

CRESCIMENTO ECONÔMICO, DESIGUALDADE DE RENDA E A INFLUÊNCIA DOS FENÔMENOS ESPACIAIS

Vinícius de Azevedo Couto Firme¹

Resumo: Este trabalho usou o modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992), com dados *cross-section* e painel e controles espaciais, para analisar a influência dos fenômenos espaciais sobre a desigualdade e o crescimento econômico dos municípios brasileiros entre 1980-2010. Os resultados sugerem que reduzir a heterogeneidade espacial (*i.e.*: diferenças de cultura, preferências, recursos naturais etc.) auxilia o combate às desigualdades, enquanto a ausência dos transbordamentos espaciais (oriundos do comércio, difusão tecnológica, migração etc.) tende piorá-la. Ignorar estes efeitos espaciais resultaria em subestimativas da velocidade de convergência da renda e superestimativas do retorno do capital físico e humano. Por fim, estar próximo a um “lugar central”, como é o caso das capitais estaduais parece facilitar o crescimento.

Palavras-chave: Crescimento Econômico. Desigualdade. Economia Regional. Econometria Espacial. Dados transversais e em Painel

ECONOMIC GROWTH, INCOME INEQUALITY AND THE INFLUENCE OF SPATIAL PHENOMENA

Abstract: This paper used the Mankiw, Romer and Weil (1992) model, with cross-section and panel data and spatial controls, to analyze the influence of spatial phenomena on inequality and economic growth in Brazilian municipalities between 1980-2010. The results indicated that reducing spatial heterogeneity (*e.g.*: differences in culture, preferences and natural resources) helps to combat inequalities, while the absence of spatial spillovers (from trade, technological diffusion and migration, for instance) tends to worsen it. Ignoring these spatial effects would result in underestimations of the rate of income convergence and overestimates about the returns on physical capital and human capital. Finally, being close to a “central place”, as in the case of state capitals, seems to facilitate the economic growth.

Keywords: Economic growth. Inequality. Regional Economy. Spatial Econometrics. Cross-sectional and Panel data

CRECIMIENTO ECONÓMICO, DESIGUALDAD DE INGRESOS E INFLUENCIA DE LOS FENÓMENOS ESPACIALES

Resumen: Este trabajo utilizó el modelo de Mankiw, Romer y Weil (1992), con datos de sección transversal y controles de panel y espaciales, para analizar la influencia de los fenómenos espaciales en la desigualdad y el crecimiento en los municipios brasileños entre 1980-2010. Los resultados sugieren que la reducción de la

¹ Universidade Federal de Juiz de Fora - *Campus* Governador Valadares (UFJF/GV), Departamento de Economia, Governador Valadares, Brasil, vinicius.firme@ufjf.edu.br, <https://orcid.org/0000-0001-9644-1000>

heterogeneidad espacial (e.g.: diferencias en la cultura, preferencias y recursos naturales) ayuda a combatir las desigualdades, mientras que la ausencia de desbordamientos espaciales (comercio, difusión tecnológica y migración, por ejemplo) tiende a empeorarla. Ignorar estos efectos espaciales daría lugar a subestimaciones de la convergencia de ingresos y sobreestima la rentabilidad del capital físico y humano. Finalmente, estar cerca de un "lugar central", como las capitales estatales, parece facilitar el crecimiento.

Palabras clave: Crecimiento económico. Desigualdad. Economía regional. Econometría Espacial. Datos transversales y de panel

Introdução

Após Solow (1956) elaborar um modelo capaz de explicar parte da diferença verificada na renda *per capita* de países distintos, Mankiw, Romer e Weil - MRW (1992) desenvolveram uma “versão ampliada” deste modelo, com maior capacidade explicativa, e concluíram que moderadas mudanças no capital físico e humano² poderiam gerar grandes variações no produto *per capita* (ROMER, 1996, p. 128).

Embora bem-sucedida, a versão de MRW (1992) não considerava os possíveis efeitos da interação espacial sobre o crescimento econômico. Gallo e Ertur (2003, p.176), ao analisar o crescimento da renda *per capita* na Europa entre 1980 e 1995, revelaram que tais efeitos espaciais não deveriam ser ignorados: *"Spatial effects, particularly spatial autocorrelation and spatial heterogeneity, must be taken into account when analyzing convergence processes at regional scale. There are a number of factors – trade between regions, technology and knowledge diffusion and more generally regional spillovers – that lead to geographically dependent regions. Because of spatial interactions between regions, geographical location is important in accounting for the economic performances of regions."*³

A literatura brasileira contém diversos trabalhos sobre os condicionantes do crescimento econômico. Entretanto, poucos deles utilizaram dados em painel, com desagregação municipal e controles espaciais (i.e.: autocorrelação e heterogeneidade espaciais). Acredita-se que tais fenômenos espaciais sejam relevantes às políticas de redução das desigualdades de renda.

² Segundo Krueger (1968) esta variável explicaria mais de 50% do crescimento. Em estudo mais recente, Barro (1991) verificou que o capital humano, medido pelas taxas de matrícula nos ensinos primário e secundário afetou positivamente o crescimento da renda *per capita* entre 1960-85 (a taxa de alfabetização também apresentou coeficiente positivo e significativo, mas apenas quando as duas “proxies” anteriores não foram consideradas).

³ Anselin (1988), Anselin e Bera (1998) e Anselin (2003) ressaltam que desconsiderar estes efeitos espaciais (quando eles são relevantes) poderia gerar estimativas inconsistentes e/ou ineficientes.

No que se refere à escala estadual, a literatura nacional contém trabalhos sobre o crescimento econômico que consideraram a dependência e a heterogeneidade espaciais (MAGALHÃES *et al*, 2000; BARRETO E ALMEIDA 2008; SILVEIRA NETO E AZZONI, 2011) e outros que desconsideraram tais efeitos (FERREIRA E ELLERY JR., 1996; AZZONI, 1997; PÔRTO JR. E RIBEIRO, 2000; AZZONI *et al*, 2000; DIAS E DIAS, 2007; NAKABASHI E SALVATO, 2007; TROMPIERI NETO *et al*, 2009; CANGUSSU *et al*, 2010). O mesmo é verificado nos trabalhos com escala municipal e/ou microrregional, onde alguns consideraram os efeitos espaciais (MONASTÉRIO E ÁVILA, 2004; PEROBELLI *et al*, 2007; ROCHA *et al*, 2008; SILVA E RESENDE, 2009; MARANDUBA JR. E ALMEIDA, 2009; BARRETO *et al*, 2010; FIRME E SIMÃO FILHO, 2014) e outros preferiram utilizar versões mais tradicionais, sem interação espacial (RIBEIRO E PORTO JR., 2003; PINTO COELHO, 2006; MENEZES E AZZONI, 2006; OLIVEIRA *et al*, 2007; FOCHEZATTO E STULP, 2008; FERREIRA E CRUZ, 2008; FERREIRA E CRUZ, 2008 e 2010). Dentre os que usaram desagregação municipal, somente Pinto Coelho (2006) e Ferreira e Cruz (2009) consideraram todo o território brasileiro. Todavia, ambos ignoraram os possíveis efeitos oriundos da interação espacial sobre o crescimento econômico.

Logo, este trabalho utilizou uma versão espacial do modelo MRW (1992)⁴, com dados de corte transversal e painel, para o período de 1980 a 2010, a fim de verificar como a dependência e a heterogeneidade espaciais afetam a desigualdade e o crescimento econômico dos municípios brasileiros. Os resultados indicaram que o controle da heterogeneidade espacial, via *dummies* de região (*cross-section*) e exclusão dos efeitos não observados (painel), tende a aumentar a velocidade de convergência da renda, enquanto o controle da dependência espacial (*i.e.*: autocorrelação e transbordamentos espaciais) tende a reduzi-la.

Portanto, se a cultura, clima, relevo e preferências (*i.e.*: características estáveis ao longo do tempo) dos municípios brasileiros fossem mais homogêneas, as desigualdades diminuiriam mais rapidamente. Alternativamente, se houvessem restrições/barreiras à interação espacial (*i.e.*: comércio, migração, difusão tecnológica e/ou de conhecimento entre localidades distintas) a velocidade de convergência seria menor, dificultando o combate à desigualdade.

Este trabalho está subdividido da seguinte forma, além desta introdução: a seção 2 revela a importância do espaço nos modelos de crescimento econômico. A

⁴ Tal especificação também foi utilizada por Nakabashi e Salvato (2007) e Cangussu *et al*. (2010).

seção 3 apresenta o modelo teórico utilizado. A seção 4 descreve a metodologia e a base de dados. Em sequência, tem-se a análise dos resultados, considerações finais, referências e anexo.

A questão espacial

Diferentemente das abordagens clássicas, que adotam agentes atomísticos e independentes entre si, Anselin (1999) argumenta que a interação de agentes heterogêneos através do espaço geraria uma externalidade espacial que seria fundamental às análises econômicas. Nas palavras de Anselin (2003, p.153): *"Spatial externalities play a central role in the recent emergence of "spatial thinking" in the mainstream social sciences (Goodchild et al. 2000). For example, in economics, greatly increased attention is being paid to models of social interaction, which introduce a dependence among actors in a system (e.g., Glaeser, Sacerdote, and Scheinkman 1996; Akerlof 1997)."*

A importância do espaço já era discutida por Isard (1956) e voltou à tona através da *Nova Geografia Econômica* (NGE), que resgatou conceitos como as "externalidades Marshallianas" e as "Economias de Aglomeração" (ARTHUR, 1989; KRUGMAN, 1991a, 1991b, 1998; GLAESER *et al*, 1992). Contudo, estes efeitos espaciais só puderam ser testados em meados de 1990, após o avanço do Sistema de Informações Geográficas (*Geographic Information Systems - GIS*) e da disponibilidade de dados geo-codificados. Deste modo, a econometria espacial surgiu como uma forma aplicada de tratar os efeitos da interação entre os agentes no espaço (auto-correlação espacial) e das diferenças regionais (heterogeneidade espacial) (ALMEIDA *et al*, 2005).

Gallo e Ertur (2003) afirmam que a interação espacial e seus transbordamentos regionais (*spillover effect*) não deveriam ser negligenciadas em análises empíricas sobre o crescimento econômico. O fato é que os investimentos em capital físico⁵ e humano⁶, realizados em uma região qualquer, poderiam causar

⁵ Firme e Vasconcelos (2014), mostram que o transbordamento espacial é relevante no Brasil. Em Minas Gerais, mais de 20% dos investimentos realizados na região acabam transbordando para os outros estados do país.

⁶ As externalidades do capital humano surgem quando trabalhadores com maior nível educacional conseguem aumentar a produtividade daqueles com menor instrução (MORETTI, 2004). Marshall (1890) já havia mencionado que a interação social entre os trabalhadores poderia estimular a produtividade. Posteriormente, Lucas (1988) revelou que as externalidades do capital humano, na forma de transbordamentos do conhecimento (*learning spillovers*), explicariam parte da diferença de renda entre países ricos e pobres. Embora relevante, Moretti (2004, p.656) argumenta que a

impactos econômicos para além da sua própria fronteira, gerando um "efeito vizinhança" que extrapola o território do investimento inicial. Tanto a autocorrelação espacial (associada à variável dependente) quanto os transbordamentos (associados às variáveis explicativas) podem ser mensurados com técnicas provenientes da econometria espacial (ALMEIDA *et al*, 2005).

Considere o seguinte exemplo onde y é uma variável dependente qualquer, X é uma matriz de variáveis explicativas, W é uma matriz de pesos espaciais.⁷ Além disso, β são os coeficientes estimados, ε é um termo de erro com dependência espacial e u um termo de erro aleatório.

$$y = \beta_1 Wy + \beta_2 X + \beta_3 WX + \varepsilon, \quad \text{onde: } \varepsilon = \beta_4 W\varepsilon + u \quad (1)$$

Logo, $\beta_1 \neq 0$ sugere a existência de autocorrelação espacial associada à variável dependente. Assim, o crescimento de uma região (y) dependeria do crescimento de seus vizinhos (Wy). Ignorar este efeito poderia gerar estimativas enviesadas. $\beta_3 \neq 0$ indica que ao menos uma variável explicativa causaria um "efeito transbordamento" sobre y .⁸ A ausência de WX poderia causar viés por omissão de variável relevante nos demais coeficientes. Por fim, $\beta_4 \neq 0$ indica que os resíduos são espacialmente correlacionados. Embora não gere viés, ignorar tal efeito induziria a estimativas menos eficientes (ANSELIN, 1988; ANSELIN E BERA, 1998; ANSELIN, 2003, ALMEIDA, 2012).

Caso os municípios brasileiros apresentem uma dinâmica de crescimento notadamente distinta através do espaço (devido às diferenças de cultura, preferências, localização, recursos naturais, clima, tecnologia ou outro fator inerente à região que afete o crescimento), haverá uma *heterogeneidade espacial* que, possivelmente, comprometerá o controle da auto-correlação espacial proposto na Equação 1 (ALMEIDA, 2012).⁹ Embora parte desta heterogeneidade possa ser

mensuração dos efeitos associados ao capital humano ainda é recente: "despite significant policy implications, there is little systematic empirical evidence on the magnitude of human capital spillovers. Only recently have some authors attempted to estimate the size of spillovers from education".

⁷ A matriz de pesos (W) expressa a conectividade dos dados no espaço. As mais usuais são baseadas na contiguidade e/ou distância e nos k vizinhos mais próximos (ANSELIN, 1988; ALMEIDA, 2012).

⁸ A título de exemplo, o investimento em capital físico nos "j" vizinhos do município "i" poderia impulsionar o crescimento do mesmo (efeito transbordamento).

⁹ Segundo Ertur e Gallo (2003, p. 176) "Spatial heterogeneity means in turn that economic behavior is not stable across space and may generate characteristic spatial patterns of economic development under the form of spatial regimes: a cluster of rich regions being distinguished from a cluster of poor regions".

captada através da inclusão de variáveis no modelo, nem sempre é possível controlá-la (em sua totalidade) desta forma.¹⁰

O modelo teórico

Segundo Solow (1956), o produto “Y” dependeria do progresso tecnológico (A), do capital físico “K” e do trabalho “L”. Assim, partindo-se da função *Cobb-Douglas* com retornos constantes de escala, tem-se que:

$$Y_t = K(t)^\alpha [A(t)L(t)]^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

onde: α e $(1 - \alpha)$ são as elasticidades de Y em relação a K e L, respectivamente.¹¹

As unidades efetivas de trabalho, $A(t)L(t)$, crescem à taxa $(n+g)$. A razão capital-trabalho no estado estacionário é positivamente relacionada à taxa de poupança (s_k) e negativamente ao crescimento populacional (n). Logo, assumindo que os fatores são remunerados de acordo com seu produto marginal, obtém-se a renda *per capita* no estado estacionário:

$$\ln \left[\frac{Y(t)}{L(t)} \right] = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) \quad (3)$$

Parte da produção (Y) é poupada à uma taxa constante e exógena s , e o restante consumido. O capital (K) se deprecia a uma taxa constante δ , enquanto a força de trabalho (L) e a tecnologia (A) crescem a taxas constantes e exógenas n e g , respectivamente. Caso $\alpha \cong 1/3$, 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. Assumindo que “ δ ” e “ g ” são constantes entre as regiões analisadas, “A” passa a representar a diferença de dotações, clima, instituições e etc. destas regiões (MRW, 1992). Além disso, no estado estacionário, a razão capital-produto é uma constante

¹⁰ Geralmente, utiliza-se algum agrupamento ou regime espacial a fim minimizar a heterogeneidade espacial no caso de dados *cross-section* (MONASTÉRIO E ÁVILA, 2004; GONÇALVES *et al*, 2011; FIRME E SIMÃO FILHO, 2014). No caso dos dados em painel, a eliminação dos efeitos não observáveis (constantes no tempo) permite o controle da heterogeneidade espacial.

¹¹ Na Equação 2 o progresso técnico “A” é *Harrod Neutral* (aumentador de trabalho). Porém, Tavares *et al* (2001), destacam que “A” pode incluir outros elementos que afetem a produtividade, como mudanças na forma de produção ou no esforço do trabalhador. Outros fatores que poderiam afetar a produtividade média são: 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 (HALL E JONES, 1999) e o próprio capital humano.

e o estoque de capital expande-se a taxa $n+g$. Portanto, os retornos marginais decrescentes dos fatores de produção implicam na convergência da renda *per capita* das regiões, à medida que estes se aproximam do estado estacionário.

MRW (1992) estenderam este modelo através da inclusão do capital humano (H). Logo:¹²

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta [A(t)L(t)]^{1-\alpha-\beta} \quad (4)$$

Onde α e β são as elasticidades do produto em relação aos insumos. Esta nova versão foi capaz de explicar quase 80% da variação da renda *per capita* dos países. Formalmente, tem-se:

$$\ln y_t = \ln \left[\frac{Y_t}{L_t} \right] = \ln A_0 + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) \quad (5)$$

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

Assumindo que $\alpha \cong 1/3$ e β esteja entre $1/3$ e $1/2$, tem-se que a inserção de s_h aumentaria o efeito de s_k e n sobre y_t .¹³ Relaxando a hipótese de que os países já estão no estado estacionário, temos:

$$\ln y_t = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln y_0 \quad (6)$$

Onde: y^* é o nível de renda do estado estacionário em unidades efetivas de trabalho; y_0 é a renda inicial; λ denota a taxa de convergência, entendida por: $\lambda = (n+g+\delta)(1-\alpha-\beta)$. Substituindo y^* (Equação 5) e subtraindo y_0 de ambos os lados:

$$\ln \left(\frac{y_t}{y_0} \right) = (1 - e^{-\lambda t}) \left[-\ln(y_0) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) + \ln A_0 + gt \right] \quad (7)$$

Os autores concluem que a taxa de convergência condicional é semelhante à prevista por Solow, quando se considera o fator capital humano.¹⁴ Operacionalmente, tem-se que:

$$\ln(y_t/y_0) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n+g+\delta) + \beta_4 \ln(s_h) + \varepsilon \quad (8)$$

¹² MRW (1992) admitem que Solow acertou que K e L explicariam mais da metade da variação de Y . Além disso, o sinal das variáveis, em especial, o da taxa de poupança (s_k) e do crescimento populacional (n) sobre Y também se mostrou acertado na versão original. Contudo, a magnitude destes efeitos havia sido subestimada.

¹³ Note que a omissão do capital humano (s_h) poderia gerar viés, visto que s_h está correlacionada à s_k e n .

¹⁴ Para Solow (1956), os países pobres apresentariam maiores retornos do capital físico e humano.

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

Embora MRW (1992) tenham avançado na discussão sobre o crescimento, eles desconsideraram a importância do espaço. Nesse sentido, Ertur e Koch (2007) fazem uma contribuição importante ao reconhecer a interdependência tecnológica entre regiões distintas. Assim, partindo de uma função de produção semelhante à Equação 2, assume-se que:

$$A_i(t) = \Omega(t) k_t^\phi(t) \prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma w_{ij}}(t) \quad (9)$$

Portanto, a tecnologia, $A_i(t)$, dependeria dos termos: 1) $\Omega(t)$, exógeno e idêntico entre as regiões, conforme proposto por Solow; 2) $k_t^\phi(t)$ indica que $A_i(t)$ aumenta com o crescimento de $k = (K/L)$ de cada região, sendo $0 \leq \phi < 1$ a magnitude gerada pelo acúmulo de k ; 3) $\prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma w_{ij}}(t)$ diz respeito às externalidades espaciais da tecnologia.¹⁵

Partindo-se da função de produção $y = A + \alpha k$, é possível incluir os transbordamentos espaciais oriundos da tecnologia:

$$y = \Omega + (\alpha + \varphi)k - \alpha \gamma Wk + \gamma W y \quad (10)$$

Assim, quando $\gamma = 0$ e $\varphi = 0$, obtém-se a versão inicial de Solow (1956). Reescrevendo essa equação para a economia i e introduzindo a equação da razão capital-produto (K^*/Y^*), no estado estacionário em logaritmo, tem-se:

$$\ln y_i^*(t) = \frac{1}{1-\alpha-\phi} \ln \Omega(t) + \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi} \ln s_i - \frac{\alpha+\phi}{1-\alpha-\phi} \ln(n_i + g + \delta) - \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln s_j + \frac{\alpha\gamma}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(n_j + g + \delta) + \frac{\gamma(1-\alpha)}{1-\alpha-\phi} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln y_j^*(t) \quad (11)$$

Ertur e Koch (2007) afirmam que, apesar dos sinais apresentados, $\ln y_i$ possuirá relação positiva com a taxa de poupança $(w_{ij} \ln s_j)^{16}$ e a renda $(w_{ij} \ln y_j^*)$ dos j vizinhos e negativa com o crescimento populacional dos vizinhos

¹⁵ Assim como Lucas (1988), Ertur e Koch (2007) admitem que há transbordamentos regionais de tecnologia e que sua propagação depende da magnitude inicial deste transbordamento (parâmetro $0 < \gamma < 1$) e da conectividade entre as regiões (medida pelo termo exógeno w_{ij} , para $j = 1, \dots, N$ e $j \neq i$). Quanto maior a proximidade entre i e seus j vizinhos, maior será o efeito final da externalidade.

¹⁶ In fact, although the sign of the coefficient of the saving rates of neighboring countries is negative, [...] The net effect is indeed positive, as can also be shown by computing the elasticity of income per worker in country i with respect to its own rate of saving E_{js} and with respect to the rates of saving of its neighbors E_{js} . (Ertur e Koch, 2007, p. 1039).

$[w_{ij} \ln(n_j + g + \delta)]$. Embora os transbordamentos tecnológicos e do próprio capital físico retardem a convergência da renda, ela permanece válida sob a hipótese: $\{\alpha + [\phi/(1 - \gamma)]\} < 1$.

Metodologia e base de dados

Visando mensurar a influência dos fenômenos espaciais sobre a desigualdade e o crescimento, utilizou-se o modelo MRW (1992) (β_0 a β_4), com algumas variáveis para captar a heterogeneidade espacial (β_5 a β_9) e os transbordamentos espaciais sugeridos por Ertur e Koch (2007) (β_{10} a β_{13}).

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = [\beta_0 + \beta_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(s_h)] + [\beta_5 D_{Sul} + \beta_6 D_{Sud} + \beta_7 D_{Nord} + \beta_8 D_{CentOest} + \beta_9 \ln(Dist_{Mun})] + \{\beta_{10} \{W[\ln(y_t/y_{t-1})]\} + \beta_{11} \{W[\ln(s_k)]\} + \beta_{12} \{W[\ln(n + g + \delta)]\} + \beta_{13} \{W[\ln(s_h)]\}\} + u \quad (12)$$

O modelo proposto contém 4 *dummies* de região, referentes ao Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste,¹⁷ para captar a heterogeneidade regional e uma variável de distância de cada município até a sua respectiva capital estadual.¹⁸ Como as variáveis explicativas podem gerar transbordamentos espaciais (rever seção anterior), optou-se por incluí-las defasadas espacialmente (β_{11} a β_{13}).¹⁹ Além disso, a análise do I de Moran, independentemente da matriz de pesos (W) utilizada, indicou uma autocorrelação espacial positiva associada à variável dependente (ver nota nº. 30).²⁰ Logo, o crescimento de um município impulsiona o dos seus vizinhos e vice-versa.²¹ Para captar este efeito, a variável dependente, defasada espacialmente, foi incluída no modelo (β_{10}).²² Por fim, um sinal negativo associado à

¹⁷ A região Norte foi tratada como referência (excluída) para evitar a colinearidade perfeita. Portanto, as *dummies* mensuram a diferença das demais regiões em relação ao Norte.

¹⁸ Como o comércio desigual entre as capitais estaduais (áreas de aglomeração ou lugares centrais) e os demais municípios (ordem inferior) pode favorecer o acúmulo de recursos nas capitais (CHRISTÄLLER, 1966), buscou-se mensurar se o transbordamento gerado por estas capitais seria positivo, conforme sugerido por Myrdal (1957).

¹⁹ Para Dall'erba e Le Gallo (2004), os transbordamentos de certos fundos de investimentos europeus intensificaram as desigualdades regionais entre 1989-1999. Já Lall e Yilmaz (2001, *Apud* Abreu *et al.* 2005) afirmam que os *spillovers* do capital humano explicam parte da desigualdade dos estados americanos. No Brasil, Oliveira (2005) argumenta que o capital humano gerou externalidades positivas sobre o crescimento das cidades cearenses na década de 1990.

²⁰ Para permitir a visualização dos *clusters* espaciais que contribuíram para o resultado global do I de Moran, calculou-se o I de Moran local, proposto por Le Gallo e Ertur (2003). Vide ANEXO (Figuras A1, A2 e A3).

²¹ Tal resultado também foi obtido por Easterly e Levine (1998).

²² Como a inclusão de WY_t gera endogeneidade (i.e.: o crescimento de um município afeta seus vizinhos e vice-versa) e o modelo já contém variáveis explicativas defasadas espacialmente (WX_t),

$[\ln(y_{t-1})]$ indica que há convergência da renda *per capita*. Logo, com base em β_1 , pode-se calcular a velocidade de convergência (θ), sugerida por Barro e Sala-i-Martin (1992), *apud* Rey e Montouri (1999).²³ A literatura internacional indica que $\theta \cong 2\%$ ao ano.²⁴

A estratégia empírica desta pesquisa consistiu em analisar o crescimento econômico dos municípios brasileiros usando dados *cross-section* (para 1980-1991, 1991-2000 e 2000-2010) e painel (para 1980-2010).²⁵ No contexto de dados de painel, geralmente estima-se o modelo POLS (*pooled ordinary least squares*) usando o teste de Breusch-Pagan (1980) para verificar se existe algum efeito não observado, c_i ($H_0: \sigma_c^2 = 0$). Caso H_0 prevaleça, o POLS é o mais indicado. Caso contrário ($\sigma_c^2 \neq 0$), estima-se os modelos FE (*fixed effects*) e RE (*random effects*) usando o teste de Hausman (1978) para definir se c_i afeta as demais variáveis explicativas ($H_0: E[c_i | x_{it}] = 0$). Se H_0 for verdadeiro FE e RE serão consistentes, porém RE será mais eficiente. Caso contrário, apenas FE será consistente. Note que, caso o teste de Hausman rejeite H_0 , o teste Breusch-Pagan se torna desnecessário (WOOLDRIDGE, 2002).

Base de Dados

A fim de estimar a Equação 12, foram utilizadas as seguintes variáveis:

a) $y_t \Rightarrow$ renda municipal *per capita*. Utilizou-se o rendimento domiciliar, do mês anterior à referência (*i.e.*: 01/08 para o Censo de 2000 e 01/09 para 1980 e 1991), expresso em R\$ de 2000 (IPEADATA, 2016). Em 2010, usou-se o rendimento domiciliar mensal médio (IBGE, 2016), deflacionado para R\$ de 2000, conforme o IGP-M da FGV (IPEADATA, 2016).

recomenda-se a estimação via Mínimos Quadrados em dois Estágios (MQ2E), usando as segundas defasagens das variáveis explicativas (WWX_t) como instrumentos (possuem alta correlação com Y_t e não estão correlacionados com o termo de erro) (KELEJIAN e PRUCHA, 1998; ALMEIDA, 2012).

²³ $\theta = [\ln(IMT + 1)/-t]$, onde IMT é Impacto Marginal Total da renda inicial (β_1) e t é o número de anos analisados. O valor de θ mede a taxa média de convergência anual.

²⁴ Rivera-Batiz (1993), Shioji (1993), Barro e Lee (1994), Durlauf e Johnson (1995) e Sala-i-Martin (1995) encontraram $\theta \cong 2\%$ a.a. No Brasil, a taxa de convergência anual oscilou entre $1\% \leq \theta \leq 1.3\%$ no Rio Grande do Sul de 1939-2001 (taxa absoluta/incondicional) (MONASTÉRIO E ÁVILA, 2004), $\theta \cong 1.6\%$ no Ceará entre 1996-2003 (BARRETO E ALMEIDA, 2008), $\theta \cong 7.5\%$ em Minas Gerais (MG) entre 1975-2003 (taxa absoluta/incondicional) (PEROBELLI *et al*, 2007) e, novamente em MG, $1.03\% \leq \theta \leq 1.7\%$, entre 1991-2000 (FIRME E SIMÃO FILHO, 2014).

²⁵ O painel de dados oferece algumas vantagens em relação aos dados *cross-section*: a) possibilita incluir mais observações, assegurando as propriedades assintóticas dos estimadores e das inferências (testes t e F mais robustos); b) admite ajustamentos dinâmicos e análises intertemporais c) permite um tratamento adequado dos efeitos não observados que são constantes no tempo (*e.g.*: cultura, preferências, clima, relevo, etc.) (HSIAO, 2003).

b) $s_k \Rightarrow$ parcela da renda *per capita* investida em capital físico. Utilizou-se a despesa anual em capital físico de cada município, fornecido pelo Ministério da Fazenda, convertida em R\$ de 2000 através do IPCA/IBGE (IPEADATA, 2016). Os valores anuais e deflacionados foram somados ao longo dos períodos de 1985-1991, 1991-2000 e 2001-2010, divididos pela população média de cada município (IBGE) no período considerado e, por fim, pelo número de anos do referido período. Como resultado, obtivemos a média anual *per capita* de despesa municipal, em capital físico, para cada período mencionado.²⁶

Infelizmente, dado o período e a escala municipal considerados, não foi possível incluir os gastos privados em bens de capital (s_k), conforme sugerido por Kroth e Dias. O mesmo vale para o consumo municipal de energia elétrica, utilizado por Cangussu *et al* (2010), Barreto e Almeida (2008) e Keppe e Nakabashi (2009).²⁷

c) $s_h \Rightarrow$ parcela da renda investida em capital humano. Dada a carência de *proxies* para s_h em escala municipal no Brasil, e lembrando que o período considerado traz algumas limitações adicionais, optou-se pelo uso do percentual de pessoas alfabetizadas, com 15 anos ou mais, de cada município (valor médio entre os períodos considerados).²⁸

Obviamente, esta é uma *proxy* questionável, pois o trabalhador alfabetizado pode apenas saber ler ou, até mesmo, possuir o mais elevado nível de aprendizado. Contudo, a média municipal de anos estudados (mais usual) não foi avaliada em 2010. A rigor, os anos estudados também seriam criticáveis por não considerarem a qualidade do ensino (KHASNOBIS E BARI, 2000; NAKABASHI, 2005). Contudo, após revisar diversos trabalhos aplicados ao Brasil, Figueiredo (2011) revelou que a qualidade do ensino não altera significativamente os resultados empíricos.²⁹ Assim, dadas as ressalvas, assume-se que os municípios mais alfabetizados dão mais atenção à educação e, desta forma, ao capital humano.

²⁶ O gasto municipal em capital físico começou a ser divulgado em 1985, fazendo com que o montante acumulado entre 1985-91 (7 anos) fosse menor que o dos demais períodos. Visando minimizar esta questão, o valor acumulado em cada período foi dividido pelo número de anos para os quais se tinha informação.

²⁷ Uma análise interessante sobre a escassez e a falta de qualidade das *proxies* municipais para o capital físico (s_k) e humano (s_h), no Brasil, é realizada por Firme e Simão Filho (2014, p.687-9).

²⁸ O percentual de analfabetos é disponibilizado pelo IPEADATA (2016), para 1980, 1991 e 2000, e pelo IBGE (2016), em 2010. O percentual de analfabetos foi convertido em taxa de alfabetizados (1 - % analfabetos).

²⁹ Note que diversos trabalhos relevantes valeram-se de *proxies* para s_h que desconsideram a qualidade do ensino e acabam nivelando os trabalhadores por baixo: a) taxa de analfabetismo (SOUZA, 1999); b) percentual de matriculados no ensino secundário (MRW, 1992); c) escolaridade média no primário e secundário (BARRO, 2000); d) Percentual com 9-10 anos de estudo, superior incompleto e completo (YOUNG *et al*, 2004); e) matriculados no primário, secundário e superior (ASTERIOU E AGIOMIRGIANAKIS, 2001).

d) $(n+g+\delta)$ $\Rightarrow$ soma das taxas de crescimento populacional (n), progresso tecnológico (g) e depreciação (δ). O crescimento populacional (n) (IPEADATA, 2016) foi somado ao valor de $g + \delta$, proposto por MRW (1992, p.413): “We assume that $g + \delta$ is 0.05; reasonable changes in this assumption have little effect on the estimate”.³⁰

As variáveis “a, b, c, d” compõem o modelo MRW (1992). No intuito de capturar os transbordamentos espaciais, definiu-se uma matriz de peso espacial, W .³¹

e) W $\Rightarrow$ matriz de peso espacial utilizada para defasar as variáveis do modelo.³² Como critério de conectividade, considerou-se os $j = 5$ vizinhos mais próximos de uma região i qualquer.

f) *Dummies de Região* $\Rightarrow$ *Dummies* de região. Como algumas características individuais e regionais (e.g.: cultura, clima, relevo, preferências, etc.) podem alterar o impacto das variáveis explicativas (LE GALLO E ERTUR, 2003; ANSELIN, 1988; ANSELIN E BERA, 1998) e as Figuras A.1, A.2 e A.3 (vide Anexo) sugerem a existência de agrupamentos espaciais, com municípios apresentando características semelhantes intragrupos e distintas entre os grupos, buscou-se captar parte desta heterogeneidade espacial. Para tanto, inclui-se 4 variáveis binárias (*dummies*), referentes às regiões Sul, Sudeste, Nordeste e Centro Oeste.³³

g) $Dist_Mun$ $\Rightarrow$ distância (em quilômetros) do município em relação à sua respectiva capital estadual (IPEADATA, 2016).³⁴ Pretende-se verificar se o transbordamento associado às capitais estaduais seria positivo, conforme sugerido por Myrdal (1957) e Christaller (1966). Neste caso, o sinal associado à esta variável seria negativo, ou seja, cidades mais distantes das capitais cresceriam menos que as mais próximas.

O Quadro 1 revela os sinais esperados das variáveis testadas e suas respectivas justificativas.

³⁰ Como o trabalho considerou variações entre décadas, a taxa de depreciação e tecnologia foi: $(1,05)^{10} - 1 = 0,629$. Para evitar valores negativos e possibilitar o uso do Logaritmo Natural sobre $(n+g+\delta)$, somou-se 1 ao resultado destas variações.

³¹ Foram testadas as matrizes de contiguidade rainha e torre e a opção de $K=5$ e $K=10$ vizinhos mais próximos. A matriz $K = 5$ foi selecionada por apresentar o maior I de Moran, associado à variável dependente, nos períodos analisados (média de $I = 0,303$). Entretanto, ressalta-se que nenhum sinal foi alterado ao considerar as demais matrizes citadas.

³² Este procedimento foi realizado através do Software GEODA.

³³ Os resultados destas *dummies* são relativos à região Norte (não incluída).

³⁴ Nas capitais, onde a distância é zero, adotou-se distância igual a 1. Lembrando que $\ln(1) = 0$.

Quadro 1. Descrição e Sinais Esperados das Variáveis

Tipo de Variável	SIGLA	Descrição	Sinal	Hipóteses
Dependente	$\ln(Y_t/Y_{t-1})$	Varição da Renda <i>per capita</i>	n/a	n/a
Explicativas: MRW (1992)	$\ln(Y_{t-1})$	Renda <i>per capita</i> Inicial	-	Convergência da Renda
	$\ln(s_k)$	Capital Físico	+	Insumo gerador de renda
	$\ln(s_h)$	Capital Humano	+	Insumo gerador de renda
	$\ln(n+g+\delta)$	Taxas de crescimento Pop.(n) + tecnol.(g) + deprec.(θ)	-	Aumento de n reduz renda <i>per capita</i>
	Sul	Municípios da Região Sul	N.D.	Dependem de questões inerentes a cada Região
Explicativas: Heterogeneidade Espacial	Sudeste	Municípios da Região Sudeste	N.D.	
	Nordeste	Municípios da Região Nordeste	N.D.	
	Centro Oeste	Municípios da Região Centro-Oeste	N.D.	
Explicativas: Transbordamento Espacial	$\ln(dist_est)$	Distância do Município até sua Capital Estadual	-	<i>Spillover</i> positivo das capitais estaduais
	$W_ln(Y_t/Y_{t-1})$	Varição da Renda Defasada Espacialmente	+	I de Moran positivo (vide nota nº. 30)
	$W_ln(s_k)$	Capital Físico Defasado Espacialmente	+	Efeito transbordamento (mesmo sinal de s_k)
	$W_ln(s_h)$	Capital Humano Defasado Espacialmente	+	Efeito transbordamento (mesmo sinal de s_h)
	$W_ln(n+g+\delta)$	Taxas de crescimento Pop.(n) + tecnol.(g) + deprec.(θ) Defasadas Espacialmente	-	Efeito transbordamento (mesmo sinal de $n+g+\theta$)

Notas: 1) n/a = não se aplicada; 2) N.D. = não definido; 3) Ln = logaritmo natural.

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

Resultados ³⁵

Os resultados com dados *cross-section* revelaram que apenas o sinal positivo de $\ln(n+g+\delta)$, em 1980-91 (modelo A), divergiu do proposto por MRW (1992). Acredita-se que tal divergência decorra da escala geográfica (municípios *versus* países) e do período analisado (1980-2010 *versus* 1960-1985) na atual pesquisa.³⁶ No que se refere à velocidade de convergência (θ), notou-se que a renda convergiu, em média, a $(3.43 + 5.24 + 5.21)/3 = 4.56\%$ ao ano entre 1980-2010. A inclusão das variáveis para captar a Heterogeneidade Espacial (Modelo B) foi benéfica em qualquer período considerado, segundo os critérios AIC e BIC (QUADRO 2).

Os sinais positivos e significativos das *dummies* de região indicaram que a região norte (referência) tem características que a impedem de crescer no mesmo

³⁵ Os comentários desta seção consideraram um nível de significância de 5% para as variáveis.

³⁶ Na versão de MRW (1992), os altos custos de transporte da época, somados à dificuldade burocrática, financeira e de adaptação à cultura de outro país, praticamente inviabilizavam a migração [sobre este assunto, ver Sjaastad (1962), Massay (1990) e Borjas (1987 e 2001)]. Portanto, "n" indicava basicamente a diferença entre aqueles que nasciam e morriam. Desta forma, o crescimento populacional reduziria a renda *per capita*, visto que mais pessoas precisariam dividir o montante produzido. No atual artigo, a decisão de migrar é menos onerosa e o próprio crescimento econômico municipal poderia atrair pessoas de regiões vizinhas, tornando "n" ambíguo e endógeno.

ritmo das demais.³⁷ O sinal negativo de “*dist_est*” (significativo em 1980-1991 e 2000-2010) revela que estar longe das capitais estaduais dificulta o crescimento (externalidade positiva). Notou-se, ainda, que a inclusão destas variáveis acelerou a média de θ para 4.92% a.a. (QUADRO 2).

Os transbordamentos espaciais, associados à própria variável dependente (autocorrelação espacial) e às demais variáveis explicativas (Modelo C), revelaram que o crescimento de um município depende de seus vizinhos [sinal positivo associado a $W_Ln(Y_t/Y_{t-1})$] e que há indícios de transbordamentos associados às demais variáveis explicativas durante boa parte do período considerado. Em se tratando da convergência, a inclusão destas variáveis fez com que a mesma se reduzisse para 3,21% ao ano (média). Por fim, os resultados do Modelo D sugerem que a força dos transbordamentos supera a da heterogeneidade espacial, visto que a inclusão conjunta de ambas as classes de variáveis resultou numa velocidade de convergência de 3,54% ao ano (inferior à do Modelo A, onde ambos os efeitos foram ignorados) (QUADRO 2).

³⁷ Apenas “*D_nordeste*”, em 1980-1991, não foi significativa, sugerindo que o crescimento desta região, dadas as demais variáveis explicativas, não diferiu da região norte neste período específico.

Quadro 2. Resultado das Estimações usando dados *cross-section*.

	Modelo A - MRW (1992) Sem Correção Espacial Método: MQO			Modelo B - MRW (1992) c/ Heterogeneidade Espacial Método: MQO			Modelo C - MRW (1992) c/ Transbordamento Espacial Método: MQ2E			Modelo D - MRW (1992) c/ Transbordamento e Heterogeneidade Espaciais Método: MQ2E		
Período ⇒	1980-91	1991-00	2000-10	1980-91	1991-00	2000-10	1980-91	1991-00	2000-10	1980-1991	1991-00	2000-10
$\ln(Y_{t-1})$	-0.314***	-0.376***	-0.394***	-0.338***	-0.390***	-0.424***	-0.221***	-0.271***	-0.328***	-0.238***	-0.283***	-0.366***
$\ln(s_{it})$	0.044***	0.028***	0.058***	0.039***	0.009*	0.056***	0.001	0.007	0.041***	0.001	0.005	0.039***
$\ln(s_{it})$	0.508***	0.931***	0.583***	0.439***	0.840***	0.552***	0.326***	0.678**	0.330***	0.324***	0.689***	0.424***
$\ln(n+g+\delta)$	0.109***	-0.071***	-0.171***	0.110***	-0.030*	-0.102***	0.058**	-0.054**	-0.119***	0.579**	-0.046**	-0.009***
D_Sul				0.077***	0.278***	0.175***				0.028	0.052*	0.156***
D_Sudeste				0.078***	0.233***	0.088***				0.028	0.045*	0.116***
D_Nordeste				-0.001	0.174***	0.081***				-0.059**	-0.019	0.059***
D_Centro Oeste				0.131***	0.226***	0.173***				0.012	0.061**	0.149***
$\ln(\text{dist_est})$				-0.024***	-0.003	-0.008**				-0.014***	-0.003	-0.011***
$W_ln(Y_i/Y_{t-1})$							1.052***	0.983***	0.728***	1.045***	0.971***	0.673***
$W_ln(s_{it})$							0.022*	0.040***	0.032***	0.028*	0.032**	0.030***
$W_ln(s_{it})$							0.032	-0.126**	0.518***	-0.073	-0.235***	0.289***
$W_ln(n+g+\delta)$							0.027	0.235***	0.077*	0.023	0.255***	0.145***
Constante	-1.010***	-1.814***	-0.651***	-0.526***	-1.487***	-0.424***	-0.546***	-1.338***	-2.342***	0.027	-0.833***	-1.576***
Vel. Converg. (θ)	3.43%	5.24%	5.01%	3.75%	5.49%	5.52%	2.50%	3.16%	3.97%	2.72%	3.33%	4.56%
Pseudo Vel. Conv.	2.90%	4.27%	4.02%	3.12%	4.33%	4.43%	2.03%	3.06%	3.33%	2.19%	3.19%	3.73%
N	3987	3987	3987	3987	3987	3987	3987	3987	3987	3987	3987	3987
r2	0.18	0.29	0.61	0.20	0.34	0.65	0.19	0.25	0.59	0.20	0.26	0.62
Aic	-382.8	-1666.0	-5138.8	-459.0	-1924.0	-5548.2						
Bic	-351.3	-1634.6	-5107.3	-396.1	-1861.1	-5485.3						
Rank	5	5	5	10	10	10	9	9	9	14	14	14

Legenda: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001.

Nota: Não foi possível calcular θ onde o coeficiente associado à $\ln(Y_{t-1})$, denominado *IMT*, ultrapassou a unidade (rever nota 22). Nestes casos calculou-se uma *Pseudo* Velocidade Convergência, onde o período (*t*) é descontado antes do logaritmo natural, o que possibilita o cálculo de θ mesmo quando $IMT > 1$. Formalmente, $Pseudo\ \theta = \{\ln [(IMT/t) + 1]/-1\}$. Embora o *Pseudo* θ não seja exatamente a velocidade de convergência tradicional, elas guardam estreita relação.

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Software STATA.

Os modelos estimados no Quadro 2, com dados *cross-section*, permitiram apenas um controle superficial da heterogeneidade regional (via *dummies* de região). Nas estimações com dados em painel (QUADRO 3), foi possível controlar as características individuais dos municípios (*i.e.*: efeito não observado). Não houve divergências entre os sinais estimados com dados em painel (Modelos A.1, A.2, A.3) e os propostos por MRW (1992). Além disso, a estimação via FE (A.3) aumentou o impacto de todas as variáveis consideradas. Portanto, não considerar os efeitos não observados (*i.e.*: heterogeneidade individual) pode gerar parâmetros subestimados associados ao crescimento. O controle da heterogeneidade regional se mostrou benéfico segundo os critérios AIC e BIC (Modelos B.1 e B.2) e, novamente, indicou que a região norte apresenta características que desaceleram o seu crescimento e que as capitais estaduais exercem influência positiva sobre os seus vizinhos (sinal negativo associado à distância) (QUADRO 3).³⁸

A inclusão dos transbordamentos espaciais reduziu a magnitude de todos os coeficientes associados ao modelo MRW (1992). Além disso, apenas $W_Ln(s_h)$ (Modelo C.1) e $W_Ln(n+g+\theta)$ (Modelo C.3) não foram significativas. O controle conjunto da heterogeneidade regional e dos transbordamentos espaciais indicou que apenas a *dummy* da região nordeste (Modelos D.1 e D.2) não foi significativa, sugerindo que esta região, assim como a região Norte, apresenta características que dificultam seu crescimento econômico. Alternativamente, Sul, Centro-Oeste e Sudeste apresentaram as melhores características específicas, respectivamente. Embora os resultados previamente mencionados sejam relevantes, o teste de Hausman (1978), rejeitou a hipótese nula e indicou que o Modelo D.3, estimado por efeitos fixos (FE), é o mais adequado. Comparando os Modelos A.1 e D.3 nota-se que, embora os sinais estejam corretos em ambas as especificações, os efeitos associados aos capitais físico (s_k) e humano (s_h) acabam superestimados em modelos que desconsideram os fenômenos espaciais (QUADRO 3).

Por fim, a análise em painel corroborou os resultados anteriores associados à velocidade de convergência (θ). Novamente, a inclusão dos transbordamentos reduziu θ de 3.70% (Modelo A1) para 0.94% ao ano (Modelo C1). Já o controle da heterogeneidade individual dos municípios, juntamente com os transbordamentos, aumentou θ para 3.85% ao ano (Modelo D3) (QUADRO 3).

³⁸ O estimador FE exclui automaticamente quaisquer variáveis que não variam no tempo (*e.g.*: *dummies*). Na realidade, qualquer característica específica, observada ou não, é excluída nestes casos. Por conta disso, os modelos A.3 = B.3 e A.4 = B.4.

Quadro 3. Resultado das Estimações usando dados em Panel.

Tipo de Controle	Modelo A - MRW (1992) Sem controle Espacial			Modelo B - MRW (1992) c/ Heterogeneidade Espacial			Estimação em 2 Estágios Utilizando Instrumentos para $W \ln(Y_t/Y_{t-1})$					
							Modelo C. MRW (1992) c/ Transbordamento Espacial			Modelo D. MRW (1992) c/ Transbordamento e Heterogeneidade Espaciais		
Variável	(A.1) POLS	(A.2) RE	(A.3) FE	(B.1) POLS	(B.2) RE	(B.3) FE	(C.1) POLS	(C.2) RE	(C.3) FE	(D.1) POLS	(D.2) RE	(D.3) FE
$\ln(Y_{t-1})$	-0.670***	-0.670***	-1.143***	-0.668***	-0.668***	-1.143***	-0.245***	-0.245***	-0.685***	-0.265***	-0.265***	-0.685***
$\ln(S_{it})$	0.112***	0.112***	0.223***	0.109***	0.109***	0.223***	0.017***	0.017***	0.045***	0.018***	0.018***	0.045***
$\ln(\tilde{S}_{it})$	1.421***	1.421***	2.049***	1.466***	1.466***	2.049***	0.401***	0.401***	0.326***	0.412***	0.412***	0.326***
$\ln(n+g+\delta)$	-0.038*	-0.038*	-0.099***	-0.054**	-0.054**	-0.099***	-0.013	-0.013	-0.017	-0.007	-0.007	-0.017
D_Sul				0.096***	0.096***	Excluído				0.071***	0.071***	Excluído
D_Sudeste				0.089***	0.089***	Excluído				0.054***	0.054***	Excluído
D_Nordeste				0.132***	0.132***	Excluído				-0.016	-0.016	Excluído
D_Centro Oeste				0.143***	0.143***	Excluído				0.060***	0.060***	Excluído
$\ln(\text{dist_est})$				-0.019***	-0.019***	Excluído				-0.011***	-0.011***	Excluído
$W \ln(Y_t/Y_{t-1})$							0.861***	0.861***	0.626***	0.867***	0.867***	0.626***
$W \ln(S_{it})$							0.038***	0.038***	0.207***	0.048***	0.048***	0.207***
$W \ln(\tilde{S}_{it})$							0.047	0.047*	0.304***	-0.067*	-0.067**	0.304***
$W \ln(n+g+\delta)$							0.113***	0.113***	0.039	0.126***	0.126***	0.039
Constante	-3.165***	-3.165***	-4.053***	-3.362***	-3.362***	-4.054***	-0.952***	-0.952***	-0.359***	-0.437***	-0.437***	-0.359***
Vel. Converg. (θ)	3.70%	3.70%	n/c	3.68%	3.68%	n/c	0.94%	0.94%	3.85%	1.03%	1.03%	3.85%
Pseudo Vel. Conv.	2.26%	2.26%	3.88%	2.25%	2.25%	3.88%	0.82%	0.82%	2.31%	0.89%	0.89%	2.31%
N	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961
r2	0.47		0.72	0.48		0.72	0.78			0.78		
r2_overall		0.47	0.45		0.48	0.45		0.78	0.67		0.78	0.67
r2_between		0.23	0.28		0.27	0.28		0.53	0.38		0.53	0.38
r2_within		0.71	0.72		0.71	0.72		0.80	0.86		0.81	0.86
aic	4773.7		-3571.8	4604.00		-3571.8						
bic	4810.6		-3534.8	4677.9		-3534.8						
rank	5	5	5	10	10	5	9	9	9	14	14	9

Teste de Hausman (1978) associado aos Modelos D: $\chi^2 = 11274.40$; $Prob. > \chi^2 = 0.000$;

Notas: 1) * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001; 2) Os modelos POLS e RE foram estimados utilizando-se a matriz robusta de White (WOOLDRIDGE, 2002).

Fonte: Elaboração própria do autor utilizando o Software STATA.

Contudo, diferentemente dos resultados com dados *cross-section* (QUADRO 2), os modelos em painel, apresentados no Quadro 3, sugerem que a influência da heterogeneidade espacial é maior que a dos transbordamentos, visto que o θ do Modelo D.3 (com ambos os efeitos espaciais) superou o do modelo A.1 (sem controles espaciais).

Considerações Finais

Este trabalho usou uma versão espacial do modelo MRW (1992), com dados *cross-section* e painel, para analisar a influência dos fenômenos espaciais (*i.e.*: heterogeneidade, autocorrelação e transbordamentos espaciais) sobre a desigualdade e o crescimento dos municípios brasileiros no período de 1980 a 2010. A revisão dos trabalhos empíricos revelou que não existem outras pesquisas com as mesmas especificações (*i.e.*: modelo teórico, escala geográfica e horizonte temporal) e objetivos na literatura nacional.

Os resultados com dados *cross-section* sugerem que o controle da Heterogeneidade Regional (captada via *dummies*) tende a acelerar a velocidade de convergência da renda *per capita*. Logo, se não houvesse diferenças regionais em termos de cultura, clima, relevo, preferências e outras características invariantes no tempo, a renda dos municípios convergiria com mais rapidez. Alternativamente, o controle dos transbordamentos espaciais reduziu a velocidade de convergência. Portanto, se não houvessem transbordamentos espaciais, na forma de comércio, migração, difusão tecnológica e/ou de conhecimento, a velocidade de convergência seria menor, dificultando o combate à desigualdade no país.

Consequentemente, pode-se inferir que o processo de globalização, com incorporação de culturas e homogeneização das preferências regionais, poderia reduzir a desigualdade de renda. Enquanto isso, políticas que dificultam o comércio e/ou a migração de pessoas, entre localidades distintas, tenderiam a intensificá-las.

O controle conjunto de ambos os efeitos revelou que o transbordamento espacial tende a exercer maior influência sobre a desigualdade quando comparado à heterogeneidade regional. Neste caso, os modelos tradicionais (que desconsideram as interações espaciais) acabariam supervalorizando a velocidade de convergência. Contudo, a análise da heterogeneidade individual dos municípios, via eliminação dos efeitos não observados, com dados em painel, se mostrou mais indicada que as

demais e revelou que este efeito é mais relevante que os transbordamentos espaciais. Consequentemente, os modelos tradicionais estariam subestimando a velocidade de convergência (e não o contrário, como havia sido observado nas estimações com dados *cross-section*).

Os resultados ainda sugerem que as regiões Norte e Nordeste possuem características específicas que as impedem de crescer no mesmo ritmo das demais. Já os municípios do Sul, Centro-Oeste e Sudeste apresentaram as melhores características específicas, respectivamente. Além disso, as capitais estaduais geram transbordamentos positivos aos seus vizinhos, conforme sugerido por Myrdal (1957), facilitando o crescimento dos mesmos. Por fim, verificou-se que os efeitos associados aos capitais físico e humano acabam superestimados em modelos que desconsideram os fenômenos espaciais.

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.
- ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. **The Spatial Pattern of Crime in Minas Gerais: An Exploratory Analysis**. *Economia Aplicada*, 9(1), p.1-17. 2005.
- ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; **Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil?** *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 46(1), p.31-52, 2008.
- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas, SP. Editora Alínea, 2012.
- ANSELIN, L. ***Spatial econometrics: methods and models***. Kluwer Academic, Boston, 1988.
- ANSELIN, L. ***Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics***. *International Regional Science Review*, 26, 2: 153–166, 2003.
- 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.
- ARTHUR, W. B. ***Increasing returns, competing technologies and lock-in by historical small events: the dynamics of allocation under increasing returns to scale***. *Economic Journal*, 99, 116–31. 1989.
- 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. **Trajetória 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. ALMEIDA, E. **A contribuição do capital humano para o crescimento econômico e convergência espacial do PIB per capita no Ceará**. Fórum BNB, 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, WP, 2000.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Convergence**. *Journal of Political Economy*. v.100(2), 1992.
- BARRO, R.; LEE, J-W. **Sources of Economic Growth**. *Carnegie Conference Series on Public Policy*,40:1,1994.
- 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.
- 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*, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.
- CHRISTALLER, W. **Central places in Southem Germany**. Nova Jersey: Prentice-Hall, 1966.
- 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**. *Interamerican Bank, W.P.* 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.
- DIAS, J. e DIAS, M. H. A. **Crescimento econômico e as políticas de distribuição de renda e investimento em educação nos estados brasileiros: teoria e análise econométrica**. *Estudos Econômicos*. v.37(4). 2007.
- DURLAUF, S.; JOHNSON, P. **Multiple regimes and cross-country growth behaviour**. *Journal of Applied Econometrics*. V. 10/4, p. 365–384, 1995.
- EASTERLY, W. & LEVINE, R. **Troubles with the neighbours: Africa's problem, Africa's opportunity**. *Journal of African Economies*, 7: 120–42. 1998.

- ERTUR, C. & KOCH, W. **Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence**. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 1033–1062. 2007.
- 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*, RJ, 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*.
- FIRME, V. A. C.; [SIMAO FILHO, J.](#) **Análise do crescimento econômico dos municípios de minas gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2000**. *Revista de Economia Aplicada (Impresso)*, v. 18, p. 679-716, 2014.
- FIRME, V. A. C. e VASCONCELOS, C. R. F. **O setor siderúrgico nacional: uma análise inter-regional de insumo produto para o período de 1999 a 2002**. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.44(1), p.117-167, 2014.
- FOCHEZZATO, A e STULP, V. J. **Análise de Convergência de Renda per Capita entre os municípios do Rio Grande do Sul, 1985 a 1998**. *Ensaio FEE*. Vol. 29, n. 1, 2008.
- GALLO, J. L. e ERTUR, C. **Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980–1995**. *Papers in Regional Science*. Vol. 82, p.175-201, 2003.
- GLAESER, E. L.; KALLAL, H. D.; SCHEINKMAN, J. A.; SCHLEIFER, A. **Growth in cities**. *Journal of Political Economy*, 100, 1126–52. 1992.
- 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.
- 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 em: <http://www.ibge.gov.br>. Dados do CENSO 2010. Tab. 10 para Renda e Tab.03 para Taxa de Analfabetismo. Acesso em 2016.
- IPEADATA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em 2016.
- ISARD, W. **Location and Space-Economy**. Cambridge: MIT Press. 1956.

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 – Out-Dez*, 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**. *Nova Economia*, 22 (3), p.621-649, 2012.

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

KRUGMAN, P. **Increasing returns and economic geography**. *Journal of Political Economy*, 99, 438-499. 1991a.

KRUGMAN, P. **Geography and trade**. Cambridge, MA: MIT Press. 1991b.

KRUGMAN, P. **Space: the final frontier**. *Journal of Economic Perspectives*, 12, 161–174. 1998.

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

LUCAS, R. E. **On the Mechanics of Economic Development**. *Journal of Monetary Economics*, v.22(1), p.3-42. Feb, 1988.

MAGALHÃES, A., HEWINGS, G. J. d. e AZZONI, C. R. **Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil**. *Working Paper REAL, 00-T-11, Urbana Champaign*, 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. 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.

MARSHALL, A. **Principles of economics**. New York: Macmillan, 1890.

MASSEY, D. S. **Social Structure, household strategies, and the cumulative causation of migration**. *Population Index* 56 (1): 3-26. 1990.

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.
- MORETTI, E. ***Workers' Education, Spillovers, and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions***. *The American Economic Review*. v.94(3), p.656-690. Jun, 2004.
- MYRDAL, G. ***Economic theory and under-developed regions***. London: Duckworth, 1957.
- NAKABASHI, Luciano. ***Três EnsaioS 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.
- 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.; 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***. *EnsaioS FEE*, v. 28, p. 03-22, 2007.
- 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.
- PINTO COELHO, R. L. ***Dois EnsaioS sobre a Desigualdade de Renda dos Municípios Brasileiros***. Dissertação CEDEPLAR – 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.
- 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. 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.
- 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***. 36º 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.

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.

SHIOJI, E. **Regional Growth in Japan.** *Yale University Mimeo*, 1993.

SJAASTAD, L. **The costs and returns of human migration.** *Journal of Political Economy*, v.70, n.5, p. 80-93, oct. 1962.

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.

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, Nov. 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 nº 355). 2000.

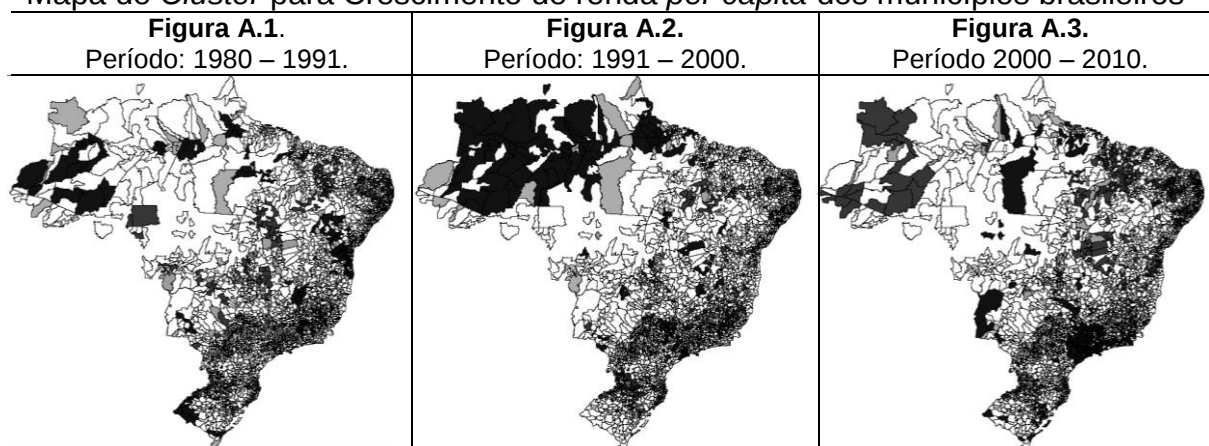
YOUNG, A. T., LEVY, D. e HIGGINS, M. J. **Many types of human capital and many roles in U.S. growth: evidence from county-level educational attainment data.** In: *Cesifo/Harvard University Ppog Conference On “Scholling And Human Capital Formation In The Global Economy: Revisiting The Equity-Efficiency 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 4ª Ed. Norte-Americana. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

Anexo

Mapa de *Cluster* para Crescimento de renda *per capita* dos municípios brasileiros



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 para 3987 municípios, ou seja, 71,3% do total.

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

NOTAS DE AUTOR

CONTRIBUIÇÃO DE AUTORIA

Vinícius de Azevedo Couto Firme - Concepção. Coleta de dados, Metodologia, Análise de dados, Elaboração do manuscrito, revisão e aprovação da versão final do trabalho

FINANCIAMENTO

Não se aplica.

CONSENTIMENTO DE USO DE IMAGEM

Não se aplica.

APROVAÇÃO DE COMITÊ DE ÉTICA EM PESQUISA

Não se aplica.

CONFLITO DE INTERESSES

Não se aplica.

LICENÇA DE USO

Este artigo está licenciado sob a [Licença Creative Commons CC-BY](#). Com essa licença você pode compartilhar, adaptar, criar para qualquer fim, desde que atribua a autoria da obra.

HISTÓRICO

Recebido em: 13-06-2020

Aprovado em: 12-01-2022