimento da renda *per capta* nos municípios mineiros entre o período de 1991 e 2000. Mas o último modelo, com a inclusão da “*proxy*” H(b), referente ao capital humano, mostrou-se um pouco superior aos demais.

Além disso, outro método que possibilita a comparação entre os modelos refere-se aos critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC)[[16]](#footnote-17). O Modelo de Solow apresentou os respectivos valores para AIC e SC (-605.89 e -596.40), contra (-637.25 e -623.01) do Modelo MRW – H(a) e (-1650.37 e -1636.13) do Modelo MRW – H(b). Logo, pode-se concluir que o modelo com a inserção da variável H(b) é superior aos demais, pois apresenta os menores valores de AIC E SC. Pode-se também utilizar a análise do modelo que apresenta o maior LIK. Mais uma vez o Modelo MRW H(b) apresenta-se melhor que os demais, com LIK de (828.18), contra (321.62) do modelo MRW – H(a) e (304.95) do Modelo de Solow. Cabe ressaltar que nenhum dos modelos apresentou multicolinearidade, porém através do Teste de Jarque-Bera, todos rejeitaram a hipótese nula de normalidade dos erros. Além disso, o Teste Koenker – Bassett revela a presença de Heterocedasticidade, em todos os modelos.

**5.1. Modelos com Efeitos Espaciais**

Através desta análise, pôde-se constatar que o modelo MRW – H(b) mostrou-se superior aos demais em vários critérios utilizados. Portanto, para não incorrer em estimativas inconsistentes e/ou ineficientes, será analisada a necessidade de inclusão de efeitos espaciais a este modelo. Para tanto, segue-se a proposta feita por Florax, Folmer e Rey (2003), ou seja, como primeiro estágio, os autores recomendam que seja seguido o roteiro:

1. Estimar o modelo clássico de análise de regressão linear por MQO;
2. Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por meio do valor do multiplicador de Lagrange para defasagem espacial (MLρ) e Multiplicador de Lagrange para o erro espacial (MLλ);
3. Caso ambos os testes não sejam significativos, a utilização do modelo clássico é mais apropriada. Caso contrário, é necessário seguir o próximo passo;
4. Caso ambos sejam significativos, estima-se o modelo apontado como o mais significante de acordo com as versões robustas desses testes, ou seja, multiplicador de Lagrange robusto para a defasagem espacial (MLRρ) e o multiplicador de Lagrange robusto para o erro espacial (MLRλ). Assim, caso MLRρ > MLRλ usa-se o modelo com defasagem espacial como o mais apropriado. Caso contrário, MLRρ < MLRλ, adota-se o modelo de erro espacial como o mais apropriado.

O diagnóstico da regressão por MQO (Tabela 1) para o Modelo MRW – H(b), apresenta fortes indícios de autocorrelação espacial no erro, tanto pelo *I* de Moran (0.156) quanto pelos multiplicadores de Lagrange (MLρ, 65.43 e MLRρ, 69.26) que se mostram estatisticamente significativos a 1% e apresentam valores relativos superiores aos verificados nos multiplicadores de Lagrange relacionados à defasagem espacial (MLλ, 6.61 e MLRλ, 10.43). Além disso, o MLρ (0.011) não é significativo a 1%. Logo, através da análise dos multiplicadores de Lagrange (MLρ e MLλ), pode-se concluir que o modelo de erro é o mais indicado neste caso. Entretanto, o teste SARMA, que indica um modelo de ordem superior, é altamente significativo. Ademais, o valor do teste SARMA (75.87) é maior ainda do que todos os outros valores dos multiplicadores de lagrange, tanto para erro quanto para defasagem. Assim, para não incorrer em riscos, serão estimados os seguintes modelos espaciais: Modelo de erro, Modelo de defasagem e Modelo de defasagem com erro, a razão para isso reside no fato de que é preciso se certificar que não há realmente o componente da defasagem espacial no modelo, pois desconsiderá-la, quando esta for relevante, conduz a estimativas inconsistentes. Os modelos são especificados como se segue:

**5.1.1. Modelo de Erro Auto-Regressivo Espacial**

 (17)

 ε ~ (0, Ω)[[17]](#footnote-18)

Onde: “u” representa um termo de erro que segue um processo espacial autoregressivo, “λ” representa o coeficiente escalar do erro espacial e “W” representa a mesma matriz de pesos espaciais utilizada no cálculo do *I* de Moran (K=5 vizinhos mais próximos).

Inserindo o modelo MRW – H(b) [equação (16)] no modelo de erro espacial (Equação 17):

 (18)

 ε ~ (0, Ω)

Se λ assumir valor nulo, não existe autocorrelação espacial do erro. De acordo com Rey e Montouri (1999), quando λ ≠ 0, um choque ocorrido em uma unidade geográfica se espalha não só para os seus vizinhos imediatos, mas por todas as outras unidades. Esse tipo de dependência espacial poderia ser resultante de efeitos não-modelados que não fossem aleatoriamente distribuídos através do espaço. Não considerar este tipo de efeito espacial, quando este se mostrar relevante, gera estimativas ineficientes.

**5.1.2. Modelo de Defasagem Espacial**

 ε ~ (0, Ω) (19)

Ao incluir o conjunto de variáveis exógenas ”X” na equação (19), tem-se:

 ε ~ (0, Ω) (20)

Logo, o modelo MRW – H(b), [equação (16)], com defasagem espacial é:

 (21)

 ε ~ (0, Ω)

Neste modelo, a autocorrelação espacial é considerada como sendo gerada pela interação atual entre as regiões. Nesse caso, é introduzida uma defasagem espacial da variável dependente como variável exógena na equação do modelo, “WY”. Note que ρ é o coeficiente de defasagem espacial (um escalar). Este elemento novo na forma funcional pode ser entendido como uma média dos valores da taxa de crescimento das regiões vizinhas. Se ρ = 0, pode-se constatar que não há autocorrelação espacial no modelo. Porém, ρ ≠ 0 sugere a existência de autocorrelação espacial. Além disso, da mesma forma que o Modelo de Erro Espacial, quando ρ ≠ 0, um choque ocorrido em uma unidade geográfica se espalha não só para os seus vizinhos imediatos, mas por todas as outras unidades (ANSELIN E BERA, 1998, p.246).

Não considerar este tipo de efeito espacial, quando este se mostrar relevante, gera estimativas inconsistentes.

**5.1.3. Modelo Misto com Defasagem Espacial e Erro Auto-Regressivo Espacial**

 (22)

 ε ~ (0, Ω)

Portanto, inserindo o modelo MRW – H(b), [equação (16)] em (22):

 (23)

 ε ~ (0, Ω)

Este modelo incorpora as duas formas de autocorrelação citadas nos Modelos de Erro e Defasagem Espaciais. Cabe ressaltar que as matrizes utilizadas neste modelo (W1 e W2)[[18]](#footnote-19) contém pesos espaciais diferentes, constituindo um caso mais geral. Mais uma vez, assim como ocorrido nos Modelos de Erro e Defasagem, um choque ocorrido em uma unidade geográfica se espalha não só para os seus vizinhos imediatos, mas por todas as outras unidades.

 Não considerar este tipo de efeito espacial, quando este se mostrar relevante, gera estimativas inconsistentes e ineficientes.

**5.2. Análise de resultados dos Modelos Espaciais**

Como os resíduos não são normais, o modelo de defasagem espacial será estimado pelo método das variáveis instrumentais (MQ2E). A razão para isto decorre do fato de que a estimação por MQ2E revela se o Modelo de Defasagem estimado ainda apresenta autocorrelação espacial nos erros. Por sua vez, o modelo de erro espacial foi estimado pelo método generalizado de momentos (MGM), proposto por Kelejian e Prucha (1999), que prescinde do pressuposto da normalidade na sua estimação, com uma especificação para o erro heterocedástico na forma de grupos[[19]](#footnote-20). O modelo de defasagem espacial com erro espacial foi estimado pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios espacial generalizado (MQ2EEG), proposto por Kelejian e Prucha (1998). O objetivo desta estimação é verificar se o coeficiente “ρ” que acompanha a defasagem é significativo e se o modelo foi realmente capaz de acomodar autocorrelação no erro. Os resultados da estimação dos modelos espaciais estão reportados na Tabela 2.

|  |
| --- |
| Tabela 2. Estimação dos Modelos Espaciais[[20]](#footnote-21) |
| Var. dependente: Y | Modelos |
|  | Erro | Defasagem | Defasagem c/ Erro |
| Variável | Coef. | Prob. | Coef. | Prob. | Coef | Prob |
| AL | 0.301 | 0.000 | 0.288 | 0.000 | 0.299 | 0.000 |
| AK | 0.344 | 0.000 | 0.358  | 0.000 | 0.332 | 0.000 |
| H(b) | 0.374 | 0.000 | 0.385  | 0.000 | 0.246 | 0.000 |
| λ | 0.256 |  |  |  | 0.127 |  |
| ρ |  |  | -0.018 | 0.000 | -0.052 | 0.135 |
|  |
| *ML* - Erro |  |  | 43.448 | 0.000 | 29.133 | 0.000 |
|  |
| Graus de Liberdade | 850 |  | 849 |  | 848 |  |
| Pseudo R2  | 0.932 |  | 0.9698 |  | 0.9021 |  |
| Fonte: Elaboração do autor com base no SpaceStat. |

Observando o valor de prova dos multiplicadores de Lagrange (Tabela 2) para o modelo de Defasagem (0.00) e Defasagem com erro (0.00), pode-se concluir que nenhum dos dois modelos mostrou-se capaz de acomodar a autocorrelação espacial no erro. Além disso, no modelo de Defasagem com Erro, o coeficiente “ρ” que acompanha a defasagem espacial não foi significativo (0.135)[[21]](#footnote-22). Portanto o modelo mais apropriado para mensurar o crescimento da renda *per capta* nos municípios do estado de Minas Gerais no período de 1991 a 2000 foi o modelo de erro espacial. Segue, então, a análise dos resultados para esse modelo. O coeficiente (0.301) que acompanha a variável “AL”, que corresponde ao trabalho produtivo se mostrou altamente significativo do ponto de vista estatístico. Corroborando com a teoria econômica proposta por Mankiw, Romer e Weill (1992). Logo, pode-se concluir que o crescimento percentual do trabalhador produtivo[[22]](#footnote-23) economicamente ativo contribui para o crescimento da renda *per capta* nos municípios analisados. O coeficiente (0.344), correspondente à variável “AK”, referente à variação percentual de capital fixo, também está diretamente correlacionado com o crescimento da renda, com elevado nível de significância. Por fim, o coeficiente (0.374), que acompanha a variável H(b), referente à variação de capital humano, contribui para o crescimento da renda *per capta* e apresenta elevado nível de significância. Cabe ressaltar que as três variáveis citadas apresentaram coeficientes semelhantes, AL =0.301, AK = 0.344 e H(b) = 0.374. Logo, todas são extremamente importantes para explicar o crescimento da renda *per capta* nos municípios mineiros entre 1991-2000.

Segundo Almeida. (2006), no método generalizado dos momentos proposto por Kelejian e Prucha (1999), o parâmetro espacial estimado é considerado como um termo de distúrbio (*nuisance*) e não apresenta nível de significância. Contudo, a correção da autocorrelação espacial nos resíduos aumenta a eficiência das estimativas. Em modelos nos quais os erros não são esféricos, a tradicional medida de ajuste da regressão, o coeficiente de determinação (R2), perde sentido, não podendo ser usada para comparar modelos espaciais concorrentes. Com o intuito de contornar isso, é mostrada a medida de um pseudo R2 expresso como a razão entre a variância dos valores previstos pelo modelo e a variância dos valores observados para a variável dependente (Anselin, 1988). No caso do modelo de erro apresentado na tabela 2, esse valor foi de (0.932).

O efeito da autocorrelação espacial foi acomodado no modelo. A intenção agora é incorporar o efeito da heterogeneidade espacial (instabilidade estrutural) manifestado nos parâmetros (β). Para isso, pretende-se introduzir uma variável categórica para identificar regimes espaciais. Logo, foram selecionados três grupos “G”, com base no Mapa de Clusters (Figura 1), visando “suavizar” a heterogeneidade espacial, onde G1 corresponde aos municípios AA, G2 são os BB e G3 os demais municípios. A idéia é verificar se existem respostas distintas dependendo do subconjunto de dados. O modelo de erro espacial com mudança estrutural nos parâmetros, definida pelos regimes espaciais, foi estimado pelo método generalizado dos momentos de Kelejian e Prucha (1999). Os resultados estão apresentados na tabela 3.

|  |
| --- |
| Tabela 3. Estimação do Modelo de Erro Espacial com Regimes Espaciais por MGM |
| Var. dependente: Y | Grupos |
| Pseudo R2: 0.932 | G1 (AA) | G2 (BB) | G3 (Outros) |
| Variável | Coef. | Prob. | Coef. | Prob. | Coef | Prob |
| AL | 0.388 | 0.000 | 0.246 | 0.000 | 0.280 | 0.000 |
| AK | 0.272 | 0.000 | 0.426 | 0.000 | 0.358 | 0.000 |
| H(b) | 0.408 | 0.000 | 0.300 | 0.000 | 0.376 | 0.000 |
| λ | 0.216 |  | 0.216 |  | 0.216 |  |
|  |
| **Testes** | Valor | Prob |
| Instabilidade Estrutural |
| Teste de Chow - Wald | 33.358 | 0.000 |
| Estabilidade dos β Individuais |
| AL*AK**H(b)* | 7.572 | 0.022 |
| 20.181 | 0.000 |
| 7.517 | 0.023 |
| Fonte: Elaboração do autor com base no SpaceStat |

O teste Chow-Wald averigua a hipótese nula da estabilidade estrutural conjunta dos coeficientes da regressão. Essa hipótese é amplamente rejeitada, pois o valor estimado do teste (33.358) é um valor muito extremo na distribuição qui-quadrado. Portanto, pode-se dizer que existe uma diferença significativa entre os coeficientes dos três regimes estimados. Os testes sobre os coeficientes individuais indicam que há uma significativa diferença entre os coeficientes do intercepto, da variável “AK” (20.181), relacionada à variação de capital físico, entre os três grupos especificados. Se for considerado um nível de significância de 1%, pode-se constatar que as variáveis “AL” (7.572), relacionada à variação de mão-de-obra qualificada e “H(b)” (7.517), referente ao capital humano, não apresentam diferenças significativas entre seus coeficientes. No entanto, se for considerado um nível de significância de 5%, concluí-se que todas as variáveis apresentam diferença significativa entre os três grupos[[23]](#footnote-24).

Cabe ressaltar que o *cluster* “G1”, representado pelos municípios mineiros que obtiveram crescimento *per capta* elevado e estão circuncidados por outros municípios com crescimento elevado, apresentaram o maior índice relativo à variável H(b) (0.408), que representa a variação de capital humano. E o *cluster* “G2” representado pelos municípios que obtiveram baixo crescimento *per capta* e estão cercados por outros municípios com crescimento diminuto, apresentaram o menor índice relativo à variável H(b) (0.300). Além disso, o pseudo R2 tem um valor de 0,932, indicando que 93.2% da variação da renda per capta dos municípios do estado de Minas Gerais, no período de 1991 a 2000 podem ser explicadas pelas três variáveis utilizadas: Variação do capital físico (AK), variação da mão-de-obra eficiente economicamente ativa (AL) e variação de capital humano.

**6. Considerações Finais**

Este trabalho se mostrou interessante pois, através das técnicas de AEDE e Econometria Espacial, pôde-se constatar que, levando-se em consideração as variáveis adotadas para os municípios do estado de Minas Gerais no período de 1991 à 2000, o modelo proposto por Mankin, Romer e Weill – MRW - (1992) , onde incorpora-se a variável representativa do capital humano, apresentou-se superior ao Modelo clássico de Solow (1956) em vários testes. Logo, trata-se de um modelo mais ajustado para explicar o crescimento diferenciado entre regiões díspares. Além disso, a “*proxy*” para capital humano obtida junto ao IPEA “H(b) apresentou índices superiores quando comparada com àquela prosposta por Nakabashi (2005), H(a).

Através da AEDE, pode-se perceber que a variável dependente utilizada, representando o crescimento da renda *per capta* em cada município “Y”, apresentava indícios de autocorrelação espacial, portanto a estimação de modelos que não levassem em consideração tais efeitos estaria incorrendo em estimativas inconsistentes e/ou ineficientes. Além disso, a possibilidade de verificar os diferentes *clusters* de renda *per capta* que apresentavam-se significativos foi de extrema utilidade para contornar o problema da heterogeneidade espacial.

Analisando os multiplicadores de Lagrange da estimação da equação do modelo de crescimento proposto por MRW (1992) estimada por MQO, constatou-se que o modelo mais apropriado para estimar o modelo de crescimento seria o de erro espacial. Para tanto, foi utilizado o método generalizado de momentos (MGM), proposto por Kelejian e Prucha (1999), com uma especificação para o erro heterocedástico na forma de grupos. Os coeficientes obtidos para as três variáveis exógenas do modelo, por intermédio deste método, mostraram-se bem equilibrados, como se segue: AL (0.301), AK (0.344) e H(b) (0.374). Este resultado salienta a participação da variação de capital humano no processo de crescimento da renda *per capta*. Todas as variáveis apresentaram-se significativas e diretamente proporcionais ao crescimento.

Note que o capital humano – H(b) – apresentou o maior coeficiente dentre as variáveis. Além disso, o somatório dos coeficientes de AK, AL e H(b) foi um pouco superior à 1. O que fornece um indício de que existem retornos crescentes de escala no modelo. Porém, seria necessário elaborar um teste de hipótese para confirmar tal questão.

Utilizando o mapa de clusters (Figura 1), foram selecionados três grupos de municípios (AA, BB e outros[[24]](#footnote-25)) em uma variável categórica, com objetivo de “suavizar” a heterogeneidade espacial. Esta variável foi utilizada para estimar o modelo de erro espacial com regimes espaciais. O modelo gerado indica que todos os coeficientes individuais obtidos apresentam diferenças significativas entre os grupos, a 5% de significância. Logo, pode-se dizer que as variáveis apresentam instabilidade estrutural, ou seja, elas significativamente heterogêneas no espaço.

A análise dos coeficientes encontrados dentro dos regimes mostra que o *cluster* de municípios AA é o que mais depende de capital humano (0.408) para obter crescimento e o que menos necessita de capital físico (0.272). Por outro lado o *cluster* de municípios BB é o que mais depende de capital físico (0.426) e o que menos necessita de capital humano (0.3).

Portanto, pode-se inferir que o grupo de municípios que apresentou elevado crescimento entre 1991 e 2000 (AA) era intensivo em capital humano. Enquanto o grupo de municípios que apresentou baixo crescimento no mesmo período (B) era intensivo em capital físico. Outra característica interessante refere-se ao somatório dos coeficientes AK, AL e H(b). No grupo AA, este valor foi 1,068. Já no grupo BB foi apenas 0,972. Isto sugere que o grupo intensivo em capital humano (AA) apresentou retornos crescentes de escala enquanto o grupo intensivo em capital físico (BB) apresentou retornos decrescentes.

**7. Referências**

ALMEIDA, Eduardo S. PEROBELLI, Fernando S. FERREIRA, Pedro G. C. FARIA, Weslem R. **O FATOR “AGORA É LULA” NA ELEIÇÃO PRESIDENCIAL DE 2002.** 2006

ALMEIDA, Eduardo S. PEROBELLI, Fernando S. ALVIM, Maria I. S. A. FERREIRA, Pedro G. C. **PRODUTIVIDADE DO SETOR AGRÍCOLA BRASILEIRO (1991 2003): UMA ANÁLISE ESPACIAL.** 2007

ANSELIN, L. ***Spatial econometrics: methods and models***. Kluwer Academic, Boston, 1988.

ANSELIN, L. ***SpaceStat TUTORIAL: A Workbook for Using SpaceStat in the Analysis of Spatial Data.*** 1992.

ANSELIN, L *The Moran scatterplot as an ESDAtool to assess local instability in spatial association.* Fisher, M, Scholten, H.J and Unwin, D W (eds). ***Spatial analytical perspectives in GIS***. Taylor&Francis. London. p 111-125. 1996.

ANSELIN, L. e BERA, A. *Spatial dependence in linear regression models with na introduction to spatial econometrics.* In: Ullah A. e Giles D. E. (eds.) ***Handbook of applied economic statistics***. Marcel Dekker, New York, p. 237-289. 1998

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**. V 27 (2), April. P 93-115. 1995.

BARRETTO, Elba S. de S.; MITRULIS, Eleny. **Trajetória e desafios dos ciclos escolares no País**. Revista Estudos Avançados USP, São Paulo, n. 42, p. 1-39, 2001.

BARRO, R. J. ***Economic growth in a cross section of countries***. *The Quarterly Journal of Economics*, v.106, n.2, p.407-443, 1991.

CASSUCE, F. C. C., CASALI, G. F. R e CARAVALHO F. M. A. **Uma Análise Espacial do Nível de Desenvolvimento Associado a Capital Humano e a Capital Fixo no Estado de Minas Gerais**. Revista Paranaense de Desenvolvimento, Curitiba, n.112, p.159-179, jan./jun. 2007.

COELHO, R. L. P. ; Figueiredo, L. ***Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros***. Revista Brasileira de Economia, 2007.

CLIFF, A. D. e ORD, J.K. ***Spatial processes: models and applications***. Pion, London. 1981.

EVANS, D.; GREEN, C. J.; MURINDE, V. ***The importance of human capital and financial development in economic growth: new evidence using the translog production function*.** Santiago: InteramericanBank, 2000. (Working paper series, n.22). 2000.

FLORAX, R. J. G. M., FOLMER, H., REY, S. J. *Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry’s methodology.* ***Regional Science and Urban******Economics*,** vol. 33, n. 5, p. 557-79, 2003.

HALL, R.E.; JONES, C. I. ***The Productivity of Nations****, NBER Working Paper* No. 5812. 1996.

HARRISON, A. ***Openness and growth: a timeseries, cross-country analysis for developing countries****. Journal of Development Economics, Amsterdam*, v. 48, p.419-447,1996.

IPEA - **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível *on line*, URL: www.ipeadata.gov.br. Acesso em Janeiro de 2008.

JARRET, J. P.; SELODY, J. G. ***The productivity- Inflation Nexus in Canada, 1963-1979****. The Review of Economics and Statistics, Cambridge*, v. , n. , p. ,1982.

KELEJIAN, H. H. e PRUCHA, I. R. **A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model**. International Economic Review, v. 40, n. 2, 1999.

KELEJIAN, H. H. e PRUCHA, I. R. **A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances**. Mimeo., Department ofEconomics, University of Maryland, 1998.

KHASNOBIS-GUHA, Basudeb and BARI, Faisal. ***Sources of Growth in South Asian Economics***. *Global Research Project*, 2000.

KRUEGER, A. O. ***Factor endowments and per capita income differences among countries***. *The Economic Journal*, v.78, n.311, p.641-659, 1968.

LE GALLO, J and ERTHUR, C. ***Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita***. GDP in Europe, 1980-1995. Papers in Regional Science v 82(2) p 175 201. 2003.

LUCAS, Jr., Robert E. ***On the mechanics of economic development.*** *Journal of Monetary Economics*. 1988. *Reimpresso em Lectures on Economic Growth. Cambridge, Harvard University Press*, 2002.

MANKIW, N. G., ROMER, D., WEIL, D. ***A contribution to the empirics of economic growth****. The Quarterly Journal of Economics,* v.107, n.2, p.407- 437, 1992.

MILLER, S. M.; MUKTI P. U. ***The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity****. Journal of Development Economics, Amsterdam*, v. 63, p.399-423. 2000.

NAKABASHI, Luciano**. Três Ensaios Sobre Capital Humano e Renda por Trabalhador**. Tese de doutorado: CEDEPLAR – UFMG. 2005.

PEREIRA, A. E. G, NAKABASHI, L. e SACHSIDA, A**. Qualidade das Instituições e PIB *per capita* nos Municípios Brasileiros.** Disponível em:[*http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/textos\_discussao/texto\_para\_discussao\_ano\_2010\_texto\_12.pdf*](http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/textos_discussao/texto_para_discussao_ano_2010_texto_12.pdf) 2010.

PINDYCK, Robert S. e RUBINFELD, Daniel S. ECONOMETRIA: Modelos & Previsões. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

REY, J. S., e MONTOURI, B. D. ***US Regional income convergence: a spatial sconometric*** perspective. Regional Studies, vol. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

ROMER, David. ***Advanced Macroeconomics***. *McGraw – Hill Advanced Series in Economics*. 1996

SIMON, C. P. e BLUME, L. **Matemática para Economistas.** Artmed Editora S. A. 2004.

SOLOW, Robert M. ***A contribution to the theory of economic growth****. Quarterly Journal of Economics, February*, 1956, pp. 65-94.

SOLOW, Robert M. **Technical change and the aggregate production function**. Review of Economics and Statistics, 39, August, 1957, pp. 312-320.

SUMMERS, R., HESTON, A. ***A new set of international comparisons of real product and price levels: estimates for 130 countries***. *Review of Income and Wealth*, v.4, n.1, p.1-25, 1988.

TAVARES, Jean Max, ATALIBA, Flávio e CASTELAR, Ivan. **Mensuração da Produtividade Total dos Fatores para os Estados Brasileiros, sua Contribuição ao Crescimento do Produto e Influência da Educação: 1986-1998**. Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 32, n. Especial p. 633-653, novembro 2001.

VALLEJOS, L.; VALDIVIA, L. ***Productivity growth in Peru****: 1950 – 1998. Santiago:**Interamerican Development Bank*, 2000.(*Serie de Documentos de Trabajo* nº 355). 2000.

1. Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE/FE/UFJF). [↑](#footnote-ref-2)
2. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGEA/FE/UFJF). [↑](#footnote-ref-3)
3. Os modelos de crescimento propostos neste trabalho são bem discutidos em Romer (1996). [↑](#footnote-ref-4)
4. Quando α+β+θ = 1. [↑](#footnote-ref-5)
5. Maiores detalhes sobre a estimação de modelos intrinsecamente lineares (que podem ser linearizados) em Pindyck e [Rubinfeld](http://click.shopping.uol.com.br/click-log?id=32726897&tipo=1&par=uol&fBhAsH=R2DumDbGXvVf71GhFFvVUEy9WQbUF80I%2BlRw9CoZYAI%3D&bur=X1mrpKI32GnP6uNxb6oxQ5UH40AODTIaqzSq5sasjeWTJAICsQ47Juv3birj9%2FPGNNiKIBrBFNNVZYxR9KjGjegK8%2F39gbUXs5%2BtmWQlkkuexdb9TXmwcTXa8c%2FIgoLeKxfD6cHntF4vYvjSy3gwP52atxVU9yRi%2F79zPxKUjDdYZWzlFqeFP33bUHrrPSQK6gz7Y7Yt1ohcJM%2FMVr6lfABMqDgEL6z%2FEqJwlFw2FWk5HDlXbEjdfOkWLSwqXPOdxbjwc%2BRhtqqKCOhEAH%2BuWIGjOGnIeLDh%2BIAX72dO2T6DolBCdw5ptYVu9fd%2BA81AjU3sye2cn7yZ4hqTXCoKfxk08974u%2B%2BPITGAlA92hKkDF5vH1HTF0roHY0i6l73ZT%2F3EHwotbJfe290sCdQggzAfIXqNpiCiXHOpzHsck1MYmceTNHxO54yhZHpuKhE9Jc5upNMu4Bl0qT1IQ8qhAw%3D%3D&page=1&pos=2&pagetp=3&h=9209a97a01e20dcc5482075f6228644e)  (2004). [↑](#footnote-ref-6)
6. Sobre transformações monótonas, ver Simon & Blume (2004). [↑](#footnote-ref-7)
7. As variáveis: Y, K, L e H(b) utilizadas nas estimações, para os anos de 1991 e 2000, podem ser obtidas junto ao banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2008). Disponível *on line*: [www.**ipea**data.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br). A variável H(a) foi construída com base em dados do IPEA (2008) enquanto A foi obtida via estimação do resíduo de Solow. [↑](#footnote-ref-8)
8. Foram também utilizadas as matrizes de pesos espaciais com K=10, K=15, K=20, além das convenções “Rainha” e “Torre” (Maiores detalhes sobre a determinação das matrizes de pesos espaciais em Anselin, 1988). [↑](#footnote-ref-9)
9. Cabe salientar que este índice varia entre -1 e 1. [↑](#footnote-ref-10)
10. Existem outras estatísticas do tipo LISA na literatura além do I de moran Local. Tais como o c de Geary local e o Gama Local (ANSELIN, 1995). [↑](#footnote-ref-11)
11. Os níveis de significância das distribuições marginais podem ser aproximados por intermédio das desigualdades de Bonferroni ou por meio da estrutura proposta por Sidák (1967) *apud in* Anselin (1995). Neste trabalho, a análise de Bonferroni será utilizada. [↑](#footnote-ref-12)
12. O modelo MRW foi estimado duas vezes por MQO com diferentes “*proxies*” representativas do capital humano, H(a) e H(b). Para maiores detalhes, rever seção 2. [↑](#footnote-ref-13)
13. Lembrando que “ε” representa um termo de erro normalmente distribuído, com média zero e variância constante. [↑](#footnote-ref-14)
14. Para maiores detalhes sobre a função de máxima verossimilhança (LIK), consultar Pindyck (2004). [↑](#footnote-ref-15)
15. Para todos os testes referidos nesta seção ( Modelos e Analise de resultados) será adotado um nível de significância de 1%. [↑](#footnote-ref-16)
16. Para maiores detalhes sobre os critérios AIC e SC, consultar Pindyck (2004). [↑](#footnote-ref-17)
17. O valor “0” representa a média do termo de erro “ε” e “Ω” representa a matriz de variância-covariância cujos termos da diagonal principal não são constantes. [↑](#footnote-ref-18)
18. W1 é a matriz dos 5 vizinhos mais próximos e W2 é a matriz de pesos espaciais binários com a convenção de contigüidade “rainha”. [↑](#footnote-ref-19)
19. Foram selecionados três grupos “G”, com base no Mapa de Clusters (Figura 1), visando “suavizar” a heterogeneidade espacial, onde G1 corresponde aos municípios AA, G2 são os BB e G3 os demais municípios. [↑](#footnote-ref-20)
20. A matriz de pesos espaciais usada nas estimações foi baseada nos k=5 vizinhos mais próximos. Consulte Anselin (1988) para maiores detalhes técnicos a respeito de matrizes de pesos espaciais. [↑](#footnote-ref-21)
21. O nível de significância utilizado é de 1%. [↑](#footnote-ref-22)
22. Pois este é multiplicado pela tecnologia, análise *Hicks Neutral*. [↑](#footnote-ref-23)
23. Para maiores detalhes sobre a análise de modelos com regimes espaciais ver Anselin (1992), cap.32, p.238. [↑](#footnote-ref-24)
24. Para maiores detalhes, rever seção 3. [↑](#footnote-ref-25)