

ANÁLISE DO CRESCIMENTO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS UTILIZANDO DADOS EM PAINEL E CONTROLES ESPACIAIS SOBRE O MODELO DE MANKIW, ROMER E WEIL (1992) PARA O PERÍODO DE 1980 A 2010.

Vinícius de Azevedo Couto Firme (PPGEA/UFJF)
Ricardo da Silva Freguglia (PPGEA/UFJF)

Resumo

Este trabalho analisou os condicionantes do crescimento dos municípios brasileiros entre 1980 a 2010, utilizando o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992), com uma especificação espacial. Primeiramente, os dados foram utilizados na forma *cross-section*, onde foi possível comprovar as hipóteses de auto-correlação e heterogeneidade espaciais. Logo, foram incluídas variáveis espaciais e o modelo foi estimado via dados em painel. Os modelos POLS e RE mostraram que as regiões norte e nordeste apresentam características específicas que as impedem de crescer como as demais. O centro-oeste foi o melhor neste quesito. Além disso, as capitais estaduais parecem gerar *spillovers* negativos. Os modelos de efeitos fixos e primeira diferença foram preferíveis e mostraram que o impacto do capital humano, direto e indireto, é sempre maior que o do físico. Por fim, verificou-se um indício de convergência da renda, que tende a acelerar-se quando são eliminados os efeitos não observados.

Palavras-Chave: Modelos de Crescimento Econômico; Dados em Painel; Econometria Espacial.

Abstract

This study examined the determinants of Brazilian municipalities' growth from 1980 to 2010, using the model of Mankiw, Romer and Weil (1992), with a spatial specification. First, the data were used as cross-section. It made possible to prove the hypothesis of autocorrelation and spatial heterogeneity. Thus, spatial variables were included and the model was estimated with panel data. POLS and RE models showed that the northern and northeastern regions have specific characteristics that prevent them from growing up as the others. The Midwest was the best in this regard. In addition, state capitals seem to generate negative spillovers. The fixed effect and the first difference models were preferred and showed that the impact of human capital, direct and indirect, is always greater than the physical. Finally, there is an indication of income convergence that tends to accelerate when the not observed effects are removed.

Keywords: Economic Growth Models, Panel Data, Spatial Econometrics.

Classificação JEL: R11; R12

1. Introdução

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, foi desenvolvida uma “versão ampliada” deste modelo que considerava a importância do capital humano como

insumo gerador de renda (MANKIW, ROMER E WEIL, 1992).¹ Os efeitos do capital humano sobre o crescimento já vinham sendo estudados há algum tempo. Os resultados de Krueger (1968) revelaram que o capital humano poderia explicar mais de 50% do crescimento. Além disso, os resultados de Barro (1991), fazendo uso dos dados de Summers e Heston (1988), não rejeitam a hipótese de que o capital humano, medido pelas taxas de matrícula nos ensino primário e secundário afeta positiva e significativamente a taxa de crescimento da renda per capita no período de 1960-1985.²

O modelo “MRW”, partindo da estrutura do modelo de Solow (1956), conclui que moderadas mudanças nos recursos devotados à acumulação de capital físico e humano pode acarretar em grandes mudanças no produto *per capita*. Este fato torna o modelo apto para mostrar as diferenças de renda entre regiões (ROMER, p. 128, 1996). Embora a versão de MRW (1992) tenha avançado na discussão sobre o crescimento econômico, o modelo 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). Na literatura brasileira encontram-se diversos trabalhos que buscaram analisar os condicionantes da variação da renda e do crescimento econômico. Entretanto, poucos deles estudaram este efeito com um nível de desagregação municipal e consideraram um período tão longo quanto o utilizado neste artigo (1980 a 2010). Além disso, não foram encontrados trabalhos que buscassem acomodar, conjuntamente, possíveis efeitos não observados e espaciais, através de um painel espacial, para os municípios brasileiros.

Alguns autores analisaram o crescimento dos estados brasileiros sem considerar 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* (2000), Cravo e Soukiasis (2006) e Trompieri Neto *et al* (2009). Alguns, inclusive, utilizaram uma especificação semelhante à deste artigo: Nakabashi e Salvato (2007) utilizam o modelo MRW (1992) para os estados brasileiros. Embora o foco recaia sobre a utilização de uma nova *proxy* qualitativa para capital humano, eles não controlam os efeitos espaciais envolvidos neste processo. Cangussu *et al.* (2010) compararam a especificação de MRW (1992) e a de Mincer para estudar os desníveis de renda *per capita* nos estados brasileiros entre 1980-2000. Os autores utilizaram vários métodos para assegurar a robustez dos resultados. Porém, não controlaram os efeitos espaciais. Os que utilizaram uma abordagem econométrica-espacial para os estados brasileiros foram: Magalhães *et al* (2000), Magalhães (2001), Barreto e Almeida (2008) e Silveira Neto e Azzoni (2011). Dentre os trabalhos aplicados aos municípios e microrregiões brasileiras, se destacam: Ribeiro e Porto Jr. (2003), Pinto Coelho (2006), Grolli *et al* (2006), Menezes e Azzoni (2006), Oliveira *et all* (2007) e Fochezatto e Stulp (2008), Ferreira e Cruz (2008) e Ferreira e Cruz (2008, 2010). Porém, este trabalhos não fazem nenhum tipo de controle espacial. Os que buscaram captar tais efeitos para municípios, foram: Monastério e Ávila (2004), Resende (2005), Perobelli *et al* (2006), Barreto (2007), Maranduba (2007), Rocha *et al* (2008), Silva e Resende (2009), Maranduba Jr. e Almeida (2009) e Barreto *et all* (2010). No entanto, a maioria destes trabalhos não utiliza um modelo macroeconômico que caracterize, de modo formal, os condicionantes do crescimento. Além disso, não controlam simultaneamente os efeitos espaciais e não observados.

Dos trabalhos citados acima somente Pinto Coelho (2006) e Ferreira e Cruz (2009) fazem uma análise para todos os municípios brasileiros conjuntamente.³ Todavia, ambos

¹ Que será aqui denominada “Modelo MRW”.

² A taxa de alfabetização também apresenta coeficiente positivo e significativo, mas apenas quando as duas “proxies” para capital humano anteriores não são consideradas.

³ Cabe salientar que Pinto Coelho (2006) ao buscar 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, concluiu que as condições iniciais tem grande importância na determinação do crescimento.

desconsideram a possibilidade de dependência espacial entre os municípios e tampouco controlam a heterogeneidade das regiões. Portanto, não consideram a hipótese de que possam existir dinâmicas de crescimento econômico específicas a cada região. Logo, este trabalho pretende utilizar o modelo MRW (1992) e os instrumentos de econometria espacial aplicados aos dados de corte transversal e painel visando controlar os efeitos não observados e espaciais para os municípios brasileiros, através de um painel espacial, no período de 1980 a 2010.

O trabalho está subdividido da seguinte forma, além desta introdução: Na seção 2 é apresentada a forma funcional do modelo MRW (1992), assim como sua versão com a incorporação de controles espaciais. Esta seção ainda contém as principais hipóteses acerca dos métodos utilizados. A seção 3 descreve a base de dados e a apresenta uma análise descritiva das variáveis. A seção 4 apresenta a análise dos resultados. Por fim, encontram-se as considerações finais, referências e anexo.

2. O modelo Econométrico⁴

Segundo Solow (1956), o produto “Y” depende do progresso tecnológico (A) e de uma função de produção que tem como argumentos o capital “K” e o trabalho “L”. Portanto, considerando uma função de produção 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.⁵ 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 $0,5$. Note que, ao considerar que 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

⁴ Os modelos de crescimento propostos neste trabalho, salvo algumas ponderações, seguem o molde de Sargente *et al* (2011). No entanto, cabe ressaltar, que são bem discutidos em Romer (1996).

⁵ Nesta formulação (vide equação 1), o progresso tecnológico “A” é chamado de aumentador de trabalho ou *Harrod Neutral*. Porém, identificar A como mudança tecnológica, pode não ser uma interpretação apropriada segundo Tavares, Ataliba e Castelar (2001). Os autores destacam que outros elementos podem ser importantes como mudanças na forma organizacional de produção ou no esforço do trabalhador. Além disso, a literatura de crescimento econômico menciona alguns fatores que podem influenciar esta medida de produtividade, tais como: inflação (JARRET *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.

retornos marginais decrescentes dos fatores de produção implicam na hipótese de convergência no modelo de Solow. Assim, haverá convergência da renda per capita dos países para o estado estacionário.

MRW estenderam o modelo de Solow incluindo a variável capital humano (H) na análise.⁶

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

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:

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

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 os coeficientes associados ao capital físico e ao crescimento da população. 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. Portanto, considerando o período de convergência, tem-se:

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

onde: y^* é o nível de renda do estado estacionário em unidades efetivas de trabalho; λ denota a taxa de convergência, entendida por: $\lambda = (n+g+\delta) (1-\alpha-\beta)$. 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 concluem que ocorre convergência condicional a uma taxa próxima ao previsto pelo modelo de Solow, quando se considera o fator capital humano. As previsões do modelo 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. A especificação operacional para estimar o modelo MRW é dada por:

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

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.

2.1 Métodos de Estimação aplicados ao modelo MRW (1992)

⁶ Mankiw, Romer e Weil - MRW (1992) argumentam que as variáveis utilizadas e as direções propostas por Solow realmente influenciam a renda per capita, e que capital e trabalho explicam, juntas, mais da metade da variação da renda per capita entre países. Tais autores não negam que Solow previu o efeito correto das variáveis taxa de poupança e crescimento populacional sobre a renda per capita. Contudo, a magnitude desse efeito foi diferente de acordo com os resultados empíricos, sendo subestimada no modelo original.

Inicialmente serão realizadas regressões econométricas utilizando o método de MQO⁷ com dados *cross-section* para a variação de renda dos municípios brasileiros, referente ao período de 1980 a 1991, 1991 a 2000 e 2000 a 2010. Este procedimento deverá identificar os principais condicionantes para o crescimento municipal em cada período citado.

A forma funcional destas regressões está baseada no modelo proposto por MRW (1992):

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_2 \ln(k_t) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(h_t) + u \quad (8)$$

onde: y_t é renda per capita municipal no período t ; y_0 a renda per capita municipal inicial (no período $t-1$); s_k a fração da renda investida em capital físico e; s_h a fração da renda investida em capital humano; $n+g+\delta$ representa a soma das taxas de crescimento populacional (n), de progresso tecnológico (g) e de depreciação (δ).

Feito isto, serão incluídas variáveis para captar a heterogeneidade espacial envolvida no crescimento destes municípios. Pois, de acordo com Anselin (1988) e Anselin e Bera (1998), os modelos tradicionais de regressão linear, que não levam em conta os efeitos espaciais (autocorrelação e heterogeneidade espaciais), não deveriam ser estimados por intermédio do método dos mínimos quadrados ordinários, pois as estimativas seriam inconsistentes e/ou ineficientes. Logo, incluiu-se 4 variáveis *dummy*. Estas variáveis irão agrupar os municípios de acordo com a região em que estão (Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste).⁸ Pretende-se com isso, verificar se existem respostas distintas dependendo do subconjunto de dados. Além disso, acrescentou-se uma variável de distância de cada município até a sua respectiva capital municipal (Dist_Mun). A idéia desta variável é verificar se as capitais estaduais (que em sua grande maioria representam os centros econômicos de cada estado) geram algum tipo de *spillover* para os municípios vizinhos.⁹ O modelo com a incorporação de controles para a heterogeneidade espacial ficou especificado da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = [\beta_0 + \beta_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_2 \ln(k_t) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(h_t)] + [\beta_5 D_{Sul} + \beta_6 D_{Sud} + \beta_7 D_{Nord} + \beta_8 D_{Cent_Oest} + \beta_9 \ln(Dist_Mun)] + u \quad (9)$$

Outra questão relevante, que se pretende tratar neste trabalho, refere-se à possibilidade de autocorrelação espacial entre os municípios brasileiros. Para tanto, calculou-se o I de Moran utilizando diversas matrizes espaciais sobre a variável dependente e concluiu-se que existem indícios de uma autocorrelação espacial positiva (Nota de Rodapé 23)¹⁰. Para captar este

⁷ Segundo Wooldridge (2002), para que o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) seja consistente é necessário que $E(x, u) = 0$. Onde x é um vetor que contém todas as variáveis explicativas mais a constante. Além disso, o Posto $E(x'x) = K$. Sendo K o número de variáveis do modelo. Neste caso, não haveria problema de variável omitida e multicolinearidade. A condição de posto é relativamente simples de ser obtida. Portanto, o controle e tratamento de possíveis variáveis omitidas será um dos principais objetivos deste trabalho.

⁸ Note que não foi incluída uma *dummy* para a região Norte para evitar o problema da colinearidade perfeita. Neste caso, o Norte se torna a região base da estimação e as *dummies* irão captar a diferença das demais regiões em relação à região Norte.

⁹ As áreas de aglomeração produtivas (capitais estaduais neste caso) constituem o que Christaller (1966) denominou Lugar Central. A existência de lugares centrais e áreas de escala de produção inferior geram uma hierarquia urbana. De modo que, lugares centrais de ordem superior serão centros de produção e consumo para lugares centrais de ordem inferior. Assim uma região é constituída por uma rede urbana hierarquizada, que surge com o aumento dos fluxos de trocas entre vizinhos. Essa hierarquia de aglomerados econômicos tende a gerar uma desigualdade na distribuição da atividade econômica no espaço. Myrdal (1960) reforça que, uma vez que ocorre a acumulação do capital, este amplia sua área de ocupação por meio de efeitos de transbordamento (*spillovers* espaciais) para as áreas vizinhas. Assim, regiões que eram periféricas são incorporadas por regiões centrais, e outras regiões, que estavam fora da economia de mercado, são inseridas no processo de acumulação do capital, tornando-se assim novas áreas periféricas.

¹⁰ A estatística global do I de Moran pode esconder padrões locais de autocorrelação espacial. A fim de observar a existência de *clusters* espaciais locais que mais contribuem para a existência de autocorrelação espacial, deve-se implementar as medidas de autocorrelação espacial local. Segundo Anselin (1995), um "*Local Indicator of*

efeito, as variáveis do modelo, incluindo a dependente, foram defasadas espacialmente por uma matriz de pesos espaciais W .¹¹ Portanto, o modelo com correção para heterogeneidade e autocorrelação espacial ficou especificado da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = [\beta_0 + \beta_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_2 \ln(k_t) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(h_t)] + [\beta_5 D_{Sul} + \beta_6 D_{Sud} + \beta_7 D_{Nord} + \beta_8 D_{Cent_Oest} + \beta_9 \ln(Dist_Mun)] + \beta_{10} W \ln y_{t-1} + \beta_{11} W \ln k_t + \beta_{12} W \ln(n + g + \delta) + \beta_{13} W \ln h_t + u$$

(10)

A partir de métodos de dados em painel é possível obter estimadores consistentes na presença de variáveis omitidas.¹² Segundo Wooldridge (2002), pode-se destacar 4 tipos de modelos lineares de dados em Painel, a depender do tratamento dado às variáveis não observadas constantes em t: POLS (*pooled ordinary least squares*), RE (*random effects*), FE (*fixed effects*) e FD (*first differencing*)¹³. Uma variável não observada e constante no tempo é denominada efeito não observado em dados em painel e é geralmente interpretada como uma variável que captura características individuais dos indivíduos analisados. No caso dos municípios brasileiros, isto representaria a cultura, localização, etc. É importante salientar que a determinação do modelo a ser estimado envolve a existência (ou não) de correlação do efeito não observado “ c_i ” com as variáveis explicativas X_{it} .

a) Estimação via *Pooled Ordinary Least Squares* - POLS

Considere a seguinte equação:

$$y_{it} = x_{it}\beta + v_{it}, \quad \text{onde: } v_{it} = c_i + u_{it} \quad (11)$$

Sendo: y a variável dependente, x o vetor de variáveis explicativas, v o erro composto (somatório do efeito não observado com o erro aleatório). O subscrito i representa os indivíduos da amostra (municípios no caso deste trabalho) e t representa o tempo. β é o coeficiente que acompanha x .

A estimação da equação (11) por POLS é consistente se: a.1) $E(x_{it}'v_{it}) = 0$, $t = 1, 2, \dots, T$; a.2) Posto $E(x_{it}'x_{it}) = K_t$. Onde: K é o número de variáveis explicativas do modelo.

Isto implica que a variável não observada “ c_i ”, é uma variável aleatória assim como Y_{it} e X_{it} . Portanto, c_i apresenta o mesmo efeito na resposta média em cada período de tempo, ou seja, tem efeito parcial constante no tempo. Note que, se a variável c_i for correlacionada a

Spatial Association (LISA)”. Neste artigo utilizou-se a estatística LISA, baseada no I de Moran local especificada por Le Gallo e Ertur (2003). Os resultados estão disponíveis em ANEXO (Figuras A1, A2 e A3).

¹¹ Note que a variável dependente defasada espacialmente (WY) é endógena, uma vez que é altamente correlacionada com o termo de erro. Isto decorre do fato de que, variações na renda de um município influenciam a renda de seus vizinhos, que por sua vez afetam a renda deste município. Assim, as equações onde o termo $\left\{W \left[\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) \right]\right\}$ aparece devem ser estimadas utilizando variáveis instrumentais, pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). As variáveis instrumentais indicadas são as variáveis explicativas e suas defasagens espaciais, que, a princípio, possuem alta correlação com a variável dependente e não possuem correlação com o termo de erro (KELEJIAN e PRUCHA, 1998). No caso onde as variáveis explicativas defasadas espacialmente já fazem parte do modelo, utilizou-se a segunda defasagem destas. Tal procedimento também deve ser utilizado no caso do estimador *within*, para efeitos fixos. Cabe ressaltar que a estimação por MQO, em um modelo com a inclusão da variável WY, quando esta é relevante, gera estimativas inconsistentes.

¹² Segundo Hsiao (2003), os modelos para dados em painel oferecem uma série de vantagens em relação aos modelos de corte transversal ou aos de séries temporais, a saber: a possibilidade de utilizar um número maior de observações, assegurando assim as propriedades assintóticas dos estimadores, o que aumenta os graus de liberdade nas estimações, tornando as inferências estatísticas mais críveis (testes t e F mais robustos). Além disso, contém maior variação e menor colinearidade entre as variáveis; possibilita a redução da influência da omissão de variáveis relevantes e permite introduzir ajustamentos dinâmicos, que no caso da análise *cross-section* não seriam possíveis.

¹³ Em português: Mínimos Quadrados Ordinários Agrupados, Efeitos Aleatórios, Efeitos Fixos e Primeiras Diferenças, respectivamente (tradução própria do autor).

qualquer elemento de X_{it} , o método POLS será enviesado e inconsistente. Por outro lado, mesmo que as hipóteses a.1 e a.2 sejam válidas, haverá correlação serial do erro composto devido à presença de c_i em cada período de tempo. Dessa forma será necessário utilizar a matriz de variância robusta para estimar o modelo via POLS (WOOLDRIDGE, 2002).

b) Estimação via *Random Effects* – RE

Dado a Equação 11, a estimação consistente através do modelo de efeito aleatório (RE) necessita que as seguintes hipóteses sejam válidas: b.1) exogeneidade estrita: $E(\mu_{it} | x_i, c_i) = 0$, $t = 1, 2, \dots, T$; b.2) ortogonalidade entre c_i e x_i : $E(c_i | x_i) = E(c_i) = 0$; b.3) condição de posto: $E(x_i' \Omega^{-1} x_i) = k$, onde $\Omega = E(v_i v_i')$ (para consistência do GLS)

Sob tais hipóteses o método de efeitos aleatórios explora a correlação serial no erro composto, v_{it} , a partir de instrumental GLS (*general least squares*). O método RE necessita, ainda, de um formato especial para a matriz de variância-covariância do erro composto que é obtido através das seguintes hipóteses sobre o erro idiossincrático:

b.4) os erros idiossincráticos tem variância constante no tempo: $E(\mu_{it}^2) = \sigma_\mu^2$ $t = 1, 2, \dots, T$;

b.5) os erros idiossincráticos são não correlacionados serialmente: $E(\mu_{it} \mu_{is}) = 0$, $\forall t \neq s$.

Sob as hipóteses b.1, b.2 e b.3 o modelo de RE é consistente e mais eficiente que o POLS. Como não se pode garantir a validade das hipóteses b.4 e b.5 (que garantiriam que o modelo é o mais eficiente dos estimadores), deve-se utilizar a matriz de variância robusta para estimar o modelo de RE (WOOLDRIDGE, 2002).

c) Estimação via *fixed effects* – FE

Diferentemente do modelo de efeitos aleatórios que resolve a correlação serial do erro composto utilizando a análise FGLS (*feasible GLS*), o modelo de efeito fixo (FE) permite que c_i seja correlacionado de forma arbitrária com x_{it} , ou seja, $E(c_i | x_i)$ pode ser qualquer função de x_{it} . Para realizar a estimação via modelo de Efeitos Fixos, considere a seguinte equação:

$$y_{it} = x_{it}\beta + c_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (12)$$

A idéia para estimar β é transformar a Equação 03 de modo a eliminar o efeito não observado, c_i . Para tanto, o procedimento utilizado é calcular a média das variáveis através de $t = 1, 2, \dots, T$.¹⁴ A equação resultante desta transformação é:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + u_{it} - \bar{u}_i \quad \text{ou} \quad \dot{y}_{it} = \dot{x}_{it}\beta + \dot{u}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T; \quad (13)$$

Onde: $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$; $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}$; $\bar{u}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_{it}$.

A transformação de efeitos fixos (Equação 13) consegue eliminar o efeito não observado. Porém, neste modelo não é possível incluir variáveis explicativas que não variem no tempo. Para que a estimação da equação (2) por FE seja consistente são necessárias as seguintes hipóteses: c.1) exogeneidade estrita da Equação 12: $E(\mu_{it} | x_i, c_i) = 0$, $t = 1, 2, \dots, T$;¹⁵ c.2) condição de posto após transformação de FE: $E[\dot{x}_i' \dot{x}_i] = k$.

d) Estimação via *first-difference* (FD)

Da mesma forma que o modelo de Efeitos Fixos, o método de estimação com primeiras diferenças é utilizado quando o efeito não observado pode estar correlacionado com as variáveis explicativas, $Cov(c_i, x_{it}) \neq 0$. Assim, o método OLS não produz estimadores consistentes. Para resolver este problema deve-se eliminar o efeito não observado da Equação 12 da seguinte forma:

$$\Delta y_{it} = \Delta x_{it}\beta + \Delta u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (14)$$

Onde: $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$; $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{i,t-1}$; $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{i,t-1}$.

¹⁴ Este método é conhecido como Transformação de Efeitos Fixos.

¹⁵ Note que esta hipótese é exatamente a mesma utilizada para Efeitos Aleatórios (b.1). O que irá diferenciar estes modelos é que, em Efeitos Fixos não é necessário que $E(c_i/x_i) = E(c_i) = 0$.

Os pressupostos necessários para que a estimação via FD seja consistente são basicamente os mesmos exigidos para FE. A desvantagem em estimar este modelo é a perda de uma observação para todos os indivíduos.¹⁶

No contexto de dados de painel, geralmente inicia-se a análise através de um modelo POLS e verificasse se existe algum efeito não observado, c_i . Para tanto, tornou-se comum utilizar o teste de Breusch-Pagan (1980), onde a hipótese nula é: $H_0: \sigma_c^2 = 0$. Caso a hipótese nula prevaleça, o modelo POLS é o mais indicado. Caso contrário, o modelo RE é preferível ao POLS. Uma vez identificada no modelo a presença de efeitos individuais não observados, estima-se o modelo FE e RE utilizando-se do teste de Hausman (1978) para definir qual destes modelos deve ser utilizado. Este procedimento testa se x_{it} e c_i são correlacionados ($H_0: E [c_i | x_{it}] = 0$). Se H_0 for verdadeiro tanto o modelo de efeito fixo quanto o modelo de efeitos aleatórios são consistentes, porém o RE é mais eficiente. Se H_0 não for verdadeira somente o modelo de efeito fixo será consistente.

3. Base de Dados e Estatística Descritiva

Foram realizadas estimações com base no Modelo de Crescimento proposto MRW (1992) utilizando dados *cross-section* e em painel para os municípios brasileiros, considerando o período de 1980 a 2010. Para tanto, utilizou-se os seguintes dados:

a) Y representa a renda *per capita* das famílias, para os anos de 1980 a 2000.¹⁷

b) K, para esta variável utilizou-se como *proxy* a despesa de capital municipal,¹⁸ disponibilizado pelo Ministério da Fazenda (Secretária do Tesouro Nacional) e acessada junto ao IPEADATA (2012). Os dados de 1991 e 2010 estavam expressos em valores correntes e foram convertidos em R\$ de 2000 através do IGP – M (IPEA/FGV, 2012).¹⁹

Note que esta *proxy* considera apenas o gasto público em bens de capital, quando o ideal seria utilizar tanto o gasto público quanto privado. No entanto, não foi possível obter tal informação para os municípios brasileiros.²⁰ Cabe ressaltar que é muito difícil obter uma boa *proxy* para o capital físico. Dentre as tentativas mais utilizadas tem-se: **1.** Consumo de energia elétrica: Cangussu *et al.* (2010), Noronha *et al.* (2010), Barreto e Almeida (2008) e Keppe e Nakabashi (2009);²¹ **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).

¹⁶ Em Wooldridge (2010), p.455 pode-se obter mais detalhes sobre a escolha de modelos FE ou FD.

¹⁷ Utilizou-se o valor total dos rendimentos recebidos, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA/IBGE, 2012). Tais dados estão expressos em R\$ de 2000 e correspondem ao rendimento recebido no mês anterior à data de referência. Sendo esta data 01/08 para o Censo de 2000 e 01/09 para 1980 e 1990. Em 2010 foi utilizado o Valor médio do rendimento mensal total domiciliar per capita nominal (IBGE, 2012). Para que todas as observações ficassem expressas em R\$ de 2000, usou-se o IGP-M calculado pela Fundação Getúlio Vargas e disponibilizados pelo IPEADATA (IPEADATA/FGV, 2012) para deflacionar os dados de 2010.

¹⁸ De acordo com a Lei n o 4.320/64, engloba "as dotações para o planejamento e a execução de obras, inclusive as destinadas à aquisição de imóveis considerados necessários à realização destas últimas, bem como para os programas especiais de trabalho, aquisição de instalações, equipamentos e material permanente, e constituição ou aumento do capital de empresas que não sejam de caráter comercial ou financeiro". Enquadram-se nessa conta as despesas com equipamentos e instalações, etc.

¹⁹ De acordo com este índice: R\$ 2000 = (R\$ 2010 * 0,43693) = (R\$ 1991 * 17242,64).

²⁰ Outro autor que precisou utilizar esta *proxy* para capital físico foi Ribeiro (2011).

²¹ Infelizmente esta *proxy* não pôde ser testada neste trabalho. Uma vez que não foi possível obter os dados de consumo de energia elétrica para grande parte dos municípios brasileiros no período analisado.

As principais críticas relacionadas a estas *proxies* são: **1)** Dado que o progresso tecnológico poderia diminuir o uso de energia elétrica, uma região tecnologicamente avançada poderia apresentar um estoque de capital físico alto (em termos de quantidade de máquinas) com um consumo de energia relativamente menor (BARRETO, 2001). **2)** No caso do estoque de capital residencial, seria mais aconselhável utilizar o Estoque Líquido de Capital Privado (ELCP) (SANTOLIN E FIGUEIREDO, 2010).²² **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 na literatura e, conforme mencionado por Santolin e Figueiredo (2010), precisaria ser convertido em valores atuais.²³ **6.** Além de pouco utilizada, os próprios autores não encontraram significância nesta variável.

c) H utilizou-se o percentual de pessoas alfabetizadas.²⁴

A utilização da taxa de alfabetização como *proxy* para capital humano também é questionável, uma vez que o trabalhador alfabetizado pode ser tanto aquele que apenas sabe ler quanto aquele com o mais elevado nível de aprendizado. Uma opção melhor seria utilizar a média de anos de estudo de cada município. No entanto, mesmo esta *proxy* apresenta defeitos. De acordo com Nakabashi (2005), vários estudos não encontraram relações positivas e/ou significativas entre o nível capital humano e crescimento, por utilizarem “*proxies*” que não levam em conta os fatores quantitativos e qualitativos que envolvem a questão do capital humano. Segundo Khasnobis e Bari (2000), considerar somente a média dos anos de estudo não é uma “*proxy*” ideal para regiões em desenvolvimento devido a qualidade de educação, no sentido de que a qualidade desta diminui quando os anos de estudo médio da população aumenta, o que superestimaria a contribuição do capital humano. A suposição por trás disto é que a qualidade do sistema educacional depende do nível de desenvolvimento do município em questão (NAKABASHI, 2005). Este autor propõe que os anos de estudo da população economicamente ativa de cada município devam ponderados pelo IDH deste município. Outra opção seria utilizar o estoque de capital humano calculado pelo IPEA, assim como Pereira *et al* (2011).²⁵ O fato é que, embora a *proxy* utilizada neste trabalho não considere aspectos qualitativos, a definição de uma boa *proxy* para o capital humano não é trivial.²⁶ Além disso,

²² No entanto, os próprios autores ressaltam que o último cálculo para o ELCP, realizado pelo IBGE, foi para o ano de 1985, o que inviabilizaria sua utilização. Contudo, eles argumentam que o ELCP, considerando todos os municípios brasileiros, apresentou uma correlação de 0.981 com o capital residencial em 1970 e uma correlação de 0.978, em 1980. Sendo assim, concluem que a variável capital residencial poderia ser considerada uma boa *proxy* para o ELCP municipal.

²³ O que seria complicado, pois não existem boas variáveis para efetuar tal conversão considerando um nível municipal.

²⁴ O IPEADATA/IBGE (2012) disponibiliza dados sobre o percentual de pessoas de 15 e mais anos de idade que não sabem ler nem escrever um bilhete simples para os anos de 1991 e 2000. Os valores referentes ao ano de 2010 precisaram ser obtidos junto ao IBGE (2012). O percentual de analfabetos foi convertido em percentual de alfabetizados (1 - % analfabetos).

²⁵ Cabe ressaltar que, são necessários para este artigo dados municipais de capital humano para os períodos de 1991, 2000 e 2010. O problema é que, para 2010, os dados referentes aos anos de estudos municipais ainda não haviam sido liberados pelo IBGE. Além disso, os dados sobre o IDH e o estoque de capital humano, calculado pelo IPEA, estão disponíveis apenas para 1991 e 2000.

²⁶ Segue alguns autores que utilizaram *proxies* problemáticas: MRW (1992) usam a porcentagem da população economicamente ativa matriculada no ensino secundário. Barro (2000) utiliza a escolaridade média masculina e feminina, no nível primário e secundário. Young; Levy e Higgins (2004) utilizam a porcentagem da população que tem de nove a dez anos de escolaridade, alguns anos de curso superior e curso superior completo. Asteriou e Agiomirgianakis (2001) fazem uso dos números de matriculados nos níveis primário, secundário e superior. Finalmente, Souza (1999) aponta também que taxas de analfabetismo também podem ser utilizadas como *proxy* para o capital humano. Note que todas as variáveis mencionadas deixam de contabilizar o fator qualidade do

segundo Figueiredo (2011), a revisão de trabalhos aplicados para o Brasil revela que a inclusão de variáveis de qualidade do ensino não altera, de forma significativa os resultados. Assim, dadas às ressalvas citadas, assume-se que os municípios que apresentem elevadas taxas de alfabetização são aqueles que dão mais atenção à educação e, conseqüentemente, ao capital humano.

d) $(n+g+\delta)$ representa a soma das taxas de crescimento populacional (n), de progresso tecnológico (g) e de depreciação (δ). Em outras palavras, esta variável consiste da adição do valor da taxa de depreciação e da tecnologia (Segundo Freitas e Almeida (2011), $g+\delta = 0,05$ anuais)²⁷ aos valores das taxas de crescimento populacional (n). Sendo esta última obtida no IPEADATA/IBGE (2012).²⁸

As variáveis “a, b, c, d, e” compõem o modelo MRW (1992). Além destas, foram incluídas outras variáveis para capturar a autocorrelação e heterogeneidade espacial. Para tanto, foi necessário definir uma matriz de peso espacial.

e) W foi a matriz de peso espacial utilizada para defasar as variáveis do modelo. Neste caso, os resultados revelaram que a matriz espacial $K = 5$ (vizinhos mais próximos) era a que melhor captava a autocorrelação espacial.²⁹

O próprio resultado do I de Moran (Nota Rodapé 21) revela que deve haver algum tipo de padrão espacial que explique o crescimento da renda no período analisado. Logo, pode ser que o crescimento da renda de um município seja explicado, em parte, por características específicas de um ou mais vizinhos. Portanto, a matriz W foi utilizada para defasar espacialmente variáveis do modelo MRW (1992)³⁰. Tais variáveis defasadas foram utilizadas para explicar o crescimento da renda e foram denominadas como se segue: 1) Variação da Renda com defasagem espacial: $W_Ln(Y_t/Y_{t-1})$; 2) Capital Físico com defasagem espacial: $W_Ln(K)$; 3) Capital Humano com defasagem espacial: $W_Ln(H)$; 4) taxa de crescimento populacional e tecnológico e depreciação com defasagem espacial: $W_Ln(n+g+\theta)$.³¹

Por fim, nada garante que as variáveis utilizadas para explicar a variação da renda, irão gerar resultados semelhantes para todos os municípios brasileiros. Características como cultura e localização podem influenciar o impacto destas variáveis. Tal efeito é conhecido como heterogeneidade espacial. O conceito de heterogeneidade espacial está relacionado com

ensino. Além disso, as *proxys* utilizadas por MRW (1992) e Barro (2000) também apresentam o problema de nivelar os trabalhadores por baixo.

²⁷ Como este trabalho analisa variações entre décadas, o valor da taxa de depreciação e tecnologia foi: $(1,05)^{10} - 1 = 0,629$.

²⁸ Nota: Para possibilitar a utilização do Logaritmo Natural sobre $(n+g+\delta)$, somou-se 1 ao resultado destas variações para evitar valores negativos.

²⁹ Para tanto, testou-se diversas opções de matrizes ($K = 5$ e 10 vizinhos mais próximos e as matrizes de contigüidade rainha e torre) buscando identificar qual delas apresenta o maior I de Moran sobre a variável de interesse deste trabalho $\left\{Ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right)\right\}$ em cada período analisado. Segundo os resultados, a matriz espacial $K = 5$ parece ser a mais indicada para ser utilizada neste trabalho. Esta matriz apresentou o maior I de Moran entre 1980-1991 e 1991-2000 (0.23 e 0.22, respectivamente) e obteve o 2º maior índice no período de 2000-2010 (0.41), ficando atrás apenas da matriz de contigüidade rainha (todos significativos a 5% de significância).

³⁰ Este procedimento foi realizado através do Software GEODA.

³¹ Argumenta-se que estas variáveis defasadas espacialmente captam o efeito transbordamento ou *spillover* associado a uma região. Alguns autores que tentaram estimar este efeito foram: Dall’erba e Le Gallo (2004) investigaram o impacto dos fundos estruturais no processo de convergência entre 145 regiões da Europa entre 1989-1999. Este estudo destaca que grande parte destes fundos, gera efeitos *spillovers* e não necessariamente induzem a uma redução das desigualdades regionais. Lall e Yilmaz (2001, *Apud* Abreu *et al.* 2005), utilizando um modelo de convergência condicional, encontram que os *spillovers* de capital humano são importantes para explicar as diferentes rendas e também a convergência entre os estados dos EUA. Easterly e Levine (1998) verificam este efeito utilizando a variável dependente defasada espacialmente, ou seja, a taxa de crescimento médio dos vizinhos é incluída diretamente como uma variável explicativa. Oliveira (2005) analisando os determinantes do crescimento econômico das cidades cearenses na década de 1990, concluiu que o capital humano e a urbanização tendem a gerar externalidades positivas (*spillovers*).

a idéia de instabilidade do comportamento econômico no espaço. Em outras palavras, pode haver características intrínsecas a cada região que afetam os processos econômicos (LE GALLO E ERTUR, 2003; ANSELIN, 1988; ANSELIN E BERA, 1998).

Os resultados das Figuras A.1, A.2 e A.3 (em Anexo) evidenciam a existência de clusters espaciais estatisticamente significativos. Portanto, existem indícios de que municípios com características semelhantes tendem a se agrupar espacialmente. O resultado desta associação gera um espaço heterogêneo. Logo, visando captar este efeito, foram incluídas as seguintes variáveis:

f) Dummies de Região: Adotou-se 4 variáveis binárias para representar os municípios pertencentes à determinada região brasileira. Para tanto, os municípios que pertenciam a uma mesma região recebiam valores iguais a 1 enquanto os que não faziam parte desta localidade recebiam o valor 0. Tais variáveis especificam as regiões: Sul, Sudeste, Nordeste e Centro Oeste.

g) Dist_Mun, representa a distância em Km² do município em relação à sua respectiva capital estadual. O cálculo foi baseado nas coordenadas geodésicas do cadastro de cidades e vilas do IBGE de 1998. O universo de municípios é definido pelo IBGE no levantamento censitário. Tais dados podem ser obtidos junto ao IPEADATA (2012).³²

Uma vez descritas as variáveis referentes ao Modelo MRW (1992) e as demais acrescentadas ao modelo para captar efeitos espaciais, buscou-se construir um quadro-resumo (QUADRO 1) com os principais resultados esperados após a estimação.

Quadro 1. Descrição e Sinais Esperados das Variáveis

Tipo de Variável	SIGLA	Descrição	Sinal Esperado	Hipóteses para o Sinal Esperado
Dependente	$\ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right)$	Varição da Renda <i>per capita</i>	n/c	n/c
Explicativas (Modelo MRW, 1992)	$\ln(Y_{t-1})$	Renda <i>per capita</i> Inicial	-	Convergência da Renda
	$\ln(K)$	Capital Físico	+	Insumo para crescimento da renda
	$\ln(H)$	Capital Humano	+	Insumo para crescimento da renda
	$\ln(n+g+\delta)$	Taxas de cresc. Pop.(n) + tecnol.(g) + deprec.(θ)	-	
Controle para Heterogeneidade Espacial	Sul	Municípios da Região Sul	?	Dependem de questões inerentes a cada Região (ex: Gestão)
	Sudeste	Municípios da Região Sudeste	?	
	Nordeste	Municípios da Região Nordeste	?	
	Centro Oeste	Municípios da Região Centro-Oeste	?	
	$\ln(\text{dist_est})$	Distância do Município até sua Capital Estadual	-	Spillover gerado pelos centros (capitais)
Controle para Auto-Correlação Espacial	$W_Ln(Y_t/Y_{t-1})$	Varição da Renda com Defasagem Espacial	+	I de Moran positivo
	$W_Ln(K)$	Capital Físico com Defasagem Espacial	+	efeito transbordamento
	$W_Ln(H)$	Capital Humano com Defasagem Espacial	+	efeito transbordamento
	$W_Ln(n+g+\theta)$	Taxas de cresc. Pop.(n) + tecnol.(g) + deprec.(θ) com Defasagem Espacial	-	

Nota: As variáveis precedidas de Ln estão em logaritmo natural.

Fonte: Elaboração própria do autor com base na literatura consultada.

³² Nos casos das capitais, onde a distância é zero, adotou-se distância igual a 1. Lembrando que o Logaritmo Natural de 1 é igual a zero.

Através do Quadro 1, percebe-se que o sinal esperado para a renda inicial é negativo. Isto indicaria uma convergência de renda entre os municípios brasileiros. Logo, uma renda inicial elevada em $t-1$ dificultaria um crescimento acentuado em t . O capital físico e humano são descritos como insumo básicos ao crescimento. Portanto espera-se uma relação positiva entre estas variáveis e a variação da renda. Além disso, espera-se um sinal negativo para $\ln(n+g+\delta)$. Pois, dado que $g+\delta$ são constantes por hipótese, o crescimento populacional, n , tende a diminuir a renda *per capita*. As variáveis *dummies* (Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste) utilizadas para controlar a heterogeneidade espacial não têm sinal esperado definido. Isto dependerá da capacidade de crescimento, dada as demais variáveis explicativas, de cada região em relação à Região Norte (excluída). No caso da distância do município até sua capital estadual, espera-se um sinal negativo. Uma vez que, utilizando a hipótese de que cada capital é um centro econômico que gera *spillovers* para os vizinhos, quanto maior a distância menor seria a capacidade desta em gerar tais externalidades. Por fim, no caso das variáveis explicativas defasadas espacialmente, espera-se o mesmo sinal apresentado por estas variáveis no Modelo MRW (1992). A hipótese por trás disto refere-se a possibilidade de um município incorporar capital físico ou humano de um vizinho (efeito transbordamento). A variável dependente defasada deve apresentar uma correlação positiva com a variação da renda (tal resultado corroboraria os valores do I de Moran estimados - ver nota de rodapé 31).

4. Resultados³³

Analisando os resultados obtidos nas estimações utilizando dados *cross-section* apresentados no Quadro 2, percebe-se que, todas as variáveis referentes ao modelo MRW (1992) foram significativas para explicar o crescimento da renda em todos os períodos analisados. A exceção foi o capital físico, K , em 2010. Esta variável não se mostrou significativa nem mesmo a 5% de significância. Além disso, todas as variáveis significativas, com exceção de $\ln(n+g+\theta)$ em 1991, apresentaram o sinal esperado. Segundo os critérios AIC e BIC³⁴, a inclusão de variáveis para captar a Heterogeneidade Espacial melhora a especificação do modelo em todos os anos analisados. Com relação às *dummies* de região, apenas o nordeste não se mostrou significativo para explicar o crescimento da renda *per capita* no período de 1980-1991. Isto indica não se pode afirmar que o crescimento desta região, dado as demais variáveis explicativas, tenha sido diferente da região norte. As demais variáveis de região foram significativas e positivas para todo o período. Logo, parece que a região norte tem característica específicas que impedem que ela cresça no mesmo ritmo das demais regiões. A variável de distância em relação à capital Estadual foi significativa apenas para explicar o crescimento entre 1991 e 2000. Além disso, apresentou sinal positivo (contrário ao esperado) para todos os anos, o que indica a existência de externalidades negativa da capital para seus vizinhos mais próximos.

O Quadro 2 revela ainda que no modelo com a inclusão de variáveis para controle da auto-correlação espacial, a variação da renda defasada espacialmente, $W_Ln(Y_t/Y_{t-1})$, mostrou-se significativa e com o sinal esperado em todos os períodos analisados. Isto revela que o crescimento de um município depende, pelo menos em parte, do crescimento de seus vizinhos. O efeito transbordamento associado ao capital físico e humano foi significativo para explicar o crescimento da renda apenas no período de 2000 a 2010. A variável $W_Ln(n+g+\theta)$ foi significativa entre 1991 e 2010, porém apresentou sinal contrário ao esperado. O modelo com controle para heterogeneidade e auto-correlação espacial fez com que as variáveis K e H , se tornassem significativa durante todo o período analisado (embora H não apresente o sinal

³³ Os comentários realizados nesta seção consideraram um nível de significância de 5% para as variáveis. Isto vale para os modelos *Cross-Section* e *Painel*. (Quadros 2 e 3, respectivamente).

³⁴ Maiores detalhes sobre os critérios de informação AIC e BIC em Woodridge (2002).

esperado entre 1980 e 2000). Estes resultados são importantes para descrever o impacto de cada variável nos períodos analisados. No entanto, estas estimações, embora apresentem controles para efeitos espaciais, não o fazem para os efeitos não observados. Portanto, é possível que características individuais dos municípios, que não foram incorporadas no modelo, estejam gerando viés nos resultados obtidos. No intuito de contornar este problema, estes modelos foram estimados novamente com dados em painel, onde é possível verificar se, de fato, existe algum efeito não observado gerando viés nos resultados. Os resultados das estimações em painel estão apresentados no Quadro 3.³⁵

No caso das estimações considerando apenas as variáveis referentes ao modelo MRW (1992) original, percebe-se que todas as variáveis explicativas apresentaram o sinal esperado. Além disso, apenas o capital físico, K, estimado pelo método das Primeiras Diferenças (FD), não foi significativo. Analisando os modelos estimados, nota-se que o coeficiente associado à variável $\ln(Y_{t-1})$ diminui seu valor consideravelmente quando são considerados os modelos com correção para efeitos não observados (FE e FD). Isto indica que, a exclusão dos fatores não observados, tende a aumentar a taxa de convergência da renda *per capita* entre os municípios brasileiros. Ainda considerando os modelos FE e FD, nota-se que o efeito do capital humano, H, aumenta, quando comparado com os modelos POLS e RE, enquanto o capital físico, K, diminui. Isto indica que a estimação de modelos que não considerem estes efeitos não observados pode gerar tanto um resultado superestimado quanto subestimado. A inclusão de variáveis de controle para a heterogeneidade espacial parece ter melhorado a especificação dos modelos POLS e RE.³⁶ Todas as variáveis explicativas do modelo MRW (1992) original apresentaram o sinal esperado e foram significativas. A inclusão das variáveis espaciais também foram todas significativas. Parece que, retirado o efeito das variáveis referentes ao modelo MRW (1992), os municípios da região Centro-Oeste apresentam características que impulsionam o crescimento da renda acima das demais regiões. A região norte é a que menos crescerá. Além disso, a distância dos municípios em relação à capital Estadual mostrou-se positiva e significativa. O que indica uma tendência de externalidade negativa das capitais em relação aos seus vizinhos. Por fim, Não foram verificadas grandes alterações entre as significâncias dos modelos POLS e RE (QUADRO 3).³⁷

Os modelos com controle para a auto-correlação espacial, apresentados no Quadro 3, revelam que todas as variáveis defasadas espacialmente foram significativas e positivas. Além disso, a inserção destas variáveis alterou significativamente a magnitude dos sinais das variáveis associadas ao modelo MRW (1992). Praticamente todas as variáveis auferiram uma diminuição em seus respectivos coeficientes. Este resultado revela que o efeito “vizinhança” é responsável por boa parte da variação da renda de uma localidade. A exceção ocorreu com o capital físico, K, nos modelos FE e FD. Para estes modelos, a inclusão de variáveis de controle para a auto-correlação espacial aumentou o coeficiente associado ao capital físico e tornou a variável $\ln(n+g+\theta)$ não significativa em ambos os modelos.

³⁵ Inicialmente serão comentadas as diferenças básicas de cada modelo. Feito isto serão utilizados os testes de Breusch and Pagan (1980) e Hausman (1978) para definir qual o melhor modelo a ser utilizado.

³⁶ O resultado do critério AIC e BIC, associado à estimação via POLS, diminui em relação ao modelo que não incorpora efeitos espaciais.

³⁷ Note que não foram realizadas estimações utilizando os modelos FE e FD para captar a heterogeneidade espacial. Isto se deve ao fato de que estes modelos excluem automaticamente variáveis que não variam no tempo. Portanto, não é possível captar este tipo de efeito espacial através de FE e FD. Na realidade, qualquer característica específica, observada ou não, é excluída nestes casos.

Quadro2. Resultado das Estimações usando dados cross-section.

Variável	MQO			MQO Minimizando a Heterogeneidade Espacial			MQ2E Minimizando a Auto-Correlação Espacial			MQ2E Minimizando a Auto-Correlação e Heterogeneidade Espacial		
	1991	2000	2010	1991	2000	2010	1991	2000	2010	1991	2000	2010
Ln(Y_{t-1})	-0.3737***	-0.4095***	-0.4053***	-0.4011***	-0.4346***	-0.4370***	-0.2709***	-0.3060***	-0.3310***	-0.2916***	-0.3363***	-0.3637***
Ln(K)	0.0382***	0.0180***	-0.0022	0.0437***	0.0253***	0.0038	0.0213***	0.0198***	0.0009	0.0240***	0.0234***	0.0035
Ln(H)	0.6439***	1.2593***	0.8288***	0.5520***	1.0748***	0.6794***	0.4413***	0.9414***	0.3690***	0.4427***	0.9766***	0.4309***
Ln(n+g+ θ)	0.0791***	-0.0837***	-0.1348***	0.0937***	-0.0376*	-0.0499*	0.0363	-0.0663***	-0.1144***	0.0367	-0.0500**	-0.0847***
Sul				0.0737**	0.2587***	0.1920***				0.0649*	0.0857***	0.1668***
Sudeste				0.0869***	0.2202***	0.1039***				0.0722**	0.0827***	0.1380***
Nordeste				-0.0027	0.1372***	0.0646***				-0.0353	-0.0198	0.0607***
Centro Oeste				0.1325***	0.2144***	0.1759***				0.0595*	0.1180***	0.1538***
Ln(dist_est)				0.0014	0.0121**	0.0033				-0.0014	0.0167***	0.0043
W_Ln(Y_t/Y_{t-1})							1.0432***	0.9440***	0.7943***	1.0410***	0.9393***	0.7600***
W_Ln(K)							0.0101	0.0079	0.0106**	0.0144*	0.0178**	0.0121**
W_Ln(H)							0.0373	-0.0898	0.8101***	-0.1134*	-0.3514***	0.5111***
W_Ln(n+g+ θ)							0.0017	0.2004***	0.0915*	0.016	0.2702***	0.1988***
cons	-1.7059***	-3.2946***	-1.4320***	-1.3281***	-2.7354***	-0.8257***	-1.1923***	-2.6997***	-3.6842***	-0.5872***	-1.8956***	-2.6666***
N	3453	3453	3453	3453	3453	3453	3453	3453	3453	3453	3453	3453
r2	0.21	0.33	0.60	0.22	0.36	0.64	0.19	0.24	0.58	0.19	0.25	0.60
aic	-514.97	-1678.91	-4505.93	-559.26	-1838.71	-4835.41						
bic	-484.24	-1648.17	-4475.19	-497.79	-1777.24	-4773.94						
rank	5.00	5.00	5.00	10.00	10.00	10.00	9.00	9.00	9.00	14.00	14.00	14.00

legenda: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Software STATA.

Quadro3. Resultado das Estimções usando dados em Painel.

Tipo de Controle					Heterogeneidade Espacial		Estimção em 2 Estgios Utilizando Instrumentos para $W_Ln(Y_t/Y_{t-1})$					
							Auto-Correlação Espacial				Heterogeneidade e Auto-Correlação Espacial	
Variável	POLS	RE	FE	FD	POLS	RE	POLS	RE	FE	FD	POLS	RE
Ln(Y_{t-1})	-0.6817***	-0.6817***	-0.9561***	-1.1787***	-0.6722***	-0.6722***	-0.2462***	-0.2462***	-0.5058***	-0.7063***	-0.2680***	-0.2680***
Ln(K)	0.0357***	0.0357***	0.0137**	0.0051	0.0349***	0.0349***	0.0104***	0.0104***	0.0204***	0.0183***	0.0135***	0.0135***
Ln(H)	1.7987***	1.7987***	2.6086***	2.7317***	1.8529***	1.8529***	0.4884***	0.4884***	0.4951***	0.4119***	0.5046***	0.5046***
Ln(n+g+ θ)	-0.0686***	-0.0686***	-0.0800***	-0.0516**	-0.0674***	-0.0674***	-0.0279	-0.0279*	-0.0101	-0.026	-0.0207	-0.0207
Sul					0.0995***	0.0995***					0.0888***	0.0888***
Sudeste					0.1073***	0.1073***					0.0830***	0.0830***
Nordeste					0.1566***	0.1566***					0.0076	0.0076
Centro Oeste					0.1597***	0.1597***					0.0963***	0.0963***
Ln(dist_est)					0.0085*	0.0085*					0.0072**	0.0072**
W_Ln(Y_t/Y_{t-1})							0.8609***	0.8609***	0.7550***	0.5928***	0.8760***	0.8760***
W_Ln(K)							0.0156***	0.0156***	0.0938***	0.0879***	0.0230***	0.0230***
W_Ln(H)							0.0847*	0.0847*	0.2941***	0.8075***	-0.0493	-0.0493
W_Ln(n+g+ θ)							0.0857***	0.0857***	0.1202***	0.1644***	0.1221***	0.1221***
cons	-4.8898***	-4.8898***	-6.8144***	-	-5.3254***	-5.3254***	-1.6624***	-1.6624***	-2.5665***	-	-1.2934***	-1.2934***
N	10359	10359	10359	6906	10359	10359	10359	10359	10359	6906	10359	10359
r2	0.49			0.80	0.50		0.77				0.78	
r2_overall		0.49	0.49			0.50		0.78	0.73			0.78
r2_between		0.22	0.23			0.23		0.50	0.33			0.50
r2_within		0.67	0.67			0.67		0.80	0.82			0.80
aic	3581.61		-1590.10	4550.72	3485.65							
bic	3617.84		-1553.87	4578.08	3558.10							
rank	5.00	5.00	5.00	4.00	10.00	10.00	9.00	9.00	9.00	8.00	14.00	14.00

TESTE DE BREUSCH AND PAGAN (1980):

 $\chi^2 = 66.48$; Prob. > $\chi^2 = 0.000$;

TESTE DE HAUSMAN (1978):

 $\chi^2 = 3267.51$; Prob. > $\chi^2 = 0.000$;

legenda: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Nota: 1) Os modelos POLS e RE foram estimados utilizando-se a matriz robusta de White (WOOLDRIDGE, 2002).

2) Os resultados para Ln(n+g+ θ) no modelo POLS e RE com Auto-Correlação espacial eram significativos a 5% em suas versões não robustas.

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Software STATA.

Ainda sobre os resultados do Quadro 3, quando se considera variáveis de controle para a heterogeneidade e auto-correlação espacial, verifica-se que as variáveis Y_{t-1} , K e H foram significativas a apresentaram o sinal esperado. Além disso, boa parte das variáveis de controle espacial (heterogeneidade e auto-correlação) também se mostraram significativas. Apenas a *dummy* associada à região nordeste e $W_Ln(H)$ não foram significativas. No caso do nordeste, O coeficiente associado às características específicas da região diminuiu consideravelmente em relação aos modelos onde havia controle apenas para a heterogeneidade espacial. Esta diminuição fez a região do Nordeste obtivesse características específicas semelhantes à região Norte, onde estas características são as piores dentre as regiões analisadas. Portanto, considerando apenas as características específicas das regiões, parece que estas duas são as piores em termos de gerar crescimento econômico. As regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste apresentaram as melhores características específicas, respectivamente. Além disso, a variável, capital humano defasada espacialmente, $W_Ln(H)$, também apresentou uma diminuição acentuada em seu coeficiente, em relação aos modelos onde havia controle apenas para a auto-correlação espacial. Logo, a inclusão de variáveis que captam a heterogeneidade espacial parece ter eliminado o efeito transbordamento associado ao capital humano.

Os resultados obtidos nos modelos POLS, RE, FE e FD geraram alguns indícios interessantes. No entanto, é necessário que se escolha entre um deles. O resultado do teste de Breusch and Pagan (1980) revelou que não é possível aceitar a hipótese nula, $H_0: \sigma_c^2 = 0$. Portanto, existe algum tipo de efeito não observado e a utilização do modelo POLS não é mais indicada. O resultado do teste de Hausman (1978) também rejeita a hipótese nula, $H_0: E[c_i/x_{it}] = 0$. Logo, parece que o efeito não observado, c_i , é correlacionado com pelo menos uma das variáveis explicativas. Neste caso, a estimação via RE ou POLS seriam inconsistentes. Portanto, deve-se utilizar os modelos FE ou FD.

Cabe salientar que, embora as estimações FE e FD eliminem o efeito não observado, elas também eliminam qualquer tipo de heterogeneidade específica dos municípios brasileiros do modelo. Portanto, a utilização destes modelos faz com que informações importantes sejam perdidas (como o efeito região e *spillovers* das capitais). Feitas estas ressalvas, os melhores modelos para descrever o crescimento da renda *per capita* brasileira, levando-se em conta os testes de Breusch and Pagan (1980) e Hausman (1978), foram os de FE e FD com variáveis para captar auto-correlação espacial. Ambos os modelos apresentam taxas de convergência superiores ao POLS e RE (também com variáveis para captar auto-correlação espacial). O capital humano e físico foram significativos e apresentaram o valor esperado. A variável $Ln(n+g+\theta)$, embora apresente o valor esperado, não foi significativa para explicar o modelo. Todas as variáveis defasadas espacialmente foram significativas e positivas. Em termos relativos, considerando os coeficientes de K e H, pode-se constatar que o capital humano é mais importante que o físico para explicar o crescimento municipal. Este resultado é verificado tanto no FE quanto FD. Além disso, a exclusão dos efeitos não observados acentuou de modo significativo, o impacto do capital humano defasado espacialmente sobre a variação da renda (QUADRO 3).

Conclusão

Este trabalho teve por objetivo analisar os condicionantes do crescimento econômico com base no modelo idealizado por Mankiw, Romer e Weil – MRW (1992). Para tanto, foi realizado um estudo empírico utilizando os municípios brasileiros entre o período de 1980 a 2010. A revisão da literatura sobre o assunto revelou que a maioria dos trabalhos que buscaram analisar o crescimento econômico ignorou os efeitos espaciais envolvidos neste processo. Além disso, não houve nenhum trabalho que considerou tais efeitos utilizando dados em painel, com desagregação municipal e analisando um período tão longo.

Foram realizados testes, a fim de assegurar a existência de auto-correlação e heterogeneidade espacial envolvidos no processo de crescimento dos municípios brasileiros. O I de Moran calculado (Nota de Rodapé 23) sobre a variável dependente, variação da renda per capita, mostrou-se significativo e positivo. Portanto, não se pôde negar a existência de auto-correlação espacial associada ao crescimento econômico. Além disso, o mapa de *cluster* desenvolvido a partir das estatísticas LISA (FIGURAS A.1, A.2 e A.3) identificou diversos agrupamentos espaciais onde o crescimento ocorreu de forma semelhante. Em outras palavras, estes resultados indicaram que: 1) o crescimento de um município é afetado pelo crescimento de seus vizinhos; 2) Os *clusters* são indícios de que o crescimento não ocorre de forma aleatória no espaço e, portanto, deve haver algum tipo de heterogeneidade espacial. Qualquer um destes efeitos, quando desconsiderados, gera viés nas estimações via MQO. Para contornar este problema, foram incluídas variáveis de controle espacial. No caso da auto-correlação, foram utilizadas as variáveis do modelo MRW (1992) defasadas espacialmente. Já para a heterogeneidade, inseriu-se *dummies* de região e uma variável de distância dos municípios em relação às suas respectivas capitais estaduais. Os testes AIC e BIC revelaram que, tanto na estimação utilizando dados *cross-section* quanto painel, a inclusão das variáveis de controle para heterogeneidade espacial melhorou a especificação do modelo original. Isto corrobora a hipótese de que a omissão destas variáveis poderia conduzir a resultados enganosos.

Embora a estimação utilizando dados *cross-section* tenha gerado resultados importantes, que sustentaram a utilização de variáveis de controle espacial, este tipo de estimação não consegue controlar possíveis vieses relacionados a variáveis omitidas ou, em outras palavras, características não observáveis dos indivíduos. No caso deste artigo, onde os indivíduos são municípios, estas características seriam: cultura, recursos naturais, tecnologia, etc. Para verificar a existência deste problema, o Modelo MRW (1992) com especificações de controle para a auto-correlação e heterogeneidade espacial, foi estimado utilizando dados em painel.

Os resultados das estimações via POLS e RE, considerando variáveis de controle para a auto-correlação e heterogeneidade espacial, revelaram que o capital humano e o físico, conforme já era esperado, são positivamente correlacionados com a variação da renda *per capita* municipal. Porém, o capital humano é significativamente mais importante que o capital físico para explicar a variação da renda *per capita* municipal. Além disso, os resultados apontam para a convergência da renda. No que se refere às variáveis de controle espacial, parece que as regiões Norte e Nordeste são as que menos apresentam características específicas que impulsionam o crescimento econômico. Neste critério, o Centro-Oeste se destaca como a região que apresenta as melhores características. Outro resultado, que contraria a hipótese de Myrdal (1960), indica que as capitais estaduais geram externalidades negativas para os municípios mais próximos. Além disso, a maior parte da variação da renda, considerando todas as variáveis do Modelo MRW (1992) mais os controles espaciais, parece depender da variação desta variável nos municípios vizinhos. O efeito vizinhança, ou transbordamento, gerado pelo capital físico também foi positivo e significativo em ambos os casos (o mesmo não pode ser dito do capital humano). Porém, são impactos pequenos quando comparados com o efeito transbordamento da variação da renda.

Estes modelos (POLS e RE) embora tentem controlar o efeito espacial, não conseguem fazê-lo para todas as características individuais dos municípios (efeito não observado). Os testes de Breusch and Pagan (1980) e Hausman (1978), mostraram que, a grosso modo, existe algum tipo de efeito não observado que está gerando viés nos resultados. Portanto, os modelos FE e FD seriam preferíveis ao POLS e RE. A desvantagem em se utilizar estes modelos é que todas as características específicas dos municípios, observáveis ou não, são eliminadas. Portanto, as variáveis de controle para a heterogeneidade espacial, pelo fato de não variarem no tempo, são excluídas automaticamente. Os resultados da estimação de FE e FD não

alteraram o sinal nem a significância³⁸ das variáveis (exceto $W_Ln(H)$, que passou a apresentar significância), quando comparados com os modelos citados anteriormente. No entanto, a magnitude dos coeficientes foi afetada (corroborando a hipótese de viés associado ao efeito não observado). Parece que as características não observadas dos municípios estavam camuflando a verdadeira magnitude da convergência da renda. O coeficiente associado a esta variável mais do que dobrou no modelo FD e aumentou significativamente no FE. O impacto direto do capital humano diminuiu levemente em ambos os modelos. Porém, seu impacto indireto, via efeito vizinhança ou transbordamento, aumentou e se tornou uma das variáveis mais importantes, principalmente no modelo FD, para explicar o crescimento da renda nos municípios brasileiros.

Referências

- ABREU, M., GROOT, H.L.F., FLORAX, R.J.G.M., *Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods*. *Région et Développement*, nº 21-2005. 2005.
- ANSELIN, L. *Spatial econometrics: methods and models*. Kluwer Academic, Boston, 1988.
- ANSELIN, L. *Local indicators of spatial association – LISA*. *Geographical Analysis*. V 27 (2), April. P 93-115. 1995.
- 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.
- 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., MENEZES FILHO, N., MENEZES, T. e SILVEIRA NETO, R. **Geografia e Convergência de Renda entre os Estados Brasileiros**. IPEA, 2000.
- ASTERIOU, D.; AGIOMIRGIANAKIS, G. M. *Human capital and economic growth: time series evidence from Greece*. *Journal of Policy Modeling*, v. 23, n. 5, p. 401-489, oct. 2001.
- BARRETTO, Elba S. de S.; MITRULIS, Eleny. **Trajatória e desafios dos ciclos escolares no País**. *Revista Estudos Avançados USP*, São Paulo, n. 42, 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)*, v. 36, p. 25-40, 2010.
- BARRETO, R. C. S. **Desenvolvimento Regional e Convergência de Renda nos Municípios do Estado do Ceará**. (Tese de Doutorado) – Viçosa, MG – UFV, 2007.
- BARRETO, R. C. S. ALMEIDA, E. **A contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB per capita no Ceará**. In Fórum BNB 2008. Anais. 2008.
- BARRO, R. J. *Economic growth in a cross section of countries*. *The Quarterly Journal of Economics*, v.106, n.2, p.407-443, 1991.
- BARRO, R. J. *Education and Economic Growth*. *Harvard University, Department of Economics, Working Paper*, 2000.
- 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*.
- BREUSCH, T. S and PAGAN A. R. *The LM Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics*, *Review of Economic Studies* 47, 239–254. 1980.
- 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*, São Paulo, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.

³⁸ Obviamente os valores associados às significâncias das variáveis se alteraram. Porém, considerando um nível de significância de 5% em todos os modelos, nenhuma variável deixou de ser significativa ou passou a ser.

- CRAVO, T. e SOUKIAZIS, E. **O Capital Humano como Fator Determinante para o Processo de Convergência entre os Estados do Brasil**. In: Encontro Regional de Economia/Nordeste: Estratégias de Desenvolvimento Regional. Anais. 2006.
- CHRISTALLER, W. *Central places in Southern Germany*. Nova Jersey: Prentice-Hall, 1966.
- 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.
- EVANS, D.; GREEN, C. J.; MURINDE, V. *The importance of human capital and financial development in economic growth: new evidence using the translog production function*. Santiago: Interamerican Bank, 2000. (Working paper series, n.22). 2000.
- DALL'ERBA, D. & LE GALLO, J. *Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds over 1989-1999: A Spatial Econometric Analysis*. University of Illinois at Urbana-Champaign, REAL Working Paper, no. 03-T-14, Urbana . 2004.
- EASTERLY, W. and R. LEVINE. *Troubles with the neighbours: Africa's problem, Africa's opportunity*. *Journal of African Economies*, 7: 120–42. 1998.
- FERREIRA, P. C. e ELLERY Jr, R. **Convergência Entre a Renda per Capita dos Estados Brasileiros**. Revista de Econometria, 1996.
- FERREIRA, R. T. e CRUZ, M. A. **Clubes de Convergência na Desigualdade de Renda nos Municípios Brasileiros**. In: Encontro Nacional de Economia, Anais. 2008.
- 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**. Pesquisa e Planejamento Econômico (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 - Ano 07, Vol. 24 - Janeiro/Março de 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. Vol. 29, n. 1, 2008.
- FREITAS, M. V. e ALMEIDA, E. S. **Existe Realmente Convergência de Renda entre Países?** Artigo publicado nos anais dos congressos: ANPEC e ENABER 2011.
- GROLLI, P. A, OLIVEIRA, C. A. e JACINTO, P. A. **Crescimento Econômico e Convergência com a Utilização de Regressões Quantílicas: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul (1970 a 2001)**. In: XXXIV Encontro Nacional de Economia – ANPEC. Anais. 2006.
- HARRISON, A. *Openness and growth: a timeseries, cross-country analysis for developing countries*. *Journal of Development Economics, Amsterdam*, v. 48, p.419-447,1996.
- HAUSMAN, J. A. *Specification Tests in Econometrics*. *Econometrica* 46, 1251–1271. 1978.
- IBGE, **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Disponível *on line* em: <http://www.ibge.gov.br/home/download/estatistica.shtm/>. Dados do CENSO 2010. Tab. 10 para Renda e Tab.03 para Taxa de Analfabetismo. Acesso em 2012.
- IPEADATA/IBGE; FVG, **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível *on line* em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Dados de IBGE e FVG. Acesso em 2012.
- IPEADATA, **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**. Disponível *on line* em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em 2012.
- HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge: Cambridge University Press, Second Edition, 2003.
- JARRET, J. P.; SELODY, J. G. *The productivity- Inflation Nexus in Canada, 1963-1979*. *The Review of Economics and Statistics, Cambridge*, v. , n. , p. ,1982.
- KELEJIAN, H.; PRUCHA, I. *A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances*. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, n. 17, p.99–121,1998.
- 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.
- KHASNOBIS-GUHA, Basudeb and BARI, Faisal. *Sources of Growth in South Asian Economics*. *Global Research Project*, 2000.

- 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.
- LE GALLO, J and ERTHUR, C. *Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita. GDP in Europe, 1980-1995*. Papers in Regional Science v 82(2) p 175 201. 2003.
- MAGALHÃES, A. M. **Clubes de convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial**. In Encontro Nacional de Economia – ANPEC. Anais. 2001.
- MAGALHÃES, A., HEWINGS, G. J. d. e AZZONI, C. R. *Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil*. Working Paper REAL, 00-T-11, Urbana Chanpaign, 2000.
- 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. **Política Regional, Crescimento Econômico e Convergência de Renda em Minas Gerais**. (Dissertação de Mestrado) – Juiz de Fora, MG – Faculdade de Economia e Administração – UFJF, 2007.
- 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.
- 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**. Pesquisa e Planejamento Econômico. Vol. 36, n. 3, dez, 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.
- MIRDAL, G. *Economic theory and under-developed regions*. London: Duckworth, 1957.
- NAKABASHI, Luciano. **Três Ensaio Sobre Capital Humano e Renda por Trabalhador**. Tese de doutorado: CEDEPLAR – UFMG. 2005.
- NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. *Human capital quality in the Brazilian states*. *Revista EconomiA*, v. 8, n. 2, p. 211-229, 2007.
- 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. **Externalidades espaciais e o crescimento econômico das cidades do estado do Ceará**. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 36, n. 3, 21p. 2005.
- OLIVEIRA, C. A.; JACINTO, P. A.; GROLLI, 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.
- 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. Texto para Discussão 1623, Brasília , junho de 2011.
- PEROBELLI, F. S. FARIA, W. R. FERREIRA, P. G. C. **Análise de convergência espacial do PIB per capita em Minas Gerais: 1975-2003**. Anais. Fórum BNB 2006
- PINTO COELHO, R. L. **Dois Ensaio sobre a Desigualdade de Renda dos Municípios Brasileiros**. (Dissertação de Mestrado) – Belo Horizonte, MG – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG, 2006.
- 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.
- RESENDE, G. M. **Teste de Robustez e Externalidades Espaciais: o caso dos estados brasileiros e dos municípios mineiros**. (Dissertação de Mestrado) – Belo Horizonte, MG – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – Faculdade de Ciências Econômicas – UFMG, 2005.
- RIBEIRO, E. C. B. A. **Convergência de renda local entre os municípios brasileiros para o período 2000 a 2005**. Dissertação de Mestrado defendida pela PPGA/UFJF em 2011.

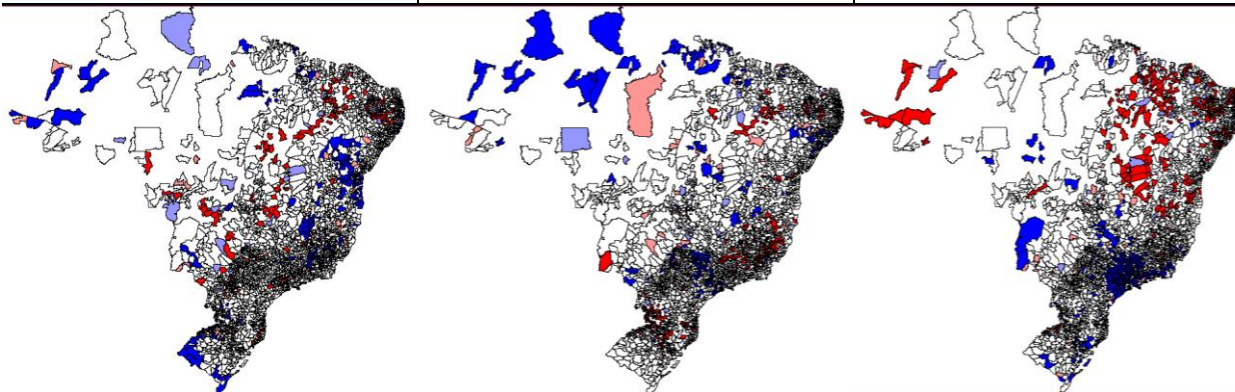
- RIBEIRO, E. P. e PÔRTO Jr. S. S. **Distribuição da Renda per Capita e Crescimento Entre os Municípios da Região Nordeste do Brasil - uma Análise Markoviana.** Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 34, n. 3, 2003.
- ROCHA, L. E., CARDOSO, D. F. e RODRIGUES, L. A. **Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) e a Convergência de Renda: uma análise espacial para os municípios do estado de Minas Gerais, 1991 a 2000.** In: XXXVI Encontro Nacional de Economia. Anais. Salvador, 2008.
- ROMER, David. *Advanced Macroeconomics. McGraw – Hill Advanced Series in Economics.* 1996.
- SILVEIRA NETO, R. M. e AZZONI, C. R. *Non-Spatial Government Policies and Regional Income Inequality in Brazil. Regional Studies,* v. 45, p. 453-461, 2011.
- 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, 2011, Foz do Iguaçu. Anais do 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: 38^o Encontro Nacional de Economia, 2010, Foz do Iguaçu. Anais do 39^o Encontro Nacional de Economia - ANPEC, 2010.
- 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 do Banco do Nordeste do Brasil – BNB, 2008.
- SOLOW, Robert M. *A contribution to the theory of economic growth. Quarterly Journal of Economics, February,* 1956, pp. 65-94.
- SOLOW, Robert M. *Technical change and the aggregate production function. Review of Economics and Statistics,* 39, August, 1957, pp. 312-320.
- SOUZA, M. R. P. **Análise da variável escolaridade como fator determinante do crescimento econômico.** Revista FAE, v. 2, n. 3, p. 47-56, set./dez., 1999.
- SUMMERS, R., HESTON, A. *A new set of international comparisons of real product and price levels: estimates for 130 countries. Review of Income and Wealth,* v.4, n.1, p.1-25, 1988.
- TAVARES, Jean Max, ATALIBA, Flávio e CASTELAR, Ivan. **Mensuração da Produtividade Total dos Fatores para os Estados Brasileiros, sua Contribuição ao Crescimento do Produto e Influência da Educação: 1986-1998.** Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 32, n. Especial p. 633-653, novembro 2001.
- TROMPIEIRI NETO, N., CASTELAR, I. e LINHARES, F. C. **Convergência de Renda dos Estados Brasileiros: uma abordagem de painel dinâmico com Efeito Threshold.** In: Encontro Nacional de Economia. Anais. Foz do Iguaçu. 2009.
- VALLEJOS, L.; VALDIVIA, L. *Productivity growth in Peru: 1950 – 1998. Santiago: Interamerican Development Bank,* 2000. (Serie de Documentos de Trabajo n° 355). 2000.
- YOUNG, A. T., LEVY, D. e HIGGINS, M. J. *Many types of human capital and many roles in U.S. growth: evidence from county-level educational attainment data. In: Cesifo/Harvard University Peps Conference On “Scholling And Human Capital Formation In The Global Economy: Revisiting The Equity-Efficiency Quandary”.* Anais eletrônicos. Munich, Germany. sep. 2004.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.* The MIT Press. 2002.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna.** Tradução da 4^a Ed. Norte-Americana. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

ANEXO

Figura A.1. Mapa de Cluster para Crescimento de renda per capita, para os municípios brasileiros no período 1980 – 1991.

Figura A.2. Mapa de Cluster para Crescimento de renda per capita, para os municípios de Minas Gerais no período 1991 – 2000.

Figura A.3. Mapa de Cluster para Crescimento de renda per capita, para os municípios de Minas Gerais no período 2000 – 2010.



Legenda:

Alto - Alto **Baixo - Baixo** **Alto - Baixo** **Baixo - Alto** **Não Significativo**

Nota: Neste artigo trabalhou-se com um painel balanceado, o que fez com que algumas informações fossem perdidas. Até o CENSO/IBGE referente ao ano de 2010, o número de municípios brasileiros era de 5592. No entanto, só existem informações completas, considerando os 3 períodos analisados aqui, para 3453 municípios, ou seja, 61,75% do total.

Fonte: Elaboração própria do autor com base no Software GEODA.