

Análise do Crescimento Econômico dos Municípios de Minas Gerais através do Modelo de Solow Ampliado, com Inserção de Capital Humano e Condições de Saúde, 1991-2000: Um Estudo de Caso para Econometria Espacial.

Área 1 - Economia Regional

Vinícius de Azevedo Couto Firme

Doutorando em economia aplicada pelo PPGEA/UFJF e Professor de Economia na UFJF-GV.

Email: firmez@ig.com.br

Telefone: (32) 3216-7633

Possui graduação pela Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF (2002-2006) e Mestrado em Economia Aplicada pelo CMEA/FEA/UFJF (2007-2009). Foi professor substituto da Universidade Federal de Juiz de Fora (2009-2010). Atualmente é doutorando em economia aplicada pelo PPGEA/UFJF e professor efetivo de economia na UFJF (*Campus Governador Valadares*).

Endereço: Faculdade de Economia - Universidade Federal de Juiz de Fora - Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - Campus Universitário – Bairro Martelos, Juiz de Fora - MG: CEP 36036-330.

José Simão Filho

Professor do PPGEA/UFJF.

Email: simao.filho@ufjf.edu.br

Telefone: (32) 2102-3533 (Ramal: 208)

Possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Juiz de Fora (1992), mestrado em Economia pela Universidade Federal Fluminense (2000), doutorado em economia pela Universidade Federal Fluminense (2007) e pós-doutorado em economia pela UFJF. Atualmente é professor do quadro permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Faculdade de Economia – UFJF.

Endereço: Faculdade de Economia - Universidade Federal de Juiz de Fora -Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - Campus Universitário – Bairro Martelos, Juiz de Fora - MG: CEP 36036-330.

Análise do Crescimento Econômico dos Municípios de Minas Gerais através do Modelo de Solow Ampliado, com Inserção de Capital Humano e Condições de Saúde, 1991-2000: Um Estudo de Caso para Econometria Espacial.

Área 1 - Economia Regional

Resumo

Este artigo analisou os condicionantes do crescimento da renda *per capita* municipal de Minas Gerais, entre 1991-2000, utilizando o modelo MRW (1992) com controle para condições de saúde e robusto contra efeitos espaciais. Os modelos sem regimes espaciais indicaram que a renda converge a uma velocidade de 1.03% a 2.37% a.a. Todavia, apenas o modelo com transbordamentos e regimes espaciais eliminou efetivamente a autocorrelação espacial. Os resultados revelaram a existência de clubes de convergência e um impacto de maior magnitude do capital físico frente ao ensino e saúde. Ademais, verificou-se um forte "efeito vizinhança" e um *trade-off* entre capital físico e ensino.

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

Summary

This article analyzed the determinants of per capita income growth in the counties of Minas Gerais, between 1991-2000, using the MRW (1992) model with control for health conditions and robust against spatial effects. Models without spatial regimes indicated that income converges at a rate of 1.03% to 2.37% p.a. However, only the model with spillovers and spatial regimes was able to eliminate the spatial autocorrelation. The results revealed the existence of convergence clubs and a greater impact of physical capital than education and health. Furthermore, there was a strong "neighborhood effects" and a trade-off between physical capital and education.

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

Classificação JEL: R11; R12

1. Introdução

Entender os condicionantes do crescimento econômico de um país, ou mesmo uma região específica, é algo que intriga os economistas há algum tempo.¹ Em 1956, Robert Solow elaborou um modelo matemático capaz de explicar o crescimento econômico através do comportamento das firmas e famílias e não apenas a partir de hipóteses *ad hoc* sobre a relação entre agregados econômicos. Posteriormente, Mankiw, Romer e Weil (1992) desenvolveram uma “versão ampliada” deste modelo que considerava a importância do capital humano como insumo gerador de renda.² Os efeitos do capital humano sobre o crescimento já vinham sendo estudados há algum tempo. Segundo Krueger (1968), este fator poderia explicar mais de 50% do crescimento. Além disso, os resultados de Barro (1991), fazendo uso dos dados de Summers e Heston (1988), indicam que o capital humano, medido pelas taxas de matrícula nos ensino primário e secundário afetou positivamente o crescimento da renda per capita.³

O modelo MRW (1992), partindo da estrutura do modelo de Solow (1956), concluiu que moderadas mudanças nos recursos devotados à acumulação de capital físico e humano poderiam gerar grandes variações no produto *per capita*. Desta forma, este modelo se tornou capaz de explicar as diferenças de renda entre regiões (ROMER, p. 128, 1996). MRW (1992) ainda sugerem que as condições de saúde seriam um importante componente do capital humano e, conseqüentemente, poderiam influenciar o crescimento.⁴ Noronha *et al* (2010), além de testar esta hipótese para os estados da economia brasileira, revela que o fator “saúde”, poderia afetar o crescimento de 3 formas: 1) diretamente, através da relação entre saúde e rendimentos individuais;⁵ 2) indiretamente, uma vez que indivíduos mais saudáveis tendem a ser estudantes mais produtivos; 3) Através do investimento em capital físico.⁶

Embora o modelo de MRW (1992), considerando ou não o efeito “saúde”, tenha avançado na discussão sobre o crescimento econômico, ele não considera o efeito espacial envolvido neste processo. Tal efeito, se não tratado, pode induzir a estimativas inconsistentes e/ou ineficientes (ANSELIN, 1988; ANSELIN E BERA, 1998). Como será visto, na seção 2, a literatura brasileira está repleta de trabalhos que buscaram analisar a variação da renda e o crescimento econômico. Entretanto, poucos deles estudaram este efeito com um nível de desagregação municipal e nenhum deles buscou acomodar os 2 principais efeitos espaciais (autocorrelação e heterogeneidade espacial), conjuntamente para a economia de MG.⁷

Os resultados indicaram a presença de autocorrelação e heterogeneidade espacial envolvendo o crescimento dos municípios de Minas Gerais. Dentre os modelos utilizados, o único capaz de controlar efetivamente estes efeitos foi o modelo com transbordamentos e regimes espaciais. Assim, foi possível verificar a existência de clubes de convergência e um

¹ Adam Smith (1776), em seu livro “*Um inquérito sobre a natureza e as causas da riqueza das nações*”, já demonstrava interesse sobre os fatores que proporcionam crescimento diferenciado entre nações.

² O capital humano engloba diversas características individuais (conhecimento, experiência, perícia, atitude, aprendizagem) que tornam o recurso humano mais produtivo (BECKER, 1962; HAMERMESH E REES, 1993).

³ A taxa de alfabetização também apresenta coeficiente positivo e significativo, mas apenas quando as duas “proxies” para capital humano anteriores não são consideradas.

⁴ Embora argumentem sobre o fator saúde, estes autores acabam negligenciando esta variável em seus modelos.

⁵ Segundo Noronha *et al* (2010, p.271): “*Poor health status causes considerable losses in individual income by decreasing labor productivity, the number of hours worked, and participation in the labor force.*”

⁶ Sachs (2001), argumentando sobre países com condições de saúde precária, revela: “*Among other factors, business investments are very costly in these countries, partly because high rates of disease increase both the turnover of labor and rates of absenteeism and these factors raise training costs.*”

⁷ Sendo assim, este trabalho avança na literatura, uma vez que mensura e compara as abordagens espaciais dos modelos propostos por Solow (1956) e sua versão ampliada MRW (1992), inclusive com a inserção do capital humano desagregado (em educação, educação de qualidade e saúde), para os municípios de Minas Gerais (MG), no período de 1991 a 2000. Além disso, fez uma extensa revisão das *proxies* mais utilizadas para estes modelos na literatura nacional, selecionando às que melhores se adequam aos modelos, com base em critérios estatísticos.

impacto positivo, e de maior magnitude, do capital físico frente ao ensino e saúde. Ademais, encontrou-se um forte efeito “vizinhança” e um *trade-off* entre capital físico e ensino.

O trabalho está subdividido da seguinte forma, além desta introdução: Na seção 2 é realizada uma breve revisão dos trabalhos que analisaram o crescimento econômico brasileiro de forma aplicada. A seção 3 apresenta os métodos formais de estimação dos modelos de Solow (1956) e MRW (1992). A seção 4 descreve a base de dados e a forma que os mesmos foram trabalhados. Na seção 5 foi realizada a análise espacial da variável dependente – variação da renda *per capita* dos municípios “Y”- através das técnicas de Análise Exploratória dos Dados Espaciais - AEDE.⁸ Logo após, na seção 6, foram estimados os modelos com a incorporação de ajustes espaciais. Em sequência, têm-se as considerações finais e referências.

2. Trabalhos Empíricos utilizando modelos de Crescimento

Na literatura brasileira encontram-se diversos trabalhos que buscaram analisar a variação da renda e o crescimento econômico. Alguns autores estimaram modelos para os estados brasileiros e não consideraram questões espaciais como dependência espacial e heterogeneidade espacial, dentre estes, pode-se citar: Ferreira e Ellery Jr. (1996), Azzoni (1997), Pôrto Jr. e Ribeiro (2000), Azzoni *et al* (2001), Dias e Dias (2007), Trompieri Neto *et al* (2008) e Cravo e Soukiasis (2011). Alguns, inclusive, utilizaram uma especificação semelhante à deste artigo: Nakabashi e Salvato (2007) utilizam o modelo MRW (1992) no intuito de testar uma nova *proxy* qualitativa para capital humano nos estados brasileiros. Já Cangussu *et al.* (2010) compararam a especificação de MRW (1992) e a de Mincer visando avaliar os desníveis de renda *per capita* nos estados brasileiros entre 1980-2000. Contudo, ambos os trabalhos ignoram possíveis efeitos espaciais. Os que utilizaram uma abordagem econométrica-espacial, para os estados brasileiros, foram: Magalhães *et al* (2005), Barreto e Almeida (2009) e Silveira Neto e Azzoni (2011). Para os municípios e microrregiões brasileiras, se destacam: Ribeiro e Porto Jr. (2003), que realizaram uma análise da distribuição da renda *per capita* e do crescimento entre os municípios da região nordeste do Brasil. Oliveira *et all* (2007) analisaram o crescimento econômico e a existência de convergência para os municípios do Rio Grande do Sul (RS). Fochezatto e Stulp (2008) também fizeram um trabalho semelhante, porém utilizando um período diferente, para os municípios do RS. Menezes e Azzoni (2006) utilizaram o salário para verificar se existe convergência entre as regiões metropolitanas brasileiras. Além disso, Ferreira e Cruz (2010) e Coelho e Figueiredo (2007) analisaram a convergência e desigualdade de renda considerando todos os municípios brasileiros. Este último buscou determinar qual das hipóteses de convergência (absoluta, condicional ou de clubes) melhor descreve a dinâmica de crescimento para os municípios brasileiros entre 1970 a 2000. Os resultados indicam que as condições iniciais têm grande importância na determinação do crescimento. É importante ressaltar, que nenhum destes trabalhos utilizou variáveis de controle para os efeitos espaciais.

Monastério e Ávila (2004) realizaram uma análise espacial sobre o crescimento econômico das áreas mínimas comparáveis (AMC) do RS. Barreto *et all* (2010) analisaram os efeitos espaciais da variação da renda para os municípios do Ceará. Silva e Resende (2009) utilizam um modelo espacial para comparar os determinantes do crescimento econômico dos municípios mineiros e alagoanos no período de 1991 a 2000. Embora os autores estejam abordando o mesmo período utilizado neste artigo, sua versão não se baseia em nenhum modelo macroeconômico formal e tampouco controla a heterogeneidade espacial. Perobelli *et al* (2007) também implementa um modelo para captar a existência de convergência do PIB para os municípios de MG. Assim como Silva e Resende (2009), não utiliza nenhum modelo

⁸ Segundo Anselin (1999, p.258): “A AEDE é a coleção de técnicas para descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar localidades atípicas, descobrir padrões de associação espacial e sugerir diferentes regimes espaciais e outras formas de instabilidade espacial ou não-estacionariedade espacial”.

macroeconômico formal. Além disso, ignora o efeito de variáveis como capital físico e humano e não controla a heterogeneidade espacial. Maranduba Jr. e Almeida (2009) utilizam dados em painel para verificar os efeitos de políticas regionais e convergência sobre o PIB dos municípios de MG. Porém, utilizou um horizonte temporal curto (1999 a 2004) e, assim como os demais trabalhos citados, não controla a heterogeneidade espacial. Em resumo, estes trabalhos analisaram os efeitos de variações no PIB ou renda de municípios brasileiros corrigindo apenas a dependência espacial. Assim, nenhum dos trabalhos acima utilizou um modelo macroeconômico formal, controlando a autocorrelação e heterogeneidade espacial conjuntamente, para analisar os condicionantes do crescimento dos municípios de MG.

3. O Modelo de MRW (1992) ⁹

Segundo Solow (1956), o produto “Y” depende do progresso tecnológico (A) e de uma função de produção que considera o capital “K” e o trabalho “L”. Assim, usando uma função *Cobb-Douglas* com retornos constantes de escala para explicar o crescimento tem-se que:

$$Y_t = K(t)^\alpha [A(t)L(t)]^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

onde: α e $(1 - \alpha)$ são as elasticidades do produto em relação aos insumos capital físico e trabalho, respectivamente. O número de unidades efetivas de trabalho, $A(t)L(t)$, cresce à taxa $(n+g)$. A razão capital-trabalho no estado estacionário é positivamente relacionada à taxa de poupança e negativamente relacionada ao crescimento populacional.¹⁰ Como no modelo de Solow (1956) assume-se que os fatores são remunerados de acordo com seu produto marginal, pode-se estimar os sinais e as magnitudes dos coeficientes da poupança (s_k) e da depreciação efetiva do capital. Obtém-se que a renda per capita no estado estacionário é dada por:

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (2)$$

Parte da produção (Y) é poupada à taxa constante e exógena s , e o restante consumido. O capital se deprecia a uma taxa constante δ ; a população cresce à taxa n ; a tecnologia a uma taxa constante e exógena g . Caso α seja aproximadamente 1/3, a elasticidade da renda *per capita* em relação à s_k seria de, aproximadamente, 0,5 e a elasticidade em relação à $(n+g+\delta)$, de 0,5.¹¹ MRW estenderam o modelo de Solow incluindo o capital humano (H) na análise.¹²

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (3)$$

onde α e β são as elasticidades do produto em relação aos insumos. A inclusão da variável capital humano reduz o efeito da poupança e do crescimento populacional sobre a renda. O modelo expandido pelos autores foi capaz de explicar 80% da variação da renda per capita entre os países. Formalmente com a inserção do capital humano tem-se:

⁹ A descrição do modelo segue o molde de Salgueiro *et al* (2011) e está bem documentada em Romer (1996).

¹⁰ Nesta formulação (vide equação 1), o progresso tecnológico “A” é do tipo *Harrod Neutral* (aumentador de trabalho). Porém, identificar A como mudança tecnológica, pode não ser apropriado segundo Tavares *et al* (2001). Os autores destacam que este termo também reflete mudanças na forma organizacional de produção ou no esforço do trabalhador. Além disso, a literatura revela que outros fatores também poderiam afetar esta medida de produtividade, tais como: inflação (JARRET *et al*, 1982), grau de abertura econômica (HARRISON, 1996), educação (MILLER *et al*, 2000), desigualdade de renda (KHASNOBIS E BARI, 2000), desenvolvimento do sistema financeiro (EVANS *et al*, 2002), investimentos públicos em infraestrutura (VALLEJOS E VALDIVIA, 2000), qualidade das instituições e políticas governamentais (Infraestrutura social) (HALL E JONES, 1999), dentre outros. Neste caso, o próprio capital humano é um destes componentes geradores de produtividade.

¹¹ Note que, se a depreciação do capital “ δ ” e o avanço tecnológico “ g ” são constantes entre as regiões analisadas, “A” passa a representar a diferença de dotações, clima, instituições e etc. entre as regiões (MRW, 1992). Além disso, no estado estacionário, a razão capital-produto é uma constante e o estoque de capital se expande a taxa $n+g$. Os retornos marginais decrescentes dos fatores de produção implicam na hipótese de convergência no modelo de Solow. Assim, haverá convergência da renda *per capita* para o estado estacionário.

¹² Mankiw, Romer e Weil - MRW (1992) concordam que as variáveis utilizadas por Solow realmente afetam a renda *per capita* (sendo o capital e o trabalho responsáveis por mais da metade deste efeito). Além disso, não negam o efeito da taxa de poupança e crescimento populacional obtidos por Solow. Contudo, a magnitude desses termos parece ter sido subestimada no modelo original.

$$\ln y_t = \ln \left[\frac{Y_t}{L_t} \right] = \ln A_0 + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) \quad (4)$$

onde s_h representa a fração de renda investida em capital humano.

Pela Equação 4, pode-se observar que a renda, no estado estacionário, é diretamente correlacionada ao capital físico e humano e inversamente à taxa de crescimento populacional. Além disso, como a previsão de α continua sendo 1/3, e estima-se que β esteja entre 1/3 e 1/2, a inserção do capital humano tende a aumentar o efeito do capital físico e do crescimento populacional. Por fim, a omissão do capital humano poderia gerar estimadores tendenciosos, uma vez que esta variável está correlacionada à taxa de poupança e ao crescimento populacional. No tocante à convergência, os autores relaxam a hipótese de os países estarem no estado estacionário. Logo, considerando o período de convergência obtém-se:

$$\ln y_t = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln y_0 \quad (5)$$

Sendo: y^* a renda do estado estacionário em unidades efetivas de trabalho e λ a taxa de convergência, onde: $\lambda = (n+g+\delta)(1-\alpha-\beta)$. Substituindo y^* e subtraindo y_0 de ambos os lados:

$$\ln \left(\frac{y_t}{y_0} \right) = (1 - e^{-\lambda t}) \left[-\ln(y_0) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) + \ln A_0 + gt \right] \quad (6)$$

Os autores encontram uma taxa de convergência condicional próxima à de Solow, quando se considera o fator capital humano. As previsões de Solow sobre as diferenças na taxa de retorno e no movimento de capital apontam que os países pobres apresentariam maiores retornos do capital físico e humano. Operacionalmente, o modelo pode ser apresentado como:

$$\ln \left(\frac{y_t}{y_0} \right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n+g+\delta) + \beta_4 \ln(s_h) + \varepsilon \quad (7)$$

onde: y_t é renda per capita real; y_0 a renda per capita real inicial; s_k a fração da renda investida em capital físico e; s_h a fração da renda investida em capital humano.

4. Especificação das Variáveis e Fonte de Dados

O modelo MRW (1992) foi estimado para os municípios de Minas Gerais usando dados *cross-section* para o período de 1991 a 2000. Para tanto, utilizou-se as seguintes variáveis: crescimento da renda *per capita* $\ln(Y_t/Y_{t-1})$, renda *per capita* inicial $\ln(Y_{t-1})$, estoque de capital físico $\ln(K_t)$ e humano $\ln(H_t)$ e o somatório das taxas de crescimento populacional (n), ganho tecnológico (g) e depreciação (δ), $\ln(n+g+\delta)$.¹³

Para Y , usou-se a renda *per capita* das famílias disponível no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, versão 1.0.0, 2003.¹⁴ Quanto às taxas ($n+g+\delta$), considerou-se o valor proposto por MRW (1992, p.413) para g e δ : “We assume that $g+\delta$ is 0.05; reasonable changes in this assumption have little effect on the estimates”. Já o crescimento populacional (n) foi obtido no Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, versão 1.0.0, 2003.¹⁵

No caso de K e H , não existe consenso sobre quais seriam as melhores *proxies* para o modelo quando se utiliza uma desagregação municipal. Segundo Pereira *et al* (2011, p.19): “Muitas variáveis consideradas em análises interestaduais e entre países não estão

¹³ Os modelos deste trabalho foram estimados utilizando a especificação *log-log* que, segundo Wooldridge (2010, p.41-44), permite a existência de relações não lineares entre a variável dependente (y) e as explicativas (x). Além disso, os coeficientes obtidos desta forma são as elasticidades de y em relação à x . Cabe ressaltar também que, quando são utilizados dados espaciais, é recomendável que se trabalhe com variáveis intensivas (e não absolutas). Segundo Anselin (2005), isto evitaria que as variáveis fossem influenciadas pelo tamanho da população ou da área geográfica, diminuindo a probabilidade de se obter correlações espaciais espúrias. Logo, as variáveis: renda (Y), capital físico (K) e humano (H) foram contabilizadas em valores *per capita*.

¹⁴ A renda *per capita* de cada indivíduo é definida como a razão entre a soma da renda de todos os membros da família e o total de integrantes da mesma. Valores expressos em reais de 1º de Agosto de 2000.

¹⁵ A fim evitar valores negativos e possibilitar o uso do Logaritmo Natural sobre ($n+g+\delta$), somou-se 1 ao resultado destas variações.

disponibilizadas de forma desagregada por município.” Assim, vários autores têm utilizado variáveis alternativas que, em tese, poderiam captar o efeito do capital humano e físico.

Para o capital físico (K), as mais utilizadas são: **1.** Consumo de energia elétrica: Cangussu *et al.* (2010), Noronha *et al* (2010), Barreto e Almeida (2009) e Keppe e Nakabashi (2009); **2.** Estoque de capital residencial urbano: Soares (2009) *apud* Figueiredo (2011), Pereira *et al* (2011) e Barros Neto e Nakabashi (2011); **3.** Despesa média de investimento do setor público e variação do capital residencial total: Salgueiro *et al* (2011); **4.** Gastos Públicos e Privados em Capital: Kroth e Dias (2013); **5.** Estoque de capital líquido do IPEADATA: Coelho e Figueiredo (2007); **6.** Fundo de Participação dos Municípios (FPM): Silva *et al* (2008).

As principais críticas relacionadas a estas variáveis são: **1)** O avanço tecnológico poderia diminuir o uso de energia elétrica mesmo sem contrapartida do estoque de capital físico (BARRETO, 2001). **2)** O Estoque Líquido de Capital Privado (ELCP) seria preferível ao estoque de capital residencial (SANTOLIN E FIGUEIREDO, 2010).¹⁶ **3.** Segundo Salgueiro *et al* (2011), o estoque de capital residencial incluiria apenas a parcela privada do capital físico. Logo, propuseram conjugá-lo com o investimento do setor público. **4.** Seguindo esta linha, Kroth e Dias (2013), propuseram utilizar os Gastos Públicos e Privados em Capital. No entanto, esta seria uma variável de fluxo e não de estoque. **5.** O Estoque de capital líquido disponível no IPEADATA é pouco utilizado e precisaria ser convertido em valores atuais (SANTOLIN E FIGUEIREDO, 2010).¹⁷ **6.** O FPM não foi significativo em Silva *et al* (2008).

Com relação ao Capital Humano (H), discute-se quais componentes deveriam ser incorporados nesta variável. Os que defendem a mensuração apenas pela quantidade de educação de cada indivíduo costumam utilizar: **1.** Matrícula Escolar: Barro (1991). **2.** Anos médios de Escolaridade: Solow (1956), Lucas (1988), MRW (1992), Cangussu *et al.* (2010), Coelho e Figueiredo (2007) e Silva e Resende (2009). No entanto, alguns argumentam que a qualidade da educação deveria ser considerada. Neste caso, utiliza-se: **3.** Anos de escolaridade ponderados pelo IDEB, ENEM ou IDH: Soares (2009), *apud* Figueiredo (2011), Penna (2009), *apud* Figueiredo (2011), Nakabashi e Figueiredo (2008) e Barreto e Almeida (2009). **4.** Combinação de anos de estudo, taxa de aprovação discente, percentual de professores com graduação completa e o número de alunos por turma: Nakabashi e Salvato (2007).¹⁸ Há ainda autores que preferem utilizar algum tipo de especificação Minceriana:¹⁹ **5.** Capital Humano (IPEADATA): Pereira *et al* (2011) e Santos *et al* (2012). Por fim, há uma corrente que defende a inclusão das condições de saúde na composição do capital humano. Para estes, o efeito da saúde²⁰ sobre o crescimento pode ser captado pelas seguintes variáveis: **6.** Expectativa de vida: Knowles e Owen (1995); Bloom *et al* (2001); Bhargava *et al* (2001). **7.** Taxas de mortalidade infantil e expectativa de vida aos cinco anos de idade: Barro (1996). **8.** Mortalidade infantil e outras oriundas de complicações no pré-natal: Noronha *et al* (2010).

Novamente, existem críticas com relação a estas variáveis. Segundo Islam (1995), Woessmann (2003) e Nakabashi e Figueiredo (2008), as variáveis quantitativas não captam a

¹⁶ Os próprios autores ressaltam que o último cálculo para o ELCP, realizado pelo IBGE, ocorreu em 1985, o que inviabilizaria sua utilização. Contudo, esta variável apresentou uma correlação de 0.981 com o capital residencial em 1970 e de 0.978, em 1980. Logo, o capital residencial poderia ser uma boa *proxy* para o ELCP municipal.

¹⁷ O que seria complicado, pois não existem boas variáveis para efetuar tal conversão em nível municipal.

¹⁸ Nakabashi e Salvato (2007, p.220), argumentando sobre as diferenças entre seus modelos revelam que é possível utilizar as *proxies* de quantidade e qualidade de ensino conjuntamente (como um índice) ou separadas. “*The difference among them is the human capital proxy. In the first one, it is used years of schooling (h), in the second, it is years of schooling times our index of education quality (h'), and in the third we look at the individual effects of the two proxies (qualitative and quantitative)*”.

¹⁹ O capital humano obtido da proposta de Mincer (1974) é, na realidade, uma medida de salário potencial, onde busca-se mensurar os retornos monetários, para o indivíduo, oriundos de investimentos em educação. Pressupõe-se que indivíduos qualificados são mais produtivos e auferem maiores salários (KROTH E DIAS, 2013).

²⁰ Da mesma forma que o aspecto “qualidade do ensino”, as condições de saúde podem compor o capital humano (cria-se um índice) ou podem aparecer separadas do mesmo.

qualidade do ensino e, muitas vezes, fazem o capital humano ser não significativo. Porém, Figueiredo (2011), após revisar trabalhos aplicados ao Brasil, revela que a mensuração da qualidade do ensino não alteraria significativamente os resultados. Ademais, o uso do IDH geraria endogeneidade.²¹ O mesmo ocorre com o Capital Humano minceriano. Quanto às condições de saúde, defende-se que sua inclusão poderia tornar a educação não significativa (KNOWLES E OWEN, 1995) enquanto sua exclusão poderia supervalorizá-la (HIRVONEN, 2010). Além disso, Santos *et al* (2012) encontraram evidências de causalidade no sentido da saúde para a renda no caso brasileiro. Porém, alguns trabalhos compilados em Mayer *et al* (2000), incluíram a saúde e obtiveram resultados inconclusivos e/ou contrários ao esperado.

Sendo assim, testou-se algumas *proxies* utilizadas na literatura a fim de verificar se há coerência com a teoria proposta por Solow (1956) e MRW (1992). Feito isto, verificou-se qual seria a melhor combinação para compor o modelo MRW. Para tanto, inicialmente estimou-se modelos, com base na especificação tradicional de Solow, considerando as possíveis *proxies* para o capital físico (K). Os resultados da Tabela 1 revelaram que o consumo de energia elétrica industrial *per capita* de 2009 não foi significativo.²² Contudo, quando se considerou o consumo elétrico com base no ano de 2011 (ID 3 e 4) encontrou-se um resultado significativo.²³ No caso destas *proxies*, optou-se por aquela que foi defasada pela PIB industrial (ID 4), conforme os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC)²⁴

Duas outras abordagens utilizando o consumo industrial de energia elétrica *per capita* foram estimadas. A primeira consistiu da divisão do consumo elétrico pelo número de indústrias de cada município (ID 7 a 10). A segunda ponderou este consumo pela participação das indústrias frente ao somatório de estabelecimentos de comércio e serviços (ID 11 a 14). No primeiro caso, nenhuma das variáveis foi significativa. Já no segundo, todas se mostraram significantes e optou-se por ID 14 devido aos critérios de AIC e SC. O estoque de capital residencial *per capita* (ID 5) também foi significativo e apresentou os menores valores AIC e SC dentre as variáveis testadas. Testou-se outras possibilidades relacionadas a esta variável como: O crescimento médio anual do capital residencial (ID 17)²⁵ e sua versão *per capita* (ID 18). Apenas ID 18 foi significativa. Além disso, verificou-se que a média anual de investimento público,²⁶ tanto na versão absoluta (ID 15) quanto *per capita* (ID 16), não é significativa. Este resultado explica o fraco desempenho das *proxies* ID 19 e 20, que nada mais são que combinações lineares²⁷ de ID 15 e 17 e ID 16 e 18 (versão *per capita*), respectivamente. Embora ID 20 tenha sido significativa, ela se mostrou inferior à ID 18,

²¹ O IDH inclui explicitamente a renda. Portanto, o crescimento da renda aumentaria esta *proxy* de forma endógena. Nakabashi e Figueiredo (2008, p.16) alertam para este problema, embora não o tenham tratado.

²² O consumo industrial de energia elétrica municipal é disponibilizado pela CEMIG através dos anuários produzidos pelo SEBRAE-MG (2012). Infelizmente, o primeiro anuário refere-se ao ano de 2009. Desta forma, buscou-se trazer o consumo elétrico de 2009 e 2011 para o ano de 2000 utilizando o crescimento do PIB municipal total ou industrial (disponíveis no IPEADATA, 2012) como taxa de desconto.

²³ Uma explicação refere-se ao número de municípios disponíveis em cada ano. Em 2009, a CEMIG disponibilizou o consumo elétrico de apenas 696 dos 853 municípios de MG. Já em 2011, este número foi 839.

²⁴ Segundo Greene (2000), embora o critério SC penalize a inclusão de variáveis de forma mais intensa que o AIC, não há uma vantagem óbvia que permita definir qual destes é melhor.

²⁵ Valor do capital residencial de 2000 menos o valor de 1991 dividido pelo número de anos do período.

²⁶ Para esta *proxy* utilizou-se a média anual da despesa de capital (investimento municipal) da Secretaria do Tesouro Nacional. Tal média foi calculada após os valores serem convertidos em valores de 1991 com base no IGP-DI/FGV. Tanto este índice quanto a despesa de capital municipal foram obtidos no IPEADATA (2012).

²⁷ O investimento público foi ponderado pela participação média (entre 1991 e 2000) do Estoque líquido de Capital fixo (máquinas e equipamentos) da administração pública nacional frente ao Estoque líquido de Capital fixo total brasileiro (equivalente a 8%). No caso do crescimento do capital residencial, esta participação foi de 92% do total (considerou-se participação média, entre 1991 e 2000, do Estoque líquido de Capital fixo (máquinas e equipamentos) das empresas e famílias frente ao total nacional). Os estoques de capital fixo foram calculados por Morandi e Reis (2004) *apud* IPEADATA (2012).

indicando que a combinação entre ID 16 e 18 piorou a especificação do modelo. Por fim, o fundo de participação municipal *per capita* (ID 6) não foi significativo.

Tabela 1. Definição das melhores *Proxies* para Capital Humano (H) e Físico (K) ²⁸

Passo 1. Seleção das melhores <i>proxies</i> para capital físico (K) com base no modelo de Solow									
ID	(Sinal Esperado: +)	Sinal	p-valor	AIC	SC				
1	Cons. Elét. Ind. <i>per capita</i> .1_Def.PIB	+	0.950	NR	NR				
2	Cons. Elét. Ind. <i>per capita</i> .1_Def.IND.	-	0.999	NR	NR				
3	Cons. Elét. Ind. <i>per capita</i> .2_Def.PIB	+	0.005	-3162.62	-3143.62				
4	Cons. Elét. Ind. <i>per capita</i> .2_Def.IND.	+	0.005	-3162.63	-3143.63				
5	Cap. Residencial <i>per capita</i> .	+	0.000	-3508.73	-3489.74				
6	FPM <i>per capita</i> .	+	0.383	NR	NR				
7	ID 1/N ⁰ Ind.	-	0.570	NR	NR				
8	ID.2/N ⁰ Ind.	-	0.550	NR	NR				
9	ID 3/N ⁰ Ind.	+	0.835	NR	NR				
10	ID.4/N ⁰ Ind.	+	0.817	NR	NR				
11	ID.1* [N ⁰ Ind./ (N ⁰ Com.+Serv.)]	+	0.008	-3161.94	-3142.94				
12	ID 2* [N ⁰ Ind./ (N ⁰ Com.+Serv.)]	+	0.009	-3161.63	-3142.63				
13	ID.3* [N ⁰ Ind./ (N ⁰ Com.+Serv.)]	+	0.000	-3169.16	-3150.17				
14	ID 4* [N ⁰ Ind./ (N ⁰ Com.+Serv.)]	+	0.000	-3169.80	-3150.81				
15	Média Anual de Invest. Púb.	-	0.457	NR	NR				
16	Média Anual de Invest. Púb. <i>per capita</i> .	-	0.983	NR	NR				
17	Cresc. Médio do Cap. Residencial	+	0.730	NR	NR				
18	Cresc. Médio do Cap. Residencial <i>per capita</i> .	+	0.000	-3272.48	-3253.48				
19	[(ID 15* 1,08)*(ID 17 * 1,92) -2]	-	0.879	NR	NR				
20	[(ID 16* 1,08)*(ID 18 * 1,92) -2]	+	0.000	-3170.72	-3151.72				
Passo 2. Seleção da melhor combinação de variáveis (K e H) para o modelo MRW*									
ID	<i>Proxies</i> para Capital Humano - H	K=ID4**		K=ID5		K=ID14***		K=ID18	
		AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
21	Anos de Estudo > 25 anos (média)	-3370.2	-3346.3	-3533.9	-3510.2	-3365.9	-3342.2	-3436.2	-3412.5
22	1+IDH_Educação	NR	NR	-3506.8	-3483.1	NR	NR	-3301.5	-3277.7
23	1+IFDM_Educação	NR	NR	-3525.3	-3501.5	NR	NR	-3348.3	-3324.5
24	1+IDH_Longevidade	NR	NR	-3548.1	-3524.4	NR	NR	-3323.5	-3299.8
25	1+IFDM_Saúde	NR	NR	-3525.0	-3501.3	NR	NR	-3325.1	-3301.4
26	(ID21*ID22)	NR	NR	-3528.3	-3504.5	NR	NR	-3419.1	-3395.4
27	(ID21 *ID23)	NR	NR	-3541.5	-3517.8	NR	NR	-3454.8	-3431.1
28	(ID21 *ID24)	NR	NR	-3546.7	-3522.9	NR	NR	-3457.4	-3433.6
29	(ID21 *ID25)	NR	NR	-3546.3	-3522.6	NR	NR	-3456.2	-3432.5
30	(ID21 *ID22*ID24)	NR	NR	-3538.6	-3514.8	NR	NR	-3437.5	-3413.8
31	(ID21 *ID23*ID25)	NR	NR	-3551.8	-3528.1	NR	NR	-3469.1	-3445.4
Desagregação do Capital Humano (medido pelo ensino com ou sem qualidade) e Saúde									
32	ID 21 e ID 24	NR	NR	-3566.5	-3538.0	NR	NR	-3465.9	-3437.4
33	ID 21 e ID 25	NR	NR	-3544.7	3516.2	NR	NR	-3455.5	-3427.0
34	(ID21 *ID22) e ID24	NR	NR	-3561.0	-3532.5	NR	NR	-3448.5	-3420.0
35	(ID21 *ID23) e ID25	NR	NR	-3550.0	-3521.5	NR	NR	-3468.6	-3440.1

Fonte: Elaboração própria do autor com base nos resultados do SpaceStat.

Notas: NR – Não reportado; * Todas as *proxies* para H obtiveram o sinal esperado (positivo) e apenas ID 22, quando K=ID5, não foi significativa a 5%; ** K=ID4 Tornou-se negativa e significativa quando H=ID 21; *** K=ID14 Tornou-se negativa e não significativa quando H=ID 21.

Este 1º estágio gerou 4 candidatas à *proxy* para K (ID 4, 5, 14 e 18). Logo, o próximo passo foi estimar o modelo MRW considerando K=ID(x), com x = 4, 5, 14 e 18, para cada uma das *proxies* para capital humano (ID 21 a 35)²⁹ e selecionar o melhor modelo com base

²⁸ Conforme mencionado, o consumo industrial de energia elétrica municipal foi obtido no SEBRAE-MG (2012). As demais variáveis da Tabela 1 estão disponíveis no IPEADATA (2012).

²⁹ As *proxies* utilizadas englobam, basicamente, 3 variáveis e suas combinações. São elas: 1) Média de anos de estudo das pessoas com 25 anos ou mais, calculadas pelo IBGE; 2) IDH educação e saúde; 3) IFDM educação e

nos critérios de AIC e SC. A inclusão do capital humano (H) alterou o sinal das *proxies* para capital físico ID 4 e 14. Logo, estas variáveis não são robustas com relação a teoria e foram excluídas da análise. No caso das candidatas à capital humano (H), apenas o IDH educação (ID 22), quando se considerou K=ID 5, não foi significativo. Desta forma, foram selecionados 4 possíveis modelos com base em AIC e SC. Sendo que 2 deles consideram o capital humano (H), como uma variável única que inclui a quantidade e qualidade do ensino³⁰ mais as condições de saúde (medido pelos anos de educação, ponderado pelo IFDM educação e saúde). São eles: a) K=ID5 e H=ID31 e b) K=ID18 e H=ID31. Os outros 2 modelos desagregam o capital humano em quantidade de educação e Saúde [c) K=ID5 e H=ID32] e quantidade de educação ponderada pela qualidade do ensino (anos de educação, ponderado pelo IFDM educação) mais uma *proxy* para saúde (IFDM Saúde) [d) K=ID18 e H=ID35].

Embora os modelos a, b, c e d, da Tabela 2, apresentem significância e sinal esperado para K e H, o modelo “c” obteve o maior R² ajustado e os menores valores para AIC e SC.³¹ Portanto, a *proxy* para capital físico (K) será o estoque de capital residencial (ID5). Já o capital humano será desagregado em 2 componentes, onde o 1º engloba a quantidade de educação (H1), enquanto o 2º (H2) capta condições de saúde (ID32).

Tabela 2. Estimação dos Modelos de Crescimento para os Municípios de MG

Variáveis (1ª é a dependente)	Modelos							
	a) K=ID5 e H=ID31		b) K=ID18 e H=ID31		c) K=ID5 e H=ID32		d) K=ID18 e H=ID35	
$\ln(y_t/y_{t-1})$	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
CONSTANTE	1.574	0.000	1.481	0.000	1.581	0.000	1.464	0.000
$\ln(Y_{t-1})$	-0.137	0.000	-0.109	0.000	-0.142	0.000	-0.111	0.000
$\ln(n+g+\delta)$	0.002	0.873	-0.034	0.016	-0.002	0.868	-0.035	0.014
$\ln(K_t)$	0.190	0.000	0.080	0.000	0.200	0.000	0.079	0.000
$\ln(H1_t)$	0.100	0.000	0.183	0.000	0.075	0.000	0.180	0.000
$\ln(H2_t)$	-	-	-	-	0.043	0.000	0.036	0.000
AIC	-3551.81		-3469.1		-3566.45		-3468.62	
SC	-3528.06		-3445.35		-3537.96		-3440.13	
R ² Ajustado	0.460		0.405		0.470		0.406	
Graus de Liberdade	848		848		847		847	

Fonte: Elaboração própria com base no software SpaceStat.

Além das variáveis Y, (n+g+d), K e H que compõem o modelo MRW (1992), utilizou-se uma matriz de pesos espaciais “W” para capturar a autocorrelação espacial. Segundo Almeida *et all* (2008), a matriz de pesos é a forma de expressar a estrutura espacial dos dados. Na literatura existem diversas opções de matrizes, que vão desde matrizes de contigüidade binária, passando pela determinação dos k vizinhos mais próximos, entre outras, de conectividade mais complexa.³² Definir qual delas será utilizada é um passo importante para a elaboração da AEDE, pois todos os passos subsequentes dependerão desta seleção.³³

saúde. Como foi discutido, o IDH vem sendo utilizado a fim de incluir aspectos qualitativos ao ensino. A novidade aqui seria a exclusão do IDH renda (devido à endogeneidade). Além disso, testou-se o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM), que engloba um número maior de indicadores de educação e saúde quando comparado ao IDH (maiores detalhes em FIRJAN, 2012). Todos os dados estão no sítio do IPEADATA (2012).

³⁰ De acordo com Nakabashi e Figueiredo (2008), vários estudos não encontraram significância entre o capital humano e o crescimento por utilizarem “*proxies*” que não consideram os fatores quantitativos e qualitativos do capital humano. Segundo Khasnobis e Bari (2000), a qualidade do ensino costuma depender do nível de desenvolvimento regional. Logo, considerar somente os anos de estudo não seria ideal pois a contribuição do capital humano poderia ser superestimada (NAKABASHI E FIGUEIREDO, 2008).

³¹ Note que o valor de AIC e SC para os modelos (a), (b), (c) e (d) são os mesmos na Tabela 1 e 2. Além disso, dado que se pretende observar os efeitos relativos das variáveis K e H sobre o crescimento econômico, optou-se por normalizá-las $[X_{norm}^i = (X^i - X^{min.}) / (X^{máx.} - X^{min.})]$. Este procedimento evita que a escala interfira nos resultados e foi também utilizado nas demais estimações deste artigo.

³² Maiores detalhes sobre as matrizes de pesos espaciais em Anselin, 1988.

³³ A definição da matriz espacial utilizada neste trabalho é apresentada na próxima seção.

5. Análise Espacial do Crescimento da Renda *Per Capita* de Minas Gerais

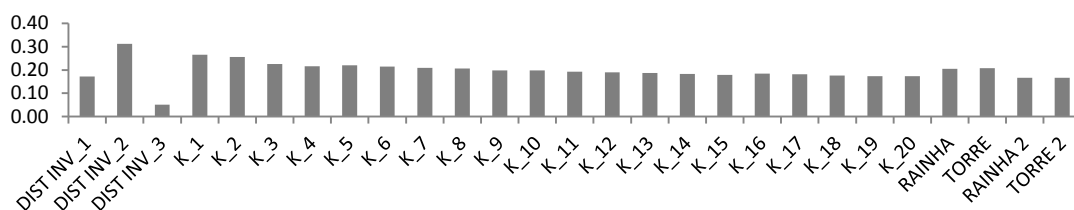
Nesta seção, testou-se a existência de autocorrelação e heterogeneidade espacial na variação da renda *per capita* dos municípios mineiros, $\ln(Y/Y_{t-1})$, entre 1991 e 2000. Para tanto, usou-se os instrumentos de AEDE (Análise Exploratória de Dados Espaciais). Inicialmente foi calculado o índice I de Moran³⁴, para verificar a existência de autocorrelação espacial. Segundo Cliff e Ord (1981), a estatística I de Moran pode ser expressa como:³⁵

$$I_i = (n/S_0)(z_t'Wz_t/z_t'z_t) \quad t = 1, \dots, n \quad (8)$$

Onde z_t é o vetor de n observações para o ano t na forma de desvio em relação à média.³⁶ W é uma matriz de pesos espaciais onde os elementos w_{ii} na diagonal são iguais à zero, enquanto que os elementos w_{ij} indicam a forma como a região i é conectada à região j . S_0 é um escalar igual à soma de todos os elementos de W .³⁷

Visando aumentar o rigor deste teste, diversas matrizes espaciais foram testadas³⁸ buscando identificar qual delas capta a maior autocorrelação sobre $\ln(Y_t/Y_{t-1})$.³⁹ Os resultados do Gráfico 1 indicam que há autocorrelação espacial positiva independente do tipo de matriz utilizada. Logo, parece que o crescimento da renda de um município depende, pelo menos em parte, das características de seus vizinhos. Além disso, a matriz de distância inversa ao quadrado (Dist_Inv_2) parece ser a mais indicada para ser utilizada neste trabalho.

Gráfico1. I de Moran para $\ln(Y/Y_{t-1})$, considerando Diversas Matrizes Espaciais



Fonte: Elaboração própria com base no Software SpaceStat.

Apesar do I de Moran global indicar uma autocorrelação espacial positiva, nada garante que as variáveis utilizadas para explicar a variação da renda irão gerar resultados semelhantes para todos os municípios de Minas Gerais. Características como cultura e localização podem influenciar o impacto destas variáveis. Tal efeito é conhecido como heterogeneidade espacial.⁴⁰ A fim de observar quais regiões contribuíram para a existência de autocorrelação espacial, implementou-se uma medida de autocorrelação espacial local. Segundo Anselin (1995), um “*Local Indicator of Spatial Association (LISA)*” deve satisfazer dois critérios: a) possuir, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais significantes de valores

³⁴ Este índice varia entre -1 e 1.

³⁵ Valores de I maiores do que 1, indicam que há autocorrelação positiva. Neste caso, prevalece o perfil Alto-Alto (AA) e Baixo-Baixo (BB). Ou seja, municípios com elevado crescimento da renda, tendem ter vizinhos que também obtiveram crescimento elevado (AA). O inverso vale para aqueles que crescem pouco (BB). No caso de autocorrelação espacial negativa, prevalecem associações do tipo Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

³⁶ No caso deste artigo, $z_t = \ln(Y/Y_{t-1})$. Ou seja, representa a variação da Renda *per capita* dos municípios.

³⁷ Quando a matriz de pesos espaciais é normalizada na linha, isto é, quando os elementos de cada linha somam um, a expressão (8) fica expressa da seguinte forma: $I_i = [(z_t'Wz_t)/(z_t'z_t)]$, com $t = 1, \dots, n$.

³⁸ Testou-se matrizes de K vizinhos mais próximos (onde $K=1, \dots, 20$), matrizes de contigüidade convencionais Rainha e Torre e suas versões para os vizinhos de 2ª ordem (Rainha2 e Torre2) e matrizes de distância inversa, distância inversa ao quadrado e distância inversa ao cubo. Respectivamente, Dist_inv 1, 2 e 3.

³⁹ Tal procedimento para seleção da matriz de pesos espaciais está baseado em Baumont (2004, p.13) e vem sendo utilizado por diversos autores (OLIVEIRA *et al.*, 2011; CARVALHO E ALMEIDA, 2010; MARANDUBA JR. E ALMEIDA, 2009).

⁴⁰ O conceito de heterogeneidade espacial está relacionado com a idéia de instabilidade do comportamento econômico no espaço. Logo, pode haver características intrínsecas a cada região ou agrupamento espacial que afetam os processos econômicos (LE GALLO E ERTUR, 2003; ANSELIN, 1988; ANSELIN E BERA, 1998).

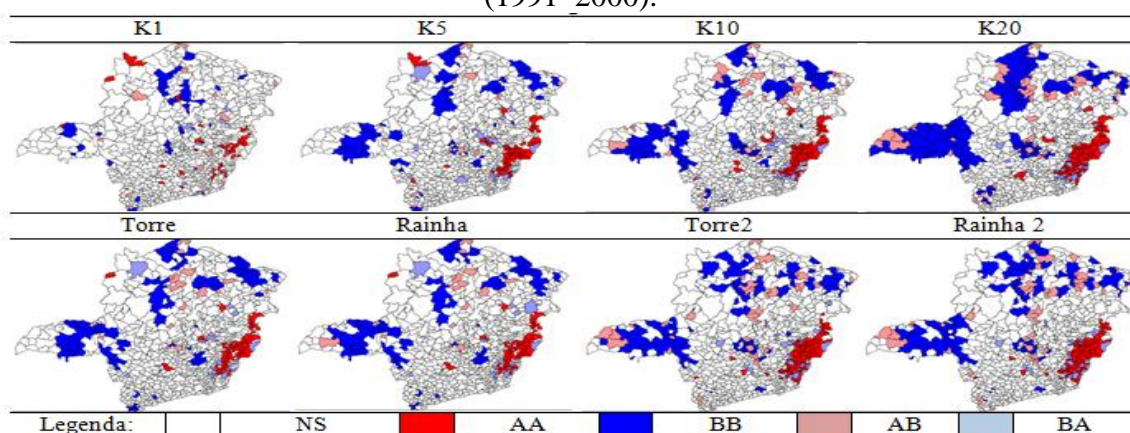
similares em torno da observação (*e.g.* região) e b) o somatório dos LISAs, para todas as regiões, deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. Segundo Le Gallo e Ertur (2003), a estatística LISA, baseada no *I* de Moran local, é: ⁴¹

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_o} \sum_j w_{i,j} (x_{i,j} - \mu_t), \text{ com } m_o = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)^2}{n} \quad (9)$$

Onde: $x_{i,t}$ é a 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. ⁴²

De acordo com Anselin (1995), a estatística LISA avalia a hipótese nula de ausência de associação espacial local. ⁴³ Como os Mapas de *Clusters*, calculados na Figura 1, revelam a existência de grupos de municípios com características próprias, rejeita-se a hipótese de que Minas Gerais seja espacialmente homogêneo.

Figura 1. Mapa de Cluster para Crescimento de renda *per capita*, para os municípios de MG (1991–2000).



Fonte: Elaboração dos autores com base no Software GEODA.

Nota: NS = não significativa a um nível de significância de 5%.

De acordo com a Figura 1, existem alguns *clusters* de municípios AA (em vermelho), próximos à divisa de Minas Gerais com o Espírito Santo, que talvez mereçam um estudo de fronteira a fim de verificar se existe um cluster AA inter-estadual que poderia melhor explicar o crescimento dos municípios mineiros. Além disso, existem grupos de municípios BB (em azul) concentrados na região norte e nordeste do estado, próximo à divisa com a Bahia. Outra concentração de Municípios BB pode ser visualizada no Oeste do estado, na região do Triângulo Mineiro e Alto Parnaíba, incluindo, principalmente, as microregiões de Frutal, Uberaba e Uberlândia. Logo, esta seção revelou que há auto-correlação espacial envolvendo o crescimento da renda *per capita* dos municípios de Minas Gerais (MG), tanto através da análise global quanto local. Ademais, a análise local indicou que há heterogeneidade espacial em MG. Ambos os efeitos espaciais, se não tratados, podem induzir a estimativas inconsistentes e/ou ineficientes (ANSELIN, 1988; ANSELIN E BERA, 1998).

6. Modelos e Análise de Resultados

⁴¹ Outras estatísticas do tipo LISA, menos usadas, são o "c de Geary" local e o "Gama Local" (ANSELIN, 1995).

⁴² O coeficiente desta estatística pode ser interpretado de forma semelhante ao *I* de Moran global.

⁴³ A distribuição marginal da estatística LISA é de difícil apuração e requer que se trabalhe com resultados assintóticos. Logo, a alternativa é a utilização de uma aleatorização condicional ou uma permutação que permita auferir pseudoníveis de significância. 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, utilizou-se a análise de Bonferroni.

Os modelos estimados neste trabalho podem ser especificados da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_2 \ln(n + g + \delta) + \beta_3 \ln(k_t) + \beta_4 \ln(h_t^a) + \beta_5 \ln(h_t^b) + \beta_6 W_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_7 W_1 \ln(n + g + \delta) + \beta_8 W_1 \ln(k_t) + \beta_9 W_1 \ln(h_t^a) + \beta_{10} W_1 \ln(h_t^b) + \rho W_1 \ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) + u, \quad \text{com} \quad u = \lambda W_2 u + \varepsilon \quad \varepsilon \sim (0, \Omega) \quad (10)$$

Onde: β_0 é a constante e β_i são coeficientes que acompanham as variáveis explicativas. Sendo que $i=1, \dots, 5$, referem-se ao modelo MRW e $i=6, \dots, 10$ representam estas variáveis defasadas espacialmente. ρ é o coeficiente associado a variável dependente defasada espacialmente. Logo, $\rho \neq 0$ sugere a existência de autocorrelação espacial. u é um termo de erro espacial autoregressivo. Assim, $\lambda \neq 0$ indica que os erros são espacialmente correlacionados. Por fim, ε é um termo de erro normalmente distribuído e W_1 e W_2 são as matrizes de pesos espaciais utilizadas.⁴⁴ Em resumo, tem-se os seguintes modelos oriundos de Equação 10:

➤ *Modelos sem componente espacial:*

- 1) Solow (1956): $\rho = \lambda = \beta_i = 0$; com $i=4, \dots, 10$;
- 2) MRW (1992) com 1 *proxy* para H: $\rho = \lambda = \beta_i = 0$; com $i=5, \dots, 10$;
- 3) MRW (1992) com 2 *proxies* para H: $\rho = \lambda = \beta_i = 0$; com $i=6, \dots, 10$.

➤ *Modelos espaciais* (partindo do modelo sem componente espacial N^o 3):

- 1) Regressivo Cruzado (Modelo de transbordamento): $\beta_i \neq 0$; com $i=6, \dots, 10$;⁴⁵
- 2) Erro: $\lambda \neq 0$;⁴⁶
- 3) Defasagem: $\rho \neq 0$;⁴⁷
- 4) Defasagem e Erro: $\rho \neq 0$ e $\lambda \neq 0$;⁴⁸
- 5) Regressivo cruzado com erro: $\lambda \neq 0$ e $\beta_i \neq 0$; com $i=6, \dots, 10$;
- 6) *Durbin* (Transbordamento com defasagem): $\rho \neq 0$ e $\beta_i \neq 0$; com $i=6, \dots, 10$;
- 7) Cruzado com defasagem e erro: $\lambda \neq 0$, $\rho \neq 0$ e $\beta_i \neq 0$; com $i=6, \dots, 10$.

Inicialmente estimou-se o modelo de Solow (1956), MWR (1992) e MRW (1992) regressivo cruzado através dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com a finalidade de obter o modelo mais ajustado. Ademais, a estimação por MQO permite a testar a hipótese de autocorrelação espacial associada à variável dependente ($\rho \neq 0$) defasada ou ao erro ($\lambda \neq 0$).

A fim de definir a melhor especificação a ser estimada, pode-se seguir o procedimento de Florax, Folmer e Rey (2003), que consiste em: 1) Estimar o modelo via MQO; 2) Testar a ausência de autocorrelação espacial através do multiplicador de Lagrange para defasagem (ML ρ) e erro (ML λ) espacial; 3) Caso ambos os testes não sejam significativos, a estimação via MQO é adequada; 4) Caso ambos sejam significativos, estima-se o modelo mais significativo de acordo com as versões robustas dos testes. Assim, se (MLR ρ) > (MLR λ) opta-se pelo modelo de defasagem.⁴⁹ Caso contrário, estima-se o de erro.⁵⁰

⁴⁴ Respectivamente, matriz de distância inversa ao quadrado (Inv_2) e K=1 vizinho mais próximo (K_1).

⁴⁵ Rey e Montouri (1999) argumentam que este modelo pode ser estimado por MQO. Além disso, a ausência de um termo defasado espacialmente gera um impacto local e pode provocar viés nos coeficientes estimados.

⁴⁶ Quando $\lambda \neq 0$, um choque ocorrido em uma região se espalha não só para os seus vizinhos e sim por todas as outras unidades (alcance global). Esse tipo de dependência espacial pode ser resultante de variáveis omitidas, que não são aleatoriamente distribuídos através do espaço, e pode produzir estimativas ineficientes.

⁴⁷ Neste caso, a variável dependente espacialmente defasada é introduzida como variável exógena no modelo e pode ser entendida como a média de crescimento das regiões vizinhas. Este tipo de dependência tem alcance global (ANSELIN E BERA, 1998, p.246) e pode gerar estimativas inconsistentes.

⁴⁸ Desenvolvido por Kelejian e Prucha (1998) e utilizado por Carvalho (2008) e Carvalho e Almeida (2010), este modelo se vale de 2 matrizes de pesos espaciais (W_1 e W_2) para controlar a auto-correlação no Erro e na Defasagem conjuntamente. Desconsiderar estes efeitos poderia gerar estimativas inconsistentes e ineficientes.

⁴⁹ O termo ρWY tende a ser correlacionada com o termo de erro (endógeno). O fato é que variações na renda de um município influenciam a renda de seus vizinhos, que por sua vez afetam a renda deste município. Visando contornar esta questão, utilizou-se o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) considerando, como instrumento, as variáveis explicativas e suas respectivas defasagens espaciais, que, a princípio, possuem

Os resultados da Tabela 3 indicam que o modelo (2), MRW com inserção das condições de saúde, foi superior ao (1), Solow, em todos os testes de qualidade (AIC, SC e R^2 ajustado). No entanto, como o *I de Moran* calculado sobre os resíduos destes modelos, indica a existência de autocorrelação espacial, estimou-se um modelo de transbordamento, com a inclusão das variáveis explicativas defasadas espacialmente (3). Embora este modelo tenha se mostrado superior aos dois anteriores (segundo os mesmos critérios de qualidade) ele é capaz de controlar apenas parte da autocorrelação espacial [*I de Moran* reduz de 0.41 (Solow) e 0.39 (MRW), para 0.28]. Além disso, os multiplicadores de Lagrange deste modelo não descartam a presença de autocorrelação espacial associada (principalmente) ao erro e (em menor escala) à defasagem (este último, só é aceito ao considerar o multiplicador robusto - MLR).⁵¹

Logo, estimou-se o modelo de transbordamento com erro (4), com defasagem (5) e defasagem com erro (6). O modelo (4) poderia ser estimado pelo método da máxima verossimilhança, no caso de erros com distribuição normal. Como o teste de Jarque-Bera da Tabela 3 rejeita esta hipótese, optou-se pelo método generalizado dos momentos – MGM, que segundo Kelejian e Prucha (1999), prescinde da hipótese de normalidade dos erros.⁵² Para controlar a heterocedasticidade utilizou-se especificação para correção do erro heterocedástico na forma de grupos.⁵³ No caso do modelo (5), a inclusão da variável dependente defasada espacialmente (W_Y_t) traz consigo o problema da endogeneidade. Logo, o modelo de defasagem espacial foi estimado pelo método de MQ2E, utilizando os instrumentos recomendados por Kelejian e Prucha (1998). Além disso, usou-se a matriz de variância-covariância consistente de White para acomodar a heterocedasticidade.⁵⁴ Por fim, o modelo (6) foi estimado pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios espacial generalizado (MQ2EEG), proposto por Kelejian e Prucha (1998). Para atenuar os erros heterocedásticos, utilizou-se a mesma especificação (na forma de grupos) do modelo de erro espacial.⁵⁵

Os resultados mostram que, mesmo estes modelos, não foram capazes de eliminar os efeitos especiais (em alguns casos até pioraram este efeito). Além disso, os testes de qualidade revelaram que apenas o modelo de transbordamento com erro (4) apresentava ajustamento próximo ao do modelo (3). Todavia, nenhum dos dois foi capaz de acomodar totalmente a autocorrelação espacial. Isto pode estar associado à não normalidade dos resíduos (verificada

alta correlação com a variável dependente e não possuem correlação com o termo de erro (KELEJIAN e PRUCHA, 1998). Oliveira *et al* (2011, p.720) também se valem destes instrumentos.

⁵⁰ É importante ressaltar que, o modelo MRW regressivo cruzado também foi considerado neste trabalho. Além disso, optou-se por estimar um modelo de defasagem com erro espacial caso os multiplicadores robustos para estes dois processos de autocorrelação espacial sejam significativos. Espera-se que desta forma sejam produzidos resultados mais robustos em termos de controle da autocorrelação espacial.

⁵¹ O modelo de erro espacial é criticado por permitir que o pesquisador omita variáveis relevantes ao invés de buscar entendê-las. Um Exemplo clássico é discutido por Barro e Sala-I-Martin (1999, cap.11). Segundo estes, a proximidade facilita a mobilidade dos fatores de produção e, portanto, o efeito da migração deveria ser considerado. Lucas (1988) revela que a proximidade gera um efeito *spillover*, pois permite que todos se beneficiem do conhecimento médio. Logo, o modelo de erro estaria captando estes efeitos sem explicá-los. Além disso, como aglomerações reduzem os custos de transporte, o modelo estaria capturando este ganho de escala. Embora tais argumentos sejam válidos, este artigo visa eliminar o efeito do viés espacial sobre as variáveis do modelo MRW (1992). Logo, o modelo de erro espacial cumpre seu objetivo.

⁵² Segundo Almeida. (2006), neste método, o parâmetro espacial estimado é um termo de distúrbio (*nuisance*) e não apresenta nível de significância. Contudo, a correção da autocorrelação espacial nos resíduos aumenta a eficiência das estimativas. Bell e Bockstael (2000), Lee (2007), Carvalho e Almeida (2010) e Oliveira *et al* (2011) são exemplos de autores que usaram este método para lidar com erros não normais.

⁵³ Os grupos correspondem às 12 mesoregiões de Minas Gerais, que, a princípio poderiam apresentar dinâmicas de crescimento diferentes entre si (heterogeneidade espacial). Esta técnica permite “suavizar” a heterogeneidade espacial atenuando os erros heterocedásticos. Almeida *et al* (2008) também utilizaram esta técnica.

⁵⁴ A matriz de White também é utilizada por Maranduba Jr. e Almeida (2009) e Oliveira *et al* (2011).

⁵⁵ Este método foi discutido e estimado por Tran (2011) e é capaz de controlar a defasagem e o erro espacial conjuntamente. No contexto nacional, tem-se os trabalhos de Montenegro (2008) e Carvalho (2008).

através do teste de Jarque-Bera). Segundo Maranduba Jr. e Almeida (2009, p.595), a ausência de normalidade dos erros pode ser corrigida através do mapeamento dos resíduos da regressão.⁵⁶ Assim, é possível detectar os erros discrepantes (*outliers*) e utilizar *dummies* para captar este efeito.⁵⁷ Assim, buscou-se corrigir este problema para as especificações 3 e 4.

A inclusão das *dummies* (D_máx e D_mín),⁵⁸ de fato, corrigiu a não normalidade dos erros. Além disso, há uma melhora nos testes de qualidade das regressões e uma nova parcela da autocorrelação é controlada (*I de Moran* diminui de 0.28 e 0.39, nos modelos 3 e 4 respectivamente, para 0.20 e 0.32). Os resultados indicam que o modelo (3.1) foi superior, tanto pelos testes de qualidade quanto pelo controle dado à autocorrelação espacial. Contudo, o teste de Breusch-Pagan ainda rejeita a hipótese de homocedasticidade. Logo, utilizou-se a matriz de variância e covariância robusta de White para acomodar este efeito. Assim, os resultados indicam que a única variável não significativa no modelo foi $\ln(n+g+\delta)$.

Existem duas diferenças importantes entre o modelo original de MRW (1992) e sua versão estimada neste artigo que poderiam explicar os resultados obtidos para $\ln(n+g+\delta)$. A primeira refere-se à escala geográfica (municípios *versus* países) e a segunda ao período analisado (1991 a 2000 *versus* 1960 a 1985). Na versão de MRW (1992), os custos de transporte da época somados à dificuldade burocrática, financeira e social de mudar para outro país, praticamente inviabilizavam a migração.⁵⁹ Portanto, a variável "n" indicava basicamente a diferença entre os indivíduos que nasciam e morriam. Sendo assim, um crescimento acelerado de n reduzia a renda *per capita*, uma vez que mais pessoas precisariam dividir o montante produzido (PIB). No atual artigo, a decisão de migrar é muito menos onerosa e o próprio crescimento da renda, de uma determinada região, poderia atrair habitantes de localidades vizinhas, o que tornaria o efeito de "n" não só ambíguo como endógeno. Quanto às demais variáveis de (3.1), pode-se destacar que a constante obteve o maior coeficiente dentre as variáveis.⁶⁰ O capital físico [$\ln(K_t)$], Humano [$\ln(H1_t)$] e as condições de saúde [$\ln(H2_t)$] são positivamente correlacionadas ao crescimento dos municípios e a magnitude destes coeficientes (lembrando que estas variáveis foram normalizadas, o que possibilita este tipo de argumentação), sugere que variações nestas variáveis causem impactos sobre o crescimento da seguinte forma: $\ln(K_t) > \ln(H1_t) > \ln(H2_t)$.

Quando se considera o efeito transbordamento destas variáveis, percebe-se que apenas as condições de saúde [$W_ \ln(H2_t)$] geram efeitos positivos sobre o crescimento. Logo, parece que a melhora no nível de saúde dos vizinhos de um município "i", favorece o crescimento deste município. Este efeito pode ser oriundo da facilidade de migração entre os municípios. Logo, o município "i" poderia utilizar a mão-de-obra mais saudável da vizinhança para realizar trabalhos com maior eficiência, aumentando a produtividade neste município.

Note que o capital físico (K) e o humano, mensurado pela quantidade e qualidade do ensino, (H1), tem maior dificuldade de migrar quando comparados ao trabalhador saudável (H2). Logo, se os vizinhos de "i" aumentarem seus estoques de capital físico, é possível que a melhora relativa da infra-estrutura desvie parte dos investimentos que seriam destinados ao município "i". Isto explicaria o sinal negativo encontrado em $W_ \ln(K_t)$ e $W_ \ln(H1_t)$.

⁵⁶ Tal método também foi utilizado por Oliveira *et al* (2011).

⁵⁷ Utilizou-se o método *Box Plot*, com *hinge* = 1.5, através do software GEODA, para detectar os *outliers*.

⁵⁸ Em anexo, na Tabela 1.A, é possível verificar quais foram os *outliers* superiores e inferiores para cada modelo.

⁵⁹ Na abordagem da teoria do capital humano, a migração é uma escolha racional tomada a partir da comparação entre o fluxo de benefícios esperado e os custos financeiros e/ou psicológicos associados à mobilidade regional (SJAASTAD, 1962). Este custo-benefício é afetado por fatores, como: condições econômicas regionais (*e.g.*: diferenciais de salários, oportunidades de emprego, custo de vida) e custos da migração (sendo estes positivamente correlacionados à distância do local de origem e destino). Características individuais (*e.g.* idade, sexo, estado civil, etc) também costumam afetar a decisão de migrar. (MASSAY, 1990; BORJAS, 1987 e 2001).

⁶⁰ Resultado semelhante é obtido por diversos autores, inclusive MRW (1992).

O fato de $W_Ln(n+g+\delta)$ ter apresentado valor positivo parece corroborar com esta tese. Como se trata de uma variável com possibilidade de migração, o crescimento populacional de um município “i” poderia favorecer o crescimento em “j”, uma vez que poderia fornecer os trabalhadores necessários ao crescimento deste município. Além disso, o sinal negativo associado à $Ln(Y_{t-1})$, encontrado em todos os modelos, indica uma tendência de convergência da renda *per capita* dos municípios de MG. Na realidade, $Ln(Y_{t-1})$ representa apenas o impacto direto da renda inicial. Logo, para obter a convergência correta, deve-se considerar também o efeito indireto, $W_Ln(Y_{t-1})$. Desta forma, é possível calcular a velocidade de convergência, de acordo com a derivação do modelo de Barro e Sala-i-Martin (1992), *apud* Rey e Montouri (1999) e verificar se os resultados obtidos estão em conformidade com a literatura. Outra forma de analisar a velocidade de convergência (θ) refere-se ao conceito de meia-vida, que mede o tempo necessário, avaliado em anos, para que as desigualdades regionais associadas à renda sejam reduzidas pela metade.⁶¹

A velocidade de convergência, obtida nos modelos da Tabela 3, oscilou entre 1.03% e 2.37%, valores próximos aos observados na literatura.⁶² Vale destacar que, mais uma vez, o melhor modelo estimado (3.1) captura apenas uma parte da autocorrelação espacial. A dificuldade em se controlar este efeito não é uma peculiaridade única deste artigo. Grande parte dos trabalhos nem mesmo verifica se a autocorrelação espacial nos resíduos foi de fato removida após a estimação. O fato é que, mesmo utilizando modelos espaciais, alguns autores conseguem apenas atenuar este efeito, sem controlá-lo em sua totalidade.⁶³ No entanto, ainda existe uma questão, não trabalhada até agora, que poderia solucionar este problema. Refere-se à heterogeneidade espacial. Conforme mencionado anteriormente, este efeito propicia a formação de *clusters* espaciais que contribuem para a existência de autocorrelação espacial.

O passo seguinte consiste em incorporar a heterogeneidade espacial (instabilidade estrutural) manifestada nos β parâmetros.⁶⁴ Para isso, utilizou-se uma variável categórica para identificar regimes espaciais.⁶⁵ Segundo Anselin (1990), a estabilidade estrutural do modelo de regimes espaciais pode ser testada via teste de Chow espacial, que compara a soma dos quadrados dos resíduos da regressão que apresenta coeficientes globais para o conjunto de dados (modelo restrito - R) com a soma dos quadrados dos resíduos da regressão que utiliza coeficientes distintos para os subconjuntos dos dados (modelo irrestrito - IR). Formalmente:

$$Chow = \left\{ \left[(\varepsilon'_R \varepsilon_R - \varepsilon'_{IR} \varepsilon_{IR}) / k \right] [1 / (n - 2k)] \right\} \sim F_{k, n-2k} \quad (11)$$

Onde se testa H_0 : Há estabilidade estrutural conjunta dos coeficientes da regressão.

⁶¹ Segundo os autores, a taxa de convergência (θ) é dada pela equação: $\theta = [\ln (IMT - 1) / -t]$. Em que IMT é Impacto Marginal Total da renda inicial, $\{\beta[Ln(Y_{t-1})] + \beta[W_Ln(Y_{t-1})]\}$; t é o número de anos no período. Portanto, θ mede a taxa de convergência anual. Já o cálculo do tempo de meia-vida é: $MV = [(\ln(2)) / \theta]$.

⁶² Diversos autores têm encontrado velocidades de convergência em torno de 2% a.a. (BARRO e LEE, 1994; SALA-I-MARTIN, 1995; DURLAUF e JOHNSON, 1995, RIVERA-BATIZ, 1993, SHIOJI, 1993). Na literatura nacional não tem sido diferente. Monastério e Ávila (2004) encontraram velocidades de convergência absoluta (incondicional) oscilando entre 1% e 1.3% para 58 áreas comparáveis do Rio Grande do Sul entre 1939 e 2001. Barreto e Almeida (2009) estimaram um período de meia-vida de 43.18 anos (equivalente a uma velocidade de convergência de 1,6%), para os municípios do Ceará, entre 1996 e 2003. A exceção ocorreu em Perobelli *et al* (2007), onde foi encontrada uma velocidade de convergência absoluta de 7.5% a.a. para os municípios de MG, entre 1975 e 2003. Para Canova e Marcet (1999), esses resultados indicam que, uma vez controladas as principais características das regiões, existe uma tendência de diminuição das diferenças de renda regionais.

⁶³ Exemplo disto pode ser visualizado em Oliveira *et al* (2011).

⁶⁴ A heterogeneidade espacial pode ser tratada pela adaptação espacial da proposta de Quantd (1958). Nesse caso, assume-se que o sistema siga dois ou mais regimes no espaço. Cada regime espacial representa a resposta ao fenômeno em estudo de um subconjunto dos dados, definidos por um critério geográfico. Assim, os coeficientes (tanto intercepto quanto inclinação) podem variar conforme o regime espacial (ALMEIDA, 2012).

⁶⁵ Trata-se de uma variável discreta que assume os valores 1,2,..., m .

Tabela 3. Estimação dos Modelos de Crescimento para os Municípios de MG

Variáveis	Variável dependente: W_ln(Y _t /Y _{t-1})							Notas:
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(3.1)	
CONSTANTE	1.543***	1.581***	1.590***	1.607***	1.727***	0.021***	1.569***	1.590***
Ln(Y _{t-1})	-0.125***	-0.142***	-0.150***	-0.154***	-0.151***	-0.192***	-0.144***	-0.149***
Ln(n+g+δ)	-0.002	-0.002	0.019	0.016	0.018	0.039***	0.011	0.011
Ln(K _t)	0.252***	0.200***	0.228***	0.221***	0.244***	0.180***	0.217***	0.217***
Ln(H1 _t)	-	0.075***	0.085***	0.096***	0.070***	0.194***	0.082***	0.092***
Ln(H2 _t)	-	0.043***	0.039***	0.040***	0.040***	0.012*	0.043***	0.042***
W_ln(Y _{t-1})	-	-	0.043***	0.051**	0.052***	0.012	0.032**	0.038**
W_ln(n+g+δ)	-	-	0.112*	-0.087	0.157**	0.043	0.107*	-0.069
W_ln(K _t)	-	-	-0.384***	0.081	-0.448***	-0.153	-0.349***	-0.033
W_ln(H1 _t)	-	-	-0.268**	-0.558***	-0.319**	-0.064	-0.213*	-0.395***
W_ln(H2 _t)	-	-	0.198***	0.170***	0.218***	0.070**	0.202***	0.188***
W_ln(Y _t /Y _{t-1})	-	-	-	-	-0.122***	-0.174	-	-
W_u	-	-	-	1.334***	-	0.989***	-	1.073***
D_máx.	-	-	-	-	-	-	0.095***	0.089***
D_mín.	-	-	-	-	-	-	-0.082***	-0.067***
Vel. Conv. Direta	1.48%	1.70%	1.81%	1.86%	1.61%	2.37%	1.73%	1.79%
Vel. Conv. Total	1.48%	1.70%	1.26%	1.21%	1.03%	2.37%	1.32%	1.31%
Meia-Vida (anos)	46.7	40.7	55.1	57.4	67.5	29.3	52.5	53.0
Testes de normalidade (a) e homocedasticidade dos resíduos (b, c, d)								
a.Jarque-Bera	67.9***	94.6***	100.3***	-	-	-	1.4	-
b.Koenker-Bassett	27.5***	27.8***	29.3***	-	-	-	-	-
c.White	74.1***	83.5***	132.2***	-	-	-	-	-
d. Breusch-Pagan	-	-	-	-	-	-	24.8**	-
Testes de autocorrelação Espacial								
I de Moran (resíd.)	0.413***	0.390***	0.276***	0.394***	0.354***	-0.268***	0.205***	0.318***
ML - Erro	125.4***	111.9***	55.9***	-	36.6***	31.1***	30.9***	-
MLR - Erro	127.0***	113.6***	60.1***	-	-	-	33.7***	-
ML – Defasagem	3.6*	5.3**	0.5	0.1	-	-	0.1	0.1
MLR - Defasagem	5.2**	7.0**	4.7**	-	-	-	2.8*	-
Testes de qualidade dos modelos								
AIC	-3508.7	-3566.5	-3607.7	-3584.7	-3539.6	-3541.0	-3798.4	-3785.1
SC	-3489.7	-3538.0	-3555.5	-3527.8	-3482.6	-3479.3	-3736.6	-3718.6
R ² Ajustado	0.432	0.470	0.498	0.485	0.457	0.459	0.600	0.594

1. *p*-valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01.

2. Os modelos descritos são: (1) Solow (1956); (2) MRW (1992), com inclusão de “saúde”; (3) Modelo 2 com transbordamentos (modelo regressivo cruzado espacial); (4) Modelo 3 com Erro auto-regressivo (modelo cruzado espacial com erro); (5) Modelo 3 com Defasagem espacial (Modelo de Durbin espacial); (6) Modelo 3 com Defasagem espacial e erro auto-regressivo (Modelo cruzado com Defasagem e Erro).

3. (1), (2), (3) e (3.1) foram estimados por MQO robusto. Para (4) e (4.1), utilizou-se o método generalizado dos momentos MGM de Kelejian e Prucha (1999) que prescinde da hipótese de normalidade dos erros. Já (5) foi obtida via MQ2E, utilizando os instrumentos recomendados por Kelejian e Prucha (1998). O modelo (6) foi estimado pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios espacial generalizado (MQ2EEG), proposto por Kelejian e Prucha (1998).

4. Para acomodar a heterocedasticidade, utilizou-se uma especificação robusta baseada na matriz de variância-covariância consistente de White para (1), (2), (3), (3.1) (5) e (6). No caso de (4) e (4.1) utilizou-se especificação para correção do erro heterocedástico na forma de grupos (mesoregiões de MG).

5. Os testes estão baseados nas versões não robustas dos modelos.

6. D_máx e D_mín são *outliers* (superiores e inferiores) dos erros das regressões 3 e 4 (detectados via AEDE).

Fonte: Elaboração dos autores com base nos resultados obtidos através do *software* SpaceStat.

Logo, foram selecionados 12 grupos, referentes às mesoregiões de MG, visando “suavizar” a heterogeneidade espacial. A idéia é verificar se existem respostas distintas dependendo do subconjunto de dados. Os modelos de transbordamento espacial com mudança estrutural nos parâmetros, definida pelos regimes espaciais, são apresentados na Tabela 4.⁶⁶

Inicialmente, verifica-se através do teste de Koenker-Bassett que o modelo estimado por MQO, considerando os 853 municípios de Minas Gerais, apresenta heterocedasticidade. Logo, deve-se utilizar a versão robusta do MQO, com a inclusão de matriz de White, para analisar a significância dos testes de Estabilidade dos β Individuais. Além disso, o teste de Chow rejeita amplamente a hipótese nula, H_0 . Logo, há indícios de instabilidade estrutural (coeficientes variam significativamente entre as mesoregiões) e o modelo de regimes é recomendável. Embora o modelo tenha diminuído ainda mais a autocorrelação (*I de Moran* diminui de 0.20, no modelo 3.1 da Tabela 3, para 0.19) ele ainda não foi capaz de eliminá-la. Como o teste Jarque-Bera indicou que os erros não são normais, utilizou-se o mesmo procedimento de mapeamento dos resíduos utilizado nos modelos 3.1 e 4.1. No entanto, ao invés de utilizar *dummies*, tais municípios foram excluídos da amostra.⁶⁷ Os resultados estão dispostos no modelo sem *outliers* da Tabela 4. Nota-se que, mais uma vez, o procedimento conseguiu contornar o problema de não normalidade dos resíduos. Além disso, o *I de Moran* produzido por esta regressão foi não significativo, indicando que a autocorrelação foi controlada. Como o teste de Breusch-Pagan ainda acusa alguma heterocedasticidade no modelo, deve-se analisar os resultados da versão robusta. Os testes sobre os coeficientes individuais indicam que apenas $\ln(H2_t)$, $W_Ln(Y_{t-1})$ e $W_Ln(H1_t)$ são estáveis (homogêneas) entre as mesoregiões. Ou seja, seus coeficientes não apresentam variação significativa no espaço.⁶⁸ Para todas as demais variáveis há uma significativa diferença entre os coeficientes.⁶⁹

Em especial, o fato de $\ln(Y_{t-1})$ ter apresentado valor de teste bastante significativo (TABELA 4), indica que o coeficiente desta variável não é homogêneo entre as regiões e, portanto, existem clubes de convergência em Minas Gerais que são determinados pelo posicionamento geográfico.⁷⁰ Note que o modelo com regimes espaciais estimado leva em consideração as características estruturais de cada região (estoque de capital físico, ensino, condições de saúde etc.). Logo, era de se esperar, segundo a hipótese de convergência condicional, que o índice de convergência, captado por $\ln(Y_{t-1})$ variasse pouco. Como os resultados indicam que cada mesoregião apresenta sua própria velocidade de convergência, pode-se inferir que a hipótese de clubes de convergência se sobrepõe à condicional.⁷¹

Analisando o a Tabela 5, nota-se que a constante, novamente, apresentou coeficiente superior às demais variáveis explicativas.⁷² Além disso, apenas a constante e a riqueza inicial,

⁶⁶ Na literatura nacional, alguns autores conseguiram acomodar os efeitos espaciais (autocorrelação e heterogeneidade) ao utilizar o método de regimes espaciais em conjunto com os modelos de autocorrelação espacial (defasagem e erro). Segundo Monastério e Ávila (2004, p.291), a combinação de regimes espaciais com autocorrelação espacial mostrou ser a especificação mais adequada para analisar o crescimento econômico do Rio Grande do Sul. Enquanto isso, Gonçalves *et al* (2011, p.310) argumenta que o problema da heterocedasticidade foi solucionado a partir da divisão da amostra em grupos.

⁶⁷ Os municípios excluídos (*outliers*) podem ser visualizados na Tabela 1.A, em ANEXO.

⁶⁸ De qualquer maneira, todos os resultados locais (para mesoregiões) foram reportados na Tabela 5.

⁶⁹ Para maiores detalhes sobre a análise de modelos com regimes espaciais ver Anselin (1992), cap.32, p.238.

⁷⁰ Gondim *et al.* (2007) já haviam demonstrado que tanto a educação como a localização geográfica são importantes para determinar a formação de clubes de convergência. No caso do presente artigo a educação já havia sido controlada na estimação do modelo 3.1. Logo, faltava considerar o aspecto geográfico.

⁷¹ Coelho e Figueiredo (2007), analisando o crescimento da renda dos municípios brasileiros entre 1970-2000, também chegaram a esta conclusão. Além disso, Santos *et al* (2012) também encontraram evidência de grupos de convergência para os municípios de Minas Gerais entre 1985 a 2005. No entanto, eles utilizaram a própria renda inicial para selecionar os grupos de municípios através de um modelo *threshold*.

⁷² Isto ocorre em quase todas as mesoregiões, apenas $W_Ln(Y_{t-1})$ e $W_Ln(K_t)$, ambas localizadas no Noroeste de Minas (1), apresentaram coeficiente superior (e significativo) ao menor valor encontrado para a constante.

$\ln(Y_{t-1})$, foram significativas e apresentaram o sinal esperado em todas as 12 mesoregiões. Observando a matriz de correlação entre os resultados obtidos (TABELA 6), é possível notar uma forte correlação negativa entre estas duas variáveis (-0.81). Logo, regiões com maiores condições iniciais (constantes em t) tendem a obter maiores taxas de crescimento e, conseqüentemente, apresentam taxas de convergência maiores.⁷³ Voltando à Tabela 5, nota-se o contraste entre estas variáveis. O Norte de Minas (2) obteve o maior coeficiente para a constante (1.87) e o menor valor para $\ln(Y_{t-1})$ (-0.23). Enquanto isso, o Sul/Sudeste de Minas (10) obteve o menor valor para a constante (1.59) e o maior valor em $\ln(Y_{t-1})$ (-0.15).

Tabela 4. Testes de Estabilidade Estrutural do Modelo 3 com Regimes Espaciais

	Modelo Populacional		Modelo sem <i>Outliers</i>	
	MQO	MQO Robusto	MQO	MQO Robusto
Chow	3.19***	-	4.47***	-
Chow_White	-	589.18***	-	809.44***
Variáveis	Teste de Estabilidade dos β Individuais			
CONSTANTE	2.59***	29.48***	2.23**	21.82**
$\ln(Y_{t-1})$	2.65***	30.92***	2.79***	29.48***
$\ln(n+g+\delta)$	1.98**	18.87*	2.37***	24.76**
$\ln(K_t)$	2.83***	37.58***	4.17***	46.94***
$\ln(H1_t)$	1.21	13.89	1.85	18.80*
$\ln(H2_t)$	0.89	10.25	1.30	14.33
$W_ \ln(Y_{t-1})$	1.12	19.48*	0.95	15.52
$W_ \ln(n+g+\delta)$	1.58*	21.65**	1.62*	19.46*
$W_ \ln(K_t)$	0.90	14.72	1.30	18.36*
$W_ \ln(H1_t)$	0.93	11.41	0.92	11.04
$W_ \ln(H2_t)$	1.35	18.41*	2.54***	30.73***
Koenker-Bassett	35.31***	-	-	-
Breusch-Pagan	-	-	23.74**	-
Jarque-Bera	105.60***		1.50	
R2 Ajustado	0.618		0.699	
AIC	-3731.6		-3928.84	
SC	-3104.7		-3305.46	
I de Moran (resíduo)	0.189***		0.013	

Fonte: Elaboração dos autores com base no Software SpaceStat.

Nota: p -valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01.

De acordo com a Tabela 5, a variável $\ln(n+g+d)$, que havia sido não significativa na maioria dos modelos, mostrou-se relevante para algumas mesoregiões [com destaque para o Jequitinhonha (3)]. No entanto, apresentou baixa correlação com as demais variáveis do modelo (TABELA 6). Quanto ao capital físico, $\ln(k_t)$ e ensino, $\ln(h1_t)$ e condições de saúde, $\ln(h2_t)$, observa-se que todas impulsionam o crescimento e seus impactos médios mantiveram o mesmo ordenamento do modelo sem regimes: $\ln(K_t) > \ln(H1_t) > \ln(H2_t)$. Porém, a Tabela 6 revela uma elevada correlação negativa entre $\ln(K_t)$ e $\ln(H1_t)$ (-0.84). Indicando que nas regiões onde o impacto do capital físico é baixo, o impacto do ensino tende a ser alto [ex: Campo das Vertentes (11)]. Logo, parece existir um *trade off* entre estas variáveis de modo que cada região tende a se especializar em apenas uma delas.

No caso das variáveis defasadas espacialmente, nota-se que os coeficientes são significativos para apenas uma parcela reduzida das regiões analisadas. Porém, em alguns casos, os impactos destas variáveis são maiores que os das não defasadas. Considerando $W_ \ln(y_{t-1})$, o coeficiente positivo associado à esta variável tende a reduzir o efeito de convergência da riqueza inicial. Fato que afetaria com maior intensidade o Noroeste de Minas

⁷³ Lembrando que a constante não capta somente o diferencial tecnológico das regiões analisadas, mas também as dotações, clima, instituições e outras características que influenciem o crescimento (MRW, 1992).

(1). Os valores positivos,⁷⁴ obtidos em $W_Ln(n+g+\delta)$, $W_Ln(k_t)$ e $W_Ln(h2_t)$ foram maiores que seus respectivos não defasados. Assim, pode ser que o crescimento de algumas regiões, no que se refere a estes fatores mencionados, dependa mais do que ocorre com as regiões vizinhas do que delas mesmas.⁷⁵ Com relação à $W_Ln(h1_t)$, novamente o resultado foi negativo. Indicando que uma melhora nas condições de ensino dos vizinhos de uma região i poderia atrair o crescimento para estas regiões em detrimento de i . O Noroeste de Minas (1) seria o mais afetado por este efeito (TABELA 5).

Tabela 5. Impactos das variáveis do modelo de Transbordamento Espacial e Regimes espaciais por Mesoregião.

Constante		$Ln(y_{t-1})$		$Ln(n+g+d)$		$Ln(k_t)$	
$\beta_0 = 1.72$	$\beta_0^* = 1.72$	$\beta_1 = -0.18$	$\beta_1^* = -0.18$	$\beta_2 = 0.06$	$\beta_2^* = 0.10$	$\beta_3 = 0.21$	$\beta_3^* = 0.25$
$Ln(h1_t)$		$Ln(h2_t)$		$W_Ln(y_{t-1})$		$W_Ln(n+g+d)$	
$\beta_4 = 0.13$	$\beta_4^* = 0.19$	$\beta_5 = 0.01$	$\beta_5^* = 0.05$	$\beta_6 = 0.26$	$\beta_6^* = 0.72$	$\beta_7 = -0.22$	$\beta_7^* = 0.38$
$W_Ln(k_t)$		$W_Ln(h1_t)$		$W_Ln(h2_t)$		Mesoregiões	
$\beta_8 = 1.31$	$\beta_8^* = 4.46$	$\beta_9 = -2.76$	$\beta_9^* = -7.10$	$\beta_{10} = -0.14$	$\beta_{10}^* = 0.06$		
☆ Sig.		P < 1%		1% ≤ P < 10%		10% ≤ P < 50%	
						50% ≤ P < 90%	
						90% ≤ P < 99%	
						P > 99%	

Fonte: Elaboração própria dos autores com base nos resultados.

Legenda: β_i é a média dos coeficientes obtidos nas mesoregiões; β_i^* é a média de coeficientes significativos das mesoregiões; Sig.-Valor Significativo a 10% ; P-percentil.

Mesoregiões: 1. Noroeste de Minas; 2. Norte de Minas; 3. Jequitinhonha; 4. Vale do Mucuri; 5. Triângulo Mineiro/Alto Parnaíba; 6. Central Mineira; 7. Região Metropolitana de Belo Horizonte; 8. Vale do Rio Doce; 9. Oeste de Minas; 10. Sul/Sudoeste de Minas; 11. Campo das Vertentes; 12. Zona da Mata.

Por fim, a análise da correlação dos resultados obtidos na Tabela 5 revela que existe um oposição clara entre as variáveis defasadas e as variáveis $Ln(K_t)$ e $Ln(H1_t)$. Sempre que uma variável defasada é positivamente correlacionada com uma destas variáveis, ela será negativamente correlacionada com a outra. Isto corrobora a idéia de que estas duas variáveis são concorrentes entre si. Além disso, as variáveis defasadas apresentam um alto índice de correlação entre si. Sendo possível separar dois grupos antagônicos: $W_Ln(Y_{t-1})$ e $W_Ln(K_t)$ versus $W_Ln(n+g+\delta)$, $W_Ln(H1_t)$ e $W_Ln(H2_t)$. Assim, é possível dizer que quanto maior for o impacto de $W_Ln(Y_{t-1})$ e $W_Ln(K_t)$ sobre o crescimento de uma região i , menor será o impacto de $W_Ln(n+g+\delta)$, $W_Ln(H1_t)$ e $W_Ln(H2_t)$.

6. Considerações Finais

Este artigo analisou os condicionantes do crescimento da renda *per capita* dos municípios de Minas Gerais, entre 1991 e 2000, utilizando o modelo de MRW (1992) com controle para condições de saúde e robusto contra heterogeneidade e autocorrelação espacial. Segundo a literatura consultada, a exclusão de aspectos de saúde poderia enviesar o modelo,

⁷⁴ Considerando apenas os valores significativos a 10%.

⁷⁵ Deve-se tomar cuidado ao analisar o resultado de $W_Ln(k_t)$, uma vez que ele não é robusto, em termos de sinal obtido, quando se considera o modelo 3.1 (Tabela 3) e o modelo 3.1 com regimes espaciais (Tabela 5).

supervalorizando o impacto de outras variáveis como a educação. Além disso, desconsiderar os efeitos espaciais poderia tornar as estimações inconsistentes e/ou inefficientes.

Como a literatura tem encontrado dificuldade em definir boas *proxies* para o capital físico e humano e as condições de saúde, diversas variáveis foram testadas no intuito de determinar quais seriam mais adequadas para compor o modelo. Segundo os resultados, o estoque de capital residencial, os anos de estudos das pessoas de 25 anos ou mais ponderado pelo IDH educação e o IDH longevidade seriam os mais indicados para representar o capital físico (K), humano (H1) e condições de saúde (H2), respectivamente.

As técnicas de AEDE realizadas sobre a variável dependente indicaram a presença dos 2 efeitos espaciais mencionados. Primeiramente, buscou-se controlar a autocorrelação espacial. Logo, diversas especificações foram testadas visando verificar se o efeito espacial residia na variável dependente, no termo de erro, nas variáveis explicativas ou, até mesmo, em uma combinação destas. Os resultados destas especificações indicaram que a renda dos municípios de Minas Gerais está convergindo a uma velocidade que oscilou entre 1.03% e 2.37% ao ano. O modelo de transbordamento espacial foi o que melhor acomodou a autocorrelação espacial. Logo, parece que o efeito espacial estava presente apenas nas variáveis explicativas. Como, este modelo apresentava erros com distribuição não normal e não foi capaz de eliminar totalmente a autocorrelação espacial, utilizou-se o método de controle de erros discrepantes via variáveis *dummy*. Esta especificação se mostrou superior e atenuou ainda mais a autocorrelação espacial. Todavia, o problema persistia em menor nível.

Dado que a heterogeneidade espacial, verificada nas técnicas de AEDE, também induz à autocorrelação, estimou-se um modelo com regimes espaciais (considerando, como regime, as 12 mesoregiões de Minas Gerais) utilizando a especificação espacial de transbordamentos nas variáveis explicativas e correção para erros discrepantes. Desta vez, a autocorrelação foi, de fato, eliminada. Os resultados deste modelo indicam que a constante, que em tese estaria medindo a condição inicial de cada região, é um dos fatores mais importantes para determinar o crescimento econômico. O capital físico, $\text{Ln}(K_t)$, Humano $\text{Ln}(H1_t)$, e as condições de saúde, $\text{Ln}(H2_t)$, impulsionam o crescimento e seus impactos relativos apresentam a seguinte ordenação: $\text{Ln}(K_t) > \text{Ln}(H1_t) > \text{Ln}(H2_t)$. A variável $\text{Ln}(n+g+\delta)$, não foi significativa nos modelos globais (sem regimes espaciais). Já na estimação com regimes, ela se mostrou positiva e significativa em diversas mesoregiões. Embora o sinal desta variável não tenha sido o esperado, segundo o modelo original de MRW (1992), pode ser que a facilidade de migração entre municípios tenha alterado o sentido desta variável. Assim, municípios com maiores taxas de crescimento ou melhores condições de ensino, saúde e etc. poderiam atrair indivíduos, aumentando a população residente e, conseqüentemente, a taxa de crescimento populacional. Neste caso haveria uma correlação positiva entre as taxas de crescimento econômico e populacional. Além disso, verificou-se que o índice de convergência, captado por $\text{Ln}(Y_{t-1})$, não foi homogêneo entre as regiões de MG, sugerindo a prevalência de clubes de convergência, determinados pelo posicionamento geográfico de cada região no Estado.

Quanto ao transbordamento, medido pelas variáveis defasadas espacialmente, verificou-se que este efeito ocorre apenas em um número reduzido de mesoregiões, porém, quando é significativo, causa impactos superiores ao das variáveis não defasadas. Isto indica que, nas regiões onde este efeito ocorre, o efeito vizinhança pode ser mais importante que o interno.

Por fim, a análise da matriz de correlação dos resultados revelou que regiões com maiores condições iniciais (constantes em t) tendem a obter maiores taxas de crescimento e, conseqüentemente, apresentam taxas de convergência maiores. Além disso, nas regiões onde o impacto do capital físico sobre o crescimento é baixo, o impacto do ensino tende a ser alto. Logo, parece existir um *trade off* entre estas variáveis de modo que cada região tende a se especializar em apenas uma delas. Com relação às variáveis defasadas, foi possível separar

dois grupos antagônicos. Assim, quanto maior o impacto de $W_Ln(Y_{t-1})$ e $W_Ln(K_t)$ sobre o crescimento, menor será o impacto de $W_Ln(n+g+\delta)$, $W_Ln(H1_t)$ e $W_Ln(H2_t)$, e vice-versa.

7. Referências

- ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; **Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil?** Revista de Economia e Sociologia Rural, vol. 46, nº 01, p. 031-052, jan/mar 2008.
- ALMEIDA, E. S. PEROBELLI, F. S. FERREIRA, P. G. C. FARIA, W. R. **O Fator “Agora é Lula” na Eleição Presidencial de 2002.** 2006
- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada.** Editora Alínea, 1ª ed. 498p. 2012.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models.* Kluwer Academic, Boston, 1988.
- ANSELIN, L. *Spatial Dependence and Spatial Structural Instability in Applied Regression Analysis.* *Journal of Regional Science*, p.185-207, 1990.
- ANSELIN, L. *SpaceStat TUTORIAL: A Workbook for Using SpaceStat in the Analysis of Spatial Data.* 1992.
- ANSELIN, L. **Local indicators of spatial association – LISA.** *Geographical Analysis*. V27(2), p.93-115. 1995.
- ANSELIN, L. *The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association.* Fisher, M, Scholten, H. J and Unwin, D. W (eds). *Spatial analytical perspectives in GIS*. p.111-125. 1996.
- ANSELIN, L. e BERA, A. *Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics.* In: Ullah A. e Giles D. E. (eds.) *Handbook of applied economic statistics*. Marcel Dekker, New York, p. 237-289. 1998.
- ANSELIN, L. *Interactive techniques and exploratory spatial data analysis.* In LONGLEY, P. A., GOODCHILD, M. F., MAGUIRE, D. J., RHIND, D. W. (ed) *Geographic Information System: Principles, Techniques, Management and Applications*. John Wiley, New York, p. 251-264, 1999.
- ANSELIN, L. *Exploring spatial data with GeoDa: a workbook.* Urbana-Champaign: University of Illinois, 2005.
- AZZONI, C. R. **Concentração Regional e Dispersão das Rendas per capita Estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995.** Estudos Econômicos. Vol. 27, n. 3, São Paulo, 1997.
- AZZONI, C. R.; MENEZES FILHO, N.; MENEZES, T.; SILVEIRA NETO, R. *Geografía y convergencia en renta entre los estados brasileños.* In: T. Macha; D. Sotelsek. (Org.). *Convergencia económica e integración.* Madrid: Ediciones Pirámide, p.163-194, 2001.
- BARRETTO, E. S. de S.; MITRULIS, E.. **Trajetória e desafios dos ciclos escolares no País.** Revista Estudos Avançados USP, p. 1-39, 2001.
- BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. S.; LIMA, J. E. **Convergência espacial do PIB per capita no estado do Ceará.** Revista de Economia (Curitiba), 2010.
- BARRETO, R. C. S. ALMEIDA, E. S. **A contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB per capita no Ceará.** In: olanda, M. C.; Carvalho, E. B. S.; Barbosa, M. P. (Org.). *Economia do Ceará em Debate 2008.* Fortaleza-CE: IPECE, 2009.
- BARRO, R.; LEE, J-W. *Sources of Economic Growth.* *Carnegie Conference Series on Public Policy*, 40:1, 1994.
- BARRO, R. *Economic growth in a cross section of countries.* *The Quarterly Journal of Economics*, 106/2, p.407-443, 1991.
- BARRO, R. *Health and economic growth.* Mimeo Cambridge (Unpublished), MA: Harvard University. 1996.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. *Convergence.* *Journal of Political Economy*. Vol. 100, n.2, 1992.
- BARROS NETO, G. S. e NAKABASHI, L. **Relações entre instituições, capital humano e acumulação de capital físico nos municípios brasileiros.** *Economia & Tecnologia - Ano 07, Vol. 25 - Abril/Junho de 2011.*
- BAUMONT, C. *Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?* Université de Bourgogne, Pôle d'Economie et de Gestion. 2004.
- BECKER, G. S. *Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis.* *Journal of Political Economy*; Vol. 70, n.º 5, p. 9-49, 1962.
- BELL, K.P.; BOCKSTAEEL, N.E. *Applying The Generalized-Moments Estimation Approach To Spatial Problems Involving Microlevel Data.* *The Review of Economics and Statistics*, v. 82, nº1, p.72-82, 2000.
- BHARGAVA, A.; JAMISON, D. T.; LAU, L. J.; MURRAY, C. J. L. *Modeling the effects of health on economic growth.* *Journal of Health Economics*, n. 20, p. 423-440, 2001.
- BLOOM, D. E.; CANNING, D.; SEVILLA, J. *The effect of health on economic growth: theory and evidence.* Cambridge: National Bureau of Economic Research, Working paper, 8587, 2001.
- BORJAS, G. *Self-selection and the earnings of immigrants.* *American Economic Review*, v.77, p.531-553, 1987.
- BORJAS, G.J. *Economics of migration.* *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*. p.9803-9809. 2001.
- CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. **Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer.** Estudos Econômicos, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.
- CANOVA, F.; MARCET, A. *The poor stay poor: non-convergence across countries and regions.* CEPR Discussion Paper n. 1265, 1999.

- CARVALHO, T. S. E ALMEIDA, E. **A Hipótese da Curva de Kuznets Ambiental Global: Uma Perspectiva Econométrico-Espacial.** *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 40, n. 3, p. 587-615, Julho-Setembro, 2010.
- CARVALHO, T. S. **A Hipótese da Curva de Kuznets Ambiental Global e o Protocolo de Quioto.** Dissertação: PPGEA/UFJF. 119p. 2008.
- CLIFF, A. D. e ORD, J.K. *Spatial processes: models and applications*. Pion, London. 1981.
- COELHO, R. L. P. E FIGUEIREDO, L. **Uma Análise da Hipótese da Convergência para os Municípios Brasileiros.** *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro v. 61 n. 3 / p. 331-352, Jul-Set, 2007.
- CRAVO, T.; SOUKIAZIS, E. *Human capital thresholds and economic growth in Brazil*. RDE. Revista de Desenvolvimento Econômico. 2011.
- DURLAUF, S.; JOHNSON, P. *Multiple regimes and cross-country growth behaviour*. *Journal of Applied Econometrics*. V. 10/4, p. 365-384, 1995.
- EVANS, A. D.; GREEN, C. J.; MURINDE, V. *Human capital and financial development in economic growth: new evidence using the translog production function*. *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 7, No. 2, p.123-140. 2002.
- FERREIRA, P. C. e ELLERY Jr, R. **Convergência Entre a Renda per Capita dos Estados Brasileiros.** *Revista de Econometria*, p.83-103 1996.
- FERREIRA, R. T. e CRUZ, M. A. **Efeitos da educação, da renda do trabalho, das transferências e das condições iniciais na evolução da desigualdade de renda nos municípios brasileiros no período de 1991 a 2000.** *Revista PPE (Rio de Janeiro)*, v. 40, p. 103-122, 2010.
- FIGUEIREDO, L. **Incerteza sobre o impacto do capital humano na desigualdade de renda no Brasil.** *Economia & Tecnologia*, V.24. 2011.
- FOCHEZZATO, A e STULP, V. J. **Análise de Convergência de Renda per Capita entre os municípios do Rio Grande do Sul, 1985 a 1998.** *Ensaios FEE*, Porto Alegre, v. 29, n. 1, p. 41-64, jun. 2008
- 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.
- GONÇALVES, L. R. C.; GONÇALVES, E.; OLIVEIRA JR, L. B. **Determinantes espaciais e socioeconômicos do suicídio no Brasil: uma abordagem regional.** *Nova Economia*, Belo Horizonte, p.281-316, 2011.
- GONDIM, L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. **Condicionantes de Clubes de Clubes de Convergência no Brasil.** *Estudos Econômicos*, v.37/1, 2007.
- GREENE, W. *Econometric analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 2000.
- HALL, R. E.; JONES, C. I. *Why do some countries produce so much output per worker than others*. *Quarterly Journal of Economics*, v. 114/1, p.83-116, 1999.
- HAMERMESH, D. S. e REES, A. *The Economics of Work and Pay*. 5th Edition, New York, HarperCollins College Publishers. 1993.
- HARRISON, A. *Openness and growth: a timeseries, cross-country analysis for developing countries*. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 48, p.419-447, 1996.
- HIRVONEN, L. *Accounting for intergenerational earnings persistence: can we distinguish between education, skills, and health?* *Swedish Institute for Social Research (SOFI)*, working paper 2/2010.
- IPEADATA – **Base de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.** Disponível em, URL: www.ipeadata.gov.br. Acesso em 2012.
- ISLAM, N. *Growth empirics: a panel data approach*. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 110 n° 4, 1127-1170. 1995.
- JARRET, J. P.; SELODY, J. G. *The productivity- Inflation Nexus in Canada, 1963-1979*. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, 1982.
- KEPPE, K. C. e NAKABASHI, L. **O capital humano nos municípios paranaenses: uma análise com regressões quantílicas.** *Economia & Tecnologia* – Ano 05, Vol. 19 – Outubro/Dezembro de 2009.
- 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 of Economics, University of Maryland, 1998.
- KHASNOBIS G. B. e BARI, F. *Sources of Growth in South Asian Economics*. *Global Research Project*, 2000.
- KNOWLES, S.; OWEN, P. D. *Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw Romer Weil-model*. *Economics-Letters*, v. 48, n.1, p. 99-106, April 1995.
- KROTH, D. e DIAS, J. **Os Efeitos dos Investimentos Público e Privado em Capitais Físico e Humano Sobre o Produto per Capita dos Municípios da Região Sul: Uma Análise em Painéis de Dados Dinâmicos.** *Prelo da Revista Nova Economia*, 2013.
- KRUEGER, A. O. *Factor endowments and per capita income differences among countries*. *The Economic Journal*, v.78, n.311, p.641-659, 1968.

- LEE, L.-f. *GMM and 2SLS estimation of mixed regressive, spatial autoregressive models*. *Journal of Econometrics*, 137, p.489-514, 2007.
- LE GALLO, J and ERTUR, 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., R. E. *On the mechanics of economic development*. *Journal of Monetary Economics*. 1988.
- MAGALHÃES, A. M.; HEWINGS, G. J. D.; AZZONI, C. R. *Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil*. *Investigaciones Regionales*, Madrid, v. 6, p. 5-20, 2005.
- 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.
- MARANDUBA Jr, N. G. E ALMEIDA, E. S. *Análise de convergência espacial dos repasses da Lei Robin Hood*. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 3 (37), p. 583-601, dez. 2009.
- MASSEY, D. S. *Social Structure, household strategies, and the cumulative causation of migration*. *Population Index* 56 (1): 3-26. 1990.
- MAYER, D.; MORA, H.; CERMEÑO, R.; BARONA, A.B.; DURYEAU, S. (Eds.). *Health, growth and income distribution in Latin America and the Caribbean: a study of determinants and regional and local behavior*. Washington, DC.: Pan-American Health Organization. *Research in Public Health Technical Papers*, 18. 2000.
- MENEZES, T. A. e AZZONI, C. R. *Convergência de Salários entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras: Custo de Vida e Aspectos de Demanda e Oferta de Trabalho*. *Revista PPE*. Vol. 36, n. 3, 2006.
- 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.
- MONASTERIO, L. M. e ÁVILA, R. P. *Uma Análise Espacial do Crescimento Econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001)*. *Economia*. Vol. 5, n.2, p.269-296, jul./dez. 2004.
- MONTENEGRO, R. L. G. *Diversificações e Especializações Produtivas: Uma Análise da Atividade Inovativa em São Paulo*. Dissertação de Mestrado defendida pelo PPGEA/UFJF. 133p. 2008.
- NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. *Human capital quality in the Brazilian states*. *Revista EconomiA*, v. 8, n. 2, p. 211-229, 2007.
- NAKABASHI, L. E FIGUEIREDO, L. *Capital humano: uma nova proxy para incluir aspectos qualitativos*. *Revista de Economia (Curitiba)*, v. 34, p. 07-24, 2008.
- NORONHA, K; FIGUEIREDO, L.; ANDRADE, M. V. *Health and economic growth among the states of Brazil from 1991 to 2000*. *R. bras. Est. Pop.*, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 269-283, jul./dez. 2010.
- OLIVEIRA, C. A.; JACINTO, P. A.; GROLI, P. A. *Crescimento econômico e convergência com a utilização de regressões quantílicas: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul: 1970-2001*. *Ensaio FEE*, v. 28, p. 03-22, 2007.
- OLIVEIRA, R. C.; ALMEIDA, E.; FREGUGLIA, R. S.; BARRETO, R. C. S. *Desmatamento e Crescimento Econômico no Brasil: uma análise da Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal*. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, SP, v. 49, nº 03, p. 709-740, 2011.
- PEREIRA, A. E. G. NAKABASHI, L. e SACHSIDA, A. *Qualidade das Instituições e PIB per capita nos Municípios Brasileiros*. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA. TD 1623, Brasília, junho - 2011.
- PEROBELLI, F. S.; FARIA, W. R.; FERREIRA, P. G. C. *Análise da Convergência Espacial do PIB per capita no estado de Minas Gerais*. *Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais*, v. 01, p. 85-113, 2007.
- PÔRTO Jr., S. S. e RIBEIRO, E. P. *Dinâmica de Crescimento Regional – uma Análise Empírica para a Região Sul*. *Revista Econômica do Nordeste*. V. 31, Nov, 2000.
- QUANDT, R. *The estimation of the parameters of a linear regression system obeying two separates regimes*. *J. Am. Stat. Assoc.*, Schaumburg, v.53, p.873-880, 1958.
- REY, J. S., e MONTOURI, B. D. *US Regional income convergence: a spatial econometric perspective*. *Regional Studies*, v. 33/2, p.143-156, 1999.
- RIBEIRO, E. C. B. A. *Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005*. Dissertação de Mestrado defendida pela PPGEA/UFJF em 2011.
- RIBEIRO, E. P. e PÔRTO Jr. S. S. *Distribuição da Renda per Capita e Crescimento Entre os Municípios da Região Nordeste do Brasil - uma Análise Markoviana*. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 34, n. 3, 2003.
- RIVERA-BATIZ, L. *Convergence of Regional Income in China*. UFP, Working Paper, 1993.
- ROMER, David. *Advanced Macroeconomics*. McGraw – Hill Advanced Series in Economics. 1996
- SACHS, J. D. *Macroeconomics and health: investing in health for economic development*. *Report of the Commission on Macroeconomics and Health - World Health Organization*. 2001.
- SALA-I-MARTIN, X. *Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence*. *European Economic Review*, Elsevier, vol. 40(6), p. 1325-1352, 1995.
- SALGUEIRO, A. S; NAKABASHI, L; PRINCE, D. *O Papel do Capital Humano, Spillovers e Difusão Tecnológica no Crescimento. Uma análise espacial para Brasil*. In: 39^o Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2011.

- SANTOLIN, R. e FIGUEIREDO, L. **Desigualdade Interpessoal de Renda: Implicações Sobre o Crescimento Econômico dos Municípios Brasileiros**. In: 39^o Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2010.
- SANTOS, R. B. N.; AMORIM, A. L.; CORONEL, D. A.; BRAGA, M. J. **Crescimento Econômico e Clubes de Convergência nos Municípios Mineiros: Uma Análise com Modelo Threshold**. Revista Economia, 2012.
- SANTOS, A. M. A.; JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. O. **Causalidade entre Renda e Saúde: Uma Análise Através da Abordagem de Dados em Pannel com os Estados do Brasil**. Est. Econ., 42/2, p. 229-261, 2012.
- SEBRAE – MG. **Anuário de Dados Municipais do Estado de Minas Gerais**. Disponível *on line* em: <http://www.sebraemg.com.br/BibliotecaDigital>. Acesso em Agosto de 2012.
- SHIOJI, E. **Regional Growth in Japan**. Yale University Mimeo, 1993.
- SILVA, A. L. F.; OLIVEIRA JÚNIOR, J. N.; DINIZ, M. B.; FERREIRA, R. T. **Análise de clubes de convergência na amazônia legal: um abordagem sob o modelo threshold**. Fórum BNB, 2008.
- SILVA, A. M. e RESENDE, G. M. **Crescimento Econômico Comparado dos Municípios Alagoanos e Mineiros: Uma Análise Espacial**. Economia Política do Desenvolvimento, v. 6, p. 133-160, 2009.
- SILVEIRA NETO, R. M. e AZZONI, C. R. **Non-Spatial Government Policies and Regional Income Inequality in Brazil**. Regional Studies, 2011.
- SIMON, C. P. e BLUME, L. **Matemática para Economistas**. Artmed Editora S. A. 2004.
- SJAASTAD, L. **The costs and returns of human migration**. Journal of Political Economy, v.70, n.5, p. 80-93, oct. 1962.
- SOLOW, R. M. **A contribution to the theory of economic growth**. Quarterly Journal of Economics. p.65-94 Feb. 1956,.
- SOLOW, Robert M. **Technical change and the aggregate production function**. Review of Economics and Statistics, 39, pp. 312-320, August, 1957,.
- 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, J. M.; ATALIBA, F. e CASTELAR, I. **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, v. 32, p. 633-653, 2001.
- TOBLER, W. R. **A computer model simulation of urban growth in the Detroit region**. Economic Geography, v.46, n.2, p.234-240, 1970.
- TRAN, H. P. D. **Industrial Diversity and Economic Performance: A Spatial Analysis**. Dissertations and Theses from the College of Business Administration, University of Nebraska – Lincoln. 2011.
- TROMPIERI NETO, N., CASTELAR, I. e LINHARES, F. C. **Convergência de Renda dos Estados Brasileiros: uma abordagem de painel dinâmico com Efeito Threshold**. In: 36^o Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2008.
- VALLEJOS, L.; VALDIVIA, L. **Productivity growth in Peru: 1950 – 1998**. Santiago: Interamerican Development Bank, 2000. (Serie de Documentos de Trabajo nº 355). 2000.
- WOESSMANN, L. **Specifying human capital**. Journal of Economic Surveys, v. 17, n. 3, p. 239-270, 2003.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna**. 4^a Ed. Norte-Americana. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

ANEXO

Tabela 1.A. Outliers controlados nos Modelos de Transbordamento Espacial (3.1), Erro com transbordamento Espacial (4.1) e Transbordamento com Regimes Espaciais

Modelo 3.1		Modelo 4.1		Regimes Espaciais	
Outliers: 17 (1.99% do Total)		Outliers: 18 (2.11% do Total)		Outliers: 29 (3.40% do Total)	
Superiores: 16	Inferiores: 01	Superiores: 15	Inferiores: 03	Superiores: 25	Inferiores: 4

Legenda: ■ Outliers superiores ■ Outliers inferiores ■ Demais municípios

Nota: Alguns municípios foram outliers em todos os modelos citados (todos superiores). São eles: 1. Padre carvalho, 2. Itaverava, 3. Barão de cocais, 4. Materlândia, 5. Naque, 6. Periquito, 7. Santana dos Montes, 8. Cabo verde e 9. São Gotardo.

Fonte: Elaboração própria do autor com base no ArcView GIS 3.2.