

EDUCAÇÃO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UM ESTUDO ECONOMÉTRICO-ESPACIAL PARA OS MUNICÍPIOS DO SUDESTE BRASILEIRO¹

Leonardo Alexandrino de Almeida²

Vinícius de Azevedo Couto Firme³

Este trabalho usou uma versão espacial ampliada do modelo MRW (Mankiw, Romer e Weil, 1992) para analisar o impacto da educação no crescimento da renda *per capita* dos municípios do Sudeste brasileiro entre 2000 e 2010. Os resultados sugerem que o impacto é maior em localidades predominantemente urbanas, desenvolvidas, com maior porte populacional e menor desigualdade. Estimou-se que um crescimento de 10% na educação aumentaria a renda entre 4,28% e 5,54%, com impactos maiores nos municípios de São Paulo e menores nos municípios de Minas Gerais. Em um cenário ideal, a renda aumentaria até 32,3% apenas com melhorias na educação. Embora elevado, este efeito poderia ficar superestimado caso a dependência espacial fosse ignorada.

Palavras-chave: crescimento regional; capital humano; educação.

EDUCATION AND ECONOMIC GROWTH: A SPATIAL-ECONOMETRIC ANALYSIS FOR THE MUNICIPALITIES FROM SOUTHEAST'S BRAZIL

This work used an expanded spatial version of MRW's model (Mankiw, Romer e Weil, 1992) to analyze the education impact on per capita income growth of cities from Brazil's southeastern between 2000-2010. The results suggest this impact is greater in urban and developed locations, with larger population size and lower levels of inequality. It was estimated that a 10% growth in education would increase income between 4.28% and 5.54%, with greater/lesser impacts São Paulo/Minas Gerais cities. In an ideal scenario, the income would increase up to 32.3% only with improvements in education. Although high, this effect would be overestimated if the spatial dependence were ignored.

Keywords: regional growth; human capital; education.

JEL: R11; R12; I20; I30.

1 INTRODUÇÃO

Após Solow (1956) propor um modelo macroeconômico para explicar a desigualdade de renda, Mankiw, Romer e Weil (1992) – também referidos pela sigla MRW – desenvolveram uma “versão ampliada” do modelo, com maior capacidade explicativa, e concluíram que moderadas mudanças no capital físico e humano⁴

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n1art6>

2. Técnico administrativo em educação no *campus* Governador Valadares da Universidade Federal de Juiz de Fora (GV/UFJF). *E-mail:* leonardo.alexandrino@ufjf.br.

3. Professor adjunto no Departamento de Economia do *campus* GV/UFJF. *E-mail:* vinicius.firme@ufjf.br.

4. O “capital humano” engloba as habilidades, conhecimentos e atitudes que favorecem a produtividade do trabalhador e podem ser adquiridas ou aprimoradas via experiência e educação (Silva, França e Pinho Neto, 2016).

causariam grandes variações no produto *per capita* (Romer, 1996, p. 128). Na realidade, a importância do capital humano já era destacada desde a década de 1960 (Schultz, 1961; 1962; Becker, 1964), e Krueger (1968) chegou a estimar que este fator, sozinho, explicaria mais da metade das disparidades regionais associadas à renda *per capita*.⁵

Embora bem-sucedida, a versão MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) desconsiderou os efeitos da interação espacial (autocorrelação e heterogeneidade espaciais). Gallo e Ertur (2003) afirmam que o comércio local e a difusão de conhecimento e tecnologia, entre regiões distintas, gerariam transbordamentos espaciais e, assim, dependência geográfica. Para os autores, estes efeitos espaciais ajudariam a explicar as desigualdades e deveriam ser considerados em análises que envolvessem o crescimento econômico.

Segundo Almeida (2012), as características de cada região (de cultura, preferências, relevo, clima, entre outras) poderiam fazer com que um mesmo estímulo causasse diferentes impactos, dependendo da localidade (problema de *heterogeneidade espacial*). Além disso, a conexão entre uma região e suas vizinhas poderia produzir transbordamentos e autocorrelações espaciais (problema de *dependência espacial*), atenuando ou potencializando o efeito de um choque exógeno qualquer. Em termos práticos, Kelejian e Piras (2017) ressaltam que ignorar estes efeitos poderia resultar em estimativas enviesadas e/ou ineficientes.

Portanto, esta pesquisa utilizou uma versão espacial do modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992),⁶ com algumas variáveis de controle adicionais, a fim de mensurar o efeito do investimento em capital humano (ou seja, educação) sobre a renda *per capita* dos municípios da região Sudeste do Brasil, entre 2000 e 2010. Apesar de haver estudos (com dados mais agregados) sobre este tema no país (Ferreira e Ellery Junior, 1996; Azzoni, 1997; Dias e Dias, 2007; Nakabashi e Figueiredo, 2008; Galeano e Mata, 2009; Cangussu, Salvato e Nakabashi, 2010; Oliveira e Paixão, 2015), poucos usaram uma escala municipal com controles espaciais (Silva e Resende, 2009; Vieira, 2009; Salgueiro, Nakabashi e Prince, 2011; Firme e Simão Filho, 2014; Dias e Porsse, 2016; Renzi *et al.*, 2019) e nenhum deles considerou as variáveis de controle sugeridas nesta pesquisa, que, conforme demonstram os resultados, poderiam interferir no verdadeiro impacto do capital humano. Além disso, não foram encontradas pesquisas semelhantes, que tivessem como foco os 1.668 municípios da região Sudeste.

5. Segundo Krueger (1968, p. 641, tradução nossa), "as diferenças no capital humano explicariam a maior parte das desigualdades associadas à renda *per capita* entre os Estados Unidos e alguns países pouco desenvolvidos".

6. Na literatura nacional, Ribeiro e Almeida (2012), Firme e Simão Filho (2014) e Freitas e Almeida (2015) também consideraram o modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) com controles espaciais.

A escala municipal utilizada, embora dificulte a obtenção de boas *proxies* (Firme e Simão Filho, 2014), permitiu a inclusão e análise de mais observações dentro de um mesmo espaço geográfico, favorecendo as propriedades assintóticas dos estimadores (Wooldridge, 2010) e o controle adequado da dependência espacial, que tende a aumentar quando as distâncias entre os indivíduos diminuem (Anselin, 2003). O período considerado e o recorte regional – focado no Sudeste – propiciaram a elaboração de uma base de dados sem *missings* municipais (ou seja, dados faltantes), o que é especialmente desejável em análises espaciais.⁷

Os resultados sugerem que a educação surte maior impacto em regiões mais desenvolvidas, com maior porte populacional e menor desigualdade. Verificou-se que um crescimento de 10% na educação faria a renda crescer entre 4,28% e 5,54% no Sudeste, com maiores impactos nos municípios de São Paulo e menores em Minas Gerais. Em um cenário ideal, a renda poderia aumentar até 32,3% apenas com investimentos em educação. Embora o impacto tenha se revelado positivo e significativo, após todos os controles efetuados nesta pesquisa, notou-se que a especificação de MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), por ignorar variáveis relevantes e a dependência espacial, poderia superestimar o efeito do capital humano. Portanto, acredita-se que o controle adequado dos fenômenos espaciais seja fundamental à obtenção de parâmetros mais confiáveis associados ao capital humano.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma: a segunda seção contém o referencial teórico do trabalho; na terceira, encontram-se a metodologia e a descrição da base de dados usada nas estimações; na quarta, incluem-se os resultados; e, por fim, apresentam-se as considerações finais.

2 O MODELO TEÓRICO

Na tentativa de aprimorar a capacidade explicativa dos modelos de crescimento econômico, Mankiw, Romer e Weil (1992) incluíram o estoque de capital humano (H) na versão proposta por Solow (1956). Formalmente:

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

em que Y , K e L representam, respectivamente, a produção, o estoque de capital físico e a força de trabalho (α e β são coeficientes de sensibilidade). Logo, a renda *per capita* no estado estacionário seria:

$$\ln y_t = \ln \left[\frac{Y_t}{L_t} \right] = \ln A_0 + gt - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h), \quad (2)$$

em que $n+g+\delta$ é o somatório do crescimento populacional, avanço tecnológico e depreciação do capital físico, enquanto A_0 , s_k e s_h correspondem à dotação inicial e às parcelas da renda investidas em capital físico e humano, respectivamente.

7. Pois os *missings* impedem a mensuração adequada das defasagens espaciais (Almeida, 2012).

Relaxando a hipótese de que a economia já está no estado estacionário, temos:

$$\ln y_t = (1 - e^{-\lambda t}) \ln(y^*) + e^{-\lambda t} \ln y_0, \quad (3)$$

em que $y^* = Y/AL$, y_0 é a renda inicial e λ representa a taxa de convergência, ou seja: $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$. Substituindo y^* (na equação 2) e subtraindo y_0 em ambos os lados, obtém-se:

$$\ln \left(\frac{y_t}{y_0} \right) = (1 - e^{-\lambda t}) \left[-\ln(y_0) + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n + g + \delta) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) + \ln A_0 + gt \right]. \quad (4)$$

Operacionalmente, a equação (4) pode ser reescrita como:

$$\ln(y_t/y_0) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(s_h) + \varepsilon, \quad (5)$$

em que $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_4$ são coeficientes de sensibilidade e ε é um resíduo aleatório.

Mankiw, Romer e Weil (1992) concluíram que Solow havia acertado a capacidade explicativa de K e L (em torno de 50%) e os sinais dos impactos de s_k e n sobre Y . Contudo, a magnitude destes efeitos havia sido subestimada. Além disso, os autores notaram que o retorno do capital físico e humano tende a ser maior em países pobres.

Embora a relevância do capital humano, no crescimento econômico, seja reconhecida (Romer, 1996; Lucas Junior, 1998; Barro, 1991; Mankiw, Romer, e Weil, 1992), sua mensuração não é trivial e engloba aspectos de educação, treinamento, migração e saúde do trabalhador (Schultz, 1961; Becker, 1964; Nakabashi e Figueiredo, 2008). No Brasil, dada a escassez de *proxies* municipais, tem-se utilizado as matrículas escolares e/ou os anos de estudo, ponderados (ou não) por fatores qualitativos, como o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) ou as notas provenientes do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) e/ou do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem), além de questões inerentes à saúde do trabalhador, como a expectativa de vida (Firme e Simão Filho, 2014).

Apesar de a inclusão do capital humano ter aumentado a capacidade explicativa do modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), os autores desconsideraram a importância do espaço. Nesse sentido, Ertur e Koch (2007) fazem uma contribuição importante, ao reconhecerem que a interdependência tecnológica entre regiões distintas pode gerar transbordamentos espaciais. Formalmente, os autores assumem que:

$$A_i(t) = \Omega(t) k_t^\phi(t) \prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma_{ij}}(t). \quad (6)$$

Portanto, a tecnologia, $A_i(t)$, dependeria: i) de um fator exógeno e idêntico entre as regiões, conforme proposto por Solow (1956), $\Omega(t)$; ii) do crescimento de $k = K/L$ em cada região, $k_t^\phi(t)$, onde $0 \leq \phi < 1$ reflete a magnitude deste efeito;

e iii) dos transbordamentos espaciais da tecnologia, $\prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma w_{ij}}(t)$.⁸ Deste modo, partindo-se da função de produção $y = A + \alpha k$, é possível incluir os transbordamentos espaciais oriundos da tecnologia:

$$y = \Omega + (\alpha + \varphi)k - \alpha \gamma Wk + \gamma W y. \quad (7)$$

Como resultado, Ertur e Koch (2007) afirmam que a produção de uma região i qualquer crescerá com o aumento da poupança e da renda de seus j vizinhos e diminuirá com o crescimento populacional da vizinhança. Portanto, assumindo a existência destes transbordamentos espaciais, e admitindo-se que a parcela não consumida da renda é investida em capital físico (s_k) ou humano (s_h), conforme MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), tem-se:

$$\begin{aligned} \ln(y_t/y_0) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(s_h) + \\ & \beta_5 W \ln(s_k) + \beta_6 W \ln(n + g + \delta) + \beta_7 W \ln(s_h) + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

em que W é uma matriz de pesos espaciais, que capta o efeito associado à vizinhança de uma região i qualquer.⁹

Note-se que a equação (1) trata o progresso técnico (A) como se este afetasse apenas a produtividade do trabalho (*Harrod-neutral*). Porém, Tavares, Barreto e Castelar (2001) destacam que A tem um caráter mais amplo e pode estar associada a fatores como abertura econômica (Harrison, 1996), educação (Miller e Upadhyay, 2000), desigualdade (Guha-Khasnabis e Bari, 2000), investimentos públicos em infraestrutura (Vallejos e Valdivia, 2000), fatores climáticos (Masters e McMillan, 2001) e ao próprio capital humano. Portanto, visando evitar que tais fatores causem vies nos resultados, buscou-se incluí-los nas estimações, respeitando-se as limitações da desagregação municipal utilizada.

Ademais, como Ertur e Koch (2007) consideraram apenas os transbordamentos espaciais (ou seja, externalidades oriundas das variáveis explicativas), ignorando a heterogeneidade e autocorrelação espaciais, enfatizadas por Gallo e Ertur (2003), conforme mencionamos na introdução deste artigo, buscou-se controlar tais efeitos usando-se algumas das técnicas de econometria espacial, apresentadas por Almeida (2012) e Kelejian e Piras (2017), expostas na próxima seção.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A equação (8) contém as variáveis sugeridas por MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) e os transbordamentos propostos por Ertur e Koch (2007). Todavia, a

8. Para Ertur e Koch (2007), o impacto do transbordamento da tecnologia depende da sua magnitude inicial (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 impacto.

9. Para mais detalhes, consultar o capítulo 3 de Almeida (2012).

expressão ignora alguns fatores associados à produtividade (rever seção anterior) e à heterogeneidade e autocorrelação espaciais.

Visando contornar estes problemas, assumiu-se que: i) o capital humano depende de condições de ensino (sh_e) e saúde (sh_s); ii) a desigualdade de renda ($GINI$) e o grau de exportação municipal (EXP) poderiam afetar a produtividade; e iii) características municipais, como temperatura ($TEMP$), precipitação ($PREC$), localização ($dummies$ de estado), porte populacional ($dummies$ de porte), grau de formalização do trabalhador (FOR) e o percentual da população tipicamente urbana ($PURB$), poderiam explicar a heterogeneidade espacial. Quanto à autocorrelação espacial, a própria variável dependente defasada espacialmente, $Wln(y_t/y_{t-1})$, foi incluída no modelo estimado (equação 9):¹⁰

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_2 \ln(n + g + \delta) + \beta_3 \ln(sk) + \beta_4 \ln(sh_e) + \beta_5 \ln(sh_s) + \beta_6 \ln(GINI) + \beta_7 \ln(FOR) + \beta_8 \ln(PURB) + \beta_9 \ln(EXP) + \beta_{10} \ln(PREC) + \beta_{11} \ln(TEMP) + \beta_{12} DES + \beta_{13} DSP + \beta_{14} DRJ + \beta_{15} D50 + \beta_{16} D100 + \beta_{17} D500 + \beta_{18} D1000 + \beta_{19} DM\hat{A}X + \beta_{20} Wln(y_{t-1}) + \beta_{21} W \ln(n + g + \delta) + \beta_{22} Wln(sk) + \beta_{23} Wln(sh_e) + \beta_{24} Wln(sh_s) + \beta_{25} Wln(GINI) + \beta_{26} Wln(FOR) + \beta_{27} Wln(PURB) + \beta_{28} Wln(EXP) + \beta_{29} Wln(PREC) + \beta_{30} Wln(TEMP) + \rho Wln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) + \xi \quad (9)$$

sendo $\xi = \lambda W\xi + \varepsilon$, em que $\varepsilon \sim (0, \sigma^2 I)$.

Os coeficientes β_0, \dots, β_5 referem-se ao modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), $\beta_6, \dots, \beta_{11}$ são variáveis explicativas adicionadas ao modelo original, $\beta_{12}, \dots, \beta_{19}$ são $dummies$ de estado e de porte municipais, $\beta_{20}, \dots, \beta_{30}$ são os transbordamentos das variáveis explicativas (exceto $dummies$ e constante) e ρ mede a autocorrelação espacial, associada à variável dependente. Como parte da dependência espacial pode recair sobre os resíduos ($W\xi$), deve-se expurgar este efeito (medido via λ), a fim de se garantir que o termo de erro é bem-comportado (ε). A partir da equação (9), é possível estabelecer os seguintes modelos espaciais:

- a) *a-espacial* ($\beta_0, \dots, \beta_{19}$);
- b) *Spatial lag of X – SLX* ($\beta_0, \dots, \beta_{30}$);
- c) *Spatial autoregressive – SAR* ($\beta_0, \dots, \beta_{19}$ e ρ);
- d) *Spatial error model – SEM* ($\beta_0, \dots, \beta_{19}$ e λ);
- e) *Spatial autoregressive confused – SAC* ($\beta_0, \dots, \beta_{19}$, ρ e λ);
- f) *Spatial Durbin model – SDM* ($\beta_0, \dots, \beta_{30}$ e ρ);
- g) *Spatial Durbin error model – SDEM* ($\beta_0, \dots, \beta_{30}$ e λ); e
- h) *General spatial model – GSM* ($\beta_0, \dots, \beta_{30}$, ρ e λ).

10. As variáveis (exceto $dummies$) foram tomadas em logaritmo (\ln), para que os coeficientes estimados (β) refletissem as elasticidades entre as variáveis explicativas (x) e a dependente (y). Portanto: $\Delta\%y = \beta\Delta\%x$ (Wooldridge, 2010, p. 44).

O modelo SLX considera o transbordamento das variáveis explicativas (WX), enquanto o SAR e o SEM controlam a autocorrelação espacial (Wy) e a dependência espacial nos resíduos ($W\xi$), respectivamente. Os demais modelos são apenas combinações destes três primeiros. Segundo Almeida (2012), ignorar WX , Wy e $W\xi$ poderia gerar estimativas enviesadas e/ou ineficientes.

Os modelos (a) e (b) podem ser estimados por MQO. Porém, no SAR (c) e SDM (f), a endogeneidade gerada por Wy deve ser corrigida via mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E).¹¹ Nos modelos SEM (d) e SDEM (g), utilizou-se o método generalizado dos momentos espacial (MGME), de Kelejian e Prucha (1999), para controlar a dependência espacial dos resíduos. No SAC (e) e no GSM (h), usou-se MQ2E espacial generalizado, proposto por Kelejian e Prucha (1997). Tanto o MQ2E quanto o MGME prescindem da hipótese de normalidade dos resíduos (Almeida, 2012; Kelejian e Piras, 2017).

A fim de assegurar a validade das estatísticas t e F, usou-se o procedimento HAC (*heteroskedastic autocorrelation consistent*) nas estimações por MQO e MQ2E, e a técnica KP-HET no MGME e no MQ2EE (Kelejian e Prucha, 2007; 2010). Ambos controlam a heterocedasticidade e a autocorrelação espacial residual e estão disponíveis no *software* GeoDaSpace.

Basicamente, buscou-se verificar se as *dummies* e demais variáveis de controle melhoraram a especificação original de MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992)¹² e afetaram o impacto da educação (sh_e) sobre o crescimento. Feito isto, mensurou-se a influência dos transbordamentos espaciais (WX)¹³ sobre os resultados. A cada regressão, testou-se a hipótese de $\rho \neq 0$ e/ou $\lambda \neq 0$ via multiplicador de Lagrange robusto (MLR). A dependência espacial nos resíduos (ACE) também foi verificada via I de Moran (Almeida, 2012):¹⁴

$$I_i = (n/S_0)(\xi'W\xi/\xi'\xi) \quad \text{com:} \quad t = 1, \dots, n \quad \text{e} \quad -1 \leq I_i \leq 1, \quad (10)$$

em que ξ é o resíduo normalizado de uma regressão qualquer,¹⁵ n é o número de observações, W é a matriz de pesos espaciais e S_0 é um escalar igual à soma dos elementos de W . Deste modo, valores de I_i próximos de 1 e -1 indicam ACE positiva (regiões ricas tendem a ter vizinhos ricos e vice-versa; prevalece o perfil alto-alto

11. Os instrumentos recomendados para Wy incluem as variáveis explicativas com uma ou duas defasagens espaciais, WX e W^2X , respectivamente (Almeida, 2012; Kelejian e Piras, 2017).

12. Para tanto, foram considerados os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC).

13. Entre as matrizes espaciais (W) consideradas nas defasagens das variáveis explicativas (isto é, rainha, torre e $K = 1, 3, 5, 10, 15$ vizinhos mais próximos), optou-se pela que gerou os menores critérios de AIC e SC, conforme sugerido por Stakhovych e Bijmolt (2009).

14. Embora a dependência espacial dos resíduos seja comumente avaliada via I de Moran (Rey e Montouri, 1999; Vieira, 2009; Firme e Simão Filho, 2014; Freitas e Almeida, 2015; Dias e Porsse, 2016; Renzi *et al.*, 2019), tal procedimento depende da matriz espacial especificada. Visando contornar esta limitação, diferentes matrizes foram consideradas a cada teste. Além disso, a aferição da dependência residual também contou com os multiplicadores de Lagrange e o teste de Anselin e Kelejian (1997), nas estimativas por MQO e MQ2E, respectivamente.

15. Se não houver dependência espacial nos resíduos $\xi = \varepsilon$ (ver equação 9).

e baixo-baixo, AA-BB) e negativa (regiões ricas tendem a ter vizinhos pobres e vice-versa; prevalece o perfil alto-baixo e baixo-alto, AB-BA), respectivamente.

Caso a equação (9) não seja capaz de controlar a *dependência espacial* dos resíduos, sugere-se que a amostra seja subdividida em *regimes espaciais* (mais homogêneos), a fim de se controlar a *heterogeneidade espacial*. Segundo Almeida (2012), estes dois fenômenos espaciais são retroalimentadores e precisam ser controlados conjuntamente. Uma vez definido o regime, é possível aferir a estabilidade dos coeficientes locais e globais, usando o teste de Chow espacial (Anselin, 1990), que compara a soma dos quadrados dos resíduos da regressão com (modelo local irrestrito – IR) e sem regimes espaciais (modelo global restrito – R). Formalmente:

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

em que a hipótese nula (H_0) atesta a estabilidade estrutural dos β coeficientes em ambas as regressões, R e IR. Portanto, rejeitar H_0 implicaria parâmetros significativamente distintos para cada região contida no *regime espacial* considerado.

3.1 Base de dados

Esta pesquisa avaliou o impacto do capital humano (educação) sobre a renda *per capita* dos municípios da região Sudeste do Brasil, entre 2000 e 2010. Para tanto, diversas *proxies* foram testadas (e algumas descartadas),¹⁶ a fim de se definir adequadamente a equação (9). As variáveis selecionadas são apresentadas a seguir.

- 1) $\ln(y_t/y_{t-1})$: variação da renda familiar *per capita* (y),¹⁷ em R\$ constantes de 2010, nos períodos $t = 2010$ e $(t - 1) = 2000$, disponível no *Atlas do desenvolvimento humano* do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – PNUD (2015).
- 2) $\ln(n + g + \delta)$: somatório do crescimento populacional (n), tecnológico (g) e depreciação (δ) entre 2000 e 2010. Conforme MRW, assumiu-se que $g + \delta$ é 0,05. Os autores afirmam que “até mesmo alterações moderadas neste pressuposto afetariam pouco as estimativas” (Mankiw, Romer, e Weil, 1992, p. 413, tradução nossa). O termo n foi calculado com base na população municipal, disponível na PNUD (2015).
- 3) $\ln(sk)$: para o investimento em capital físico, utilizou-se o percentual de despesa pública em capital em relação à despesa total de cada município (média entre 2000-2010).^{18,19}

16. As *proxies* descartadas (não significativas a 10%) estão descritas no quadro A.1 (apêndice A).

17. Razão entre a soma da renda mensal dos residentes (de um domicílio) e o total de residentes.

18. Dado o período e a escala municipal, não foi possível incluir os gastos privados em bens de capital, como em Kroth e Dias (2012). A escassez e a falta de qualidade das *proxies* municipais para o capital físico (sk) e humano (sh), no Brasil, é discutida por Firme e Simão Filho (2014, p. 687-689).

19. Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 30 maio 2019.

- 4) $\ln(sh_e)$: o aspecto educacional, associado ao capital humano, considerou a média do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal: Dimensão Educação (IDHM Educação) entre 2000 e 2010, da PNUD (2015).
- 5) $\ln(sh_s)$: para o fator saúde, associado ao capital humano, usou-se o IDHM Longevidade (média 2000-2010), disponível na PNUD (2015).
- 6) $\ln(GINI)$: o índice de Gini (média 2000-2010) foi utilizado para avaliar a desigualdade de renda (PNUD, 2015).
- 7) $\ln(FOR)$: refere-se ao percentual de pessoas, com 18 anos ou mais, formalmente ocupadas no mercado de trabalho (média 2000-2010), da PNUD (2015).
- 8) $\ln(PURB)$: parcela da população urbana em relação à total (média 2000-2010), calculada com base nas populações municipais computadas pela PNUD (2015).
- 9) $\ln(EXP)$: participação municipal nas exportações da região Sudeste (US\$, *free on board* – FOB): média 2000-2010.²⁰
- 10) $\ln(PREC)$: nível médio de precipitação pluviométrica (em milímetros/mês), atualizado em dezembro de 2011 pela Climate Research Unit/University of East Anglia (CRU/UEA).²¹
- 11) $\ln(TEMP)$: temperatura média (em graus centígrados), atualizada em dezembro de 2011 pela CRU/UEA.²²

Além das variáveis supracitadas, foram criadas *dummies* (binárias) para: i) os estados do Espírito Santo (*DES*), Minas Gerais (*DMG*), Rio de Janeiro (*DRJ*) e São Paulo (*DSP*); e ii) representar o porte populacional de cada município (*D5*, *D50*, *D100*, *D500*, *D1000* e *DMÁX*). Assim, *D5* refere-se aos municípios com menos de 5 mil habitantes, *D50* são aqueles com população entre 5 mil e 50 mil habitantes e assim por diante.²³ A tabela 1 traz as principais estatísticas descritivas dos dados usados nesta pesquisa.

20. Secretaria de Comércio Exterior (SCE). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em 30 de maio de 2019.

21. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 30 maio 2019.

22. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 30 maio 2019.

23. Visando evitar a perfeita colinearidade, *DMG* e *D5* foram tratadas como referência (excluídas). Além disso, as médias e as diferenças das variáveis sh_e , sh_s , *GINI*, *FOR* e *EXP*, entre 2000 e 2010, foram consideradas. Contudo, as médias anuais mostraram-se mais adequadas, conforme os critérios AIC e SC.

TABELA 1
Análise descritiva das variáveis¹

Variável	Descrição	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
y_{2000}	Renda familiar <i>per capita</i> de 2000 (R\$ de 2010)	R\$ 438,64	R\$ 189,13	R\$ 85,69	R\$ 1.759,76
y_{2010}	Renda familiar <i>per capita</i> de 2010 (R\$ de 2010)	R\$ 590,62	R\$ 214,91	R\$ 181,77	R\$ 2.043,74
Δy	Variação da renda <i>per capita</i>	41,02%	26,71%	-14,39%	217,59%
sk	Gasto em capital fixo/gasto total	15,24%	6,37%	0,00%	58,41%
n	Variação populacional	8,67%	14,28%	-23,80%	190,17%
sh_e	IDH Educação (média 2000-2010)	0,52	0,09	0,26	0,78
sh_s	IDH Longevidade (média 2000-2010)	0,80	0,03	0,68	0,88
$GINI$	Índice de Gini (média 2000-2010)	0,50	0,05	0,35	0,71
EXP	Participação na exportação do Sudeste (média 2000-2010)	0,06%	0,38%	0,00%	8,28%
FOR	Formalização do trabalho (média 2000-2010)	51,03%	15,69%	9,70%	83,80%
$PURB$	População urbana/total	72,62%	19,80%	15,49%	100,00%
$PREC$	Precipitação – referência dez. 2011 (mm/mês)	105,19	36,29	0,00	282,43
$TEMP$	Temperatura – referência dez. 2011 (graus Celsius)	19,57	6,10	0,00	25,08
<i>Dummies de região (estados do Sudeste)</i>					
DMG	<i>Dummy</i> Minas Gerais ($MG = 1$; <i>Outros</i> = 0)	51,1%	Não se aplica	0,000	1.000
DES	<i>Dummy</i> Espírito Santo ($ES = 1$; <i>Outros</i> = 0)	4,7%	Não se aplica	0,000	1.000
DRJ	<i>Dummy</i> Rio de Janeiro ($RJ = 1$; <i>Outros</i> = 0)	5,5%	Não se aplica	0,000	1.000
DSP	<i>Dummy</i> São Paulo ($SP = 1$; <i>Outros</i> = 0)	38,7%	Não se aplica	0,000	1.000
<i>Dummies de porte populacional</i>					
$D5$	População < 5 mil habitantes	23,9%	Não se aplica	0,000	1.000
$D50$	5 mil ≤ População < 50 mil	61,9%	Não se aplica	0,000	1.000
$D100$	50 mil ≤ População < 100 mil	5,9%	Não se aplica	0,000	1.000
$D500$	100 mil ≤ População < 500 mil	7,3%	Não se aplica	0,000	1.000
$D1000$	500 mil ≤ População < 1.000 mil	0,7%	Não se aplica	0,000	1.000
$DMáx$	População > 1.000 mil	0,3%	Não se aplica	0,000	1.000

Fonte: *Software* Stata 11.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Número de observações: 1.668.

Obs.: Não houve gasto declarado em capital fixo (sk) e registro de precipitação/temperatura em 92 e 135 municípios, respectivamente (nestes casos, assumiu-se o valor zero).

4 RESULTADOS

Os resultados da tabela 2 revelam que o crescimento da renda *per capita*, entre 2000 e 2010, foi maior em Minas Gerais (referência), Espírito Santo, São Paulo e Rio de Janeiro, respectivamente (modelo A), e manteve-se elevado nos municípios com menos de 5 mil habitantes (referência), diminuindo, ordenadamente, com o aumento da população (modelo B).

TABELA 2
Impacto de variáveis socioeconômicas e geográficas sobre o crescimento econômico dos municípios do Sudeste brasileiro¹

	A	B	C	D	E
Constante	0,369**	0,402***	0,833***	0,529***	0,404***
y_{t-1}			-0,512***	-0,546***	-0,563***
$n + g + \delta$			0,124***	0,134***	0,125***
sk			0,012**	0,013***	0,012**
sh_e			1,412***	1,230***	1,179***
sh_s			3,241***	3,393***	3,852***
<i>GINI</i>				0,413***	0,382***
<i>FOR</i>				0,413***	0,070***
<i>PURB</i>				0,067**	0,061**
<i>EXP</i>				4,761***	2,934***
<i>PREC</i>				0,000**	0,000**
<i>TEMP</i>				0,003***	0,004***
<i>DES</i>	-0,047**				0,029*
<i>DSP</i>	-0,087***				0,002
<i>DRJ</i>	-0,120***				0,052***
<i>D50</i>		-0,0862***			-0,013
<i>D100</i>		-0,149***			-0,001
<i>D500</i>		-0,156***			0,025*
<i>D1000</i>		-0,160***			0,068*
<i>DMÁX</i>		-0,190**			0,133**
Testes de normalidade (a) e homocedasticidade dos resíduos (b, c)					
a. Jarque-Bera	46,94***	54,58***	438,46***	332,10***	393,34***
b. Koenker-Bassett	41,49***	47,97***	39,47***	124,69***	149,49***
c. Breusch-Pagan	55,28***	66,52***	83,64***	245,82***	307,87***
Autocorrelação espacial (ACE) dos resíduos (teste: I de Moran com diferentes matrizes espaciais)					
Rainha	0,208***	0,227***	0,116***	0,116***	0,108***
Torre	0,209***	0,227***	0,119***	0,120***	0,112***
K1	0,254***	0,257***	0,125***	0,128***	0,118***
K3	0,232***	0,246***	0,123***	0,126***	0,118***
K5	0,224***	0,242***	0,116***	0,116***	0,109***
K10	0,214***	0,235***	0,100***	0,096***	0,090***
Média	0,224	0,239	0,117	0,117	0,109
Multiplicador de Lagrange robusto – defasagem (ρ) e erro (λ) espacial					
Tipo de ACE ²	ρ^{**}		ρ^{***}		ρ^{**}
	λ		λ		λ^{**}
AIC	-1.071,24		-1.083,35		-2.288,67
SC	-1.049,57		-1.050,84		-2.256,16
R2 ajustado	0,060		0,068		0,548

Fonte: Resultados do software GeoDa.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Modelos sem controles espaciais.

² Multiplicador de Lagrange robusto baseado na matriz com maior I de Moran.

Obs.: 1. *p*-valor: * < 0,10; ** < 0,05; *** < 0,01.

2. ρ e λ significativos indicam ACE na variável dependente (Wy) e no termo de erro (Wu), respectivamente.

O critério AIC sugere que a inclusão das variáveis adicionais de controle (modelo D) e das *dummies* de estado e porte populacional (modelo E) melhorou a especificação inicial (modelo C), baseada em MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), e reduziu o impacto da educação (sh_e) sobre o crescimento. Ainda assim, sh_e manteve-se positiva e significativa (tabela 2).

A hipótese de homocedasticidade e normalidade dos resíduos foi rejeitada em todos os casos.²⁴ Embora a inclusão de *dummies* e variáveis adicionais de controle (modelo E) tenha reduzido o I de Moran dos resíduos (calculado com diferentes matrizes espaciais), em relação aos demais modelos da tabela 2, a dependência espacial permaneceu significativa. Além disso, os multiplicadores de Lagrange dos modelos C, D e E sugerem que há dependência espacial na variável dependente ($\rho \neq 0$) e no termo de erro ($\lambda \neq 0$). Portanto, novos controles espaciais serão necessários (equação 9).

Inicialmente, buscou-se verificar se os transbordamentos espaciais (modelo SLX), oriundos das variáveis explicativas (WX), estariam causando os problemas encontrados nas estimações da tabela 2. Os critérios AIC e SC, provenientes das estimações da tabela 3, indicam que a inclusão destes transbordamentos foi benéfica, independentemente da matriz espacial (W) considerada.

Na realidade, até mesmo o modelo menos adequado da tabela 3 (C) seria superior ao mais indicado da tabela 2 (E). Os critérios AIC e SC ainda indicam que o modelo G, defasado com a matriz $K = 10$ vizinhos mais próximos e com a exclusão de algumas variáveis não significativas, é o mais adequado (tabela 3).

Conforme ressaltam Lesage e Pace (2014) e Golgher e Voss (2016), o impacto de uma variável x qualquer, no modelo SLX, é o somatório do efeito inicial ($\beta_1 x$) mais o transbordamento ($\beta_2 Wx$). Logo, o efeito associado à sh_e seria $1,563 - 0,896 = 0,667$ (modelo G – tabela 3). Este resultado sugere que desconsiderar os transbordamentos espaciais (como ocorre na tabela 2) aumentaria, de forma equivocada, o impacto da educação sobre o crescimento econômico.

Apesar da superioridade dos modelos da tabela 3, eles permanecem rejeitando as hipóteses de homocedasticidade e normalidade dos resíduos. Ademais, o I de Moran sugere que os erros ainda apresentam autocorrelação espacial (porém em menor intensidade que os da tabela 2). Os multiplicadores de Lagrange também indicam haver dependência espacial no termo de erro ($\lambda \neq 0$) das regressões A, B, E, F e G e na variável dependente ($\rho \neq 0$) dos modelos D e F. Portanto, o modelo G foi reestimado (tabela 4) assumindo a possibilidade de $\rho \neq 0$ (SDM), $\lambda \neq 0$ (SDEM) e $\rho \neq 0$ e $\lambda \neq 0$ (GSM).

24. O teste de Jarque-Bera adota a hipótese nula (H_0) de que o resíduo possui distribuição normal, enquanto os testes de Breusch-Pagan e Koenker-Bassett têm a homocedasticidade como H_0 (Almeida, 2012).

TABELA 3
Modelos com transbordamentos espaciais: *Spatial lag of X (SLX)*

Matriz espacial	(A) Rainha	(B) Torre	(C) K1	(D) K3	(E) K5	(F) K10	(G) K10*
Constante	1,205***	1,197***	0,154	0,220	0,386	0,245	0,760***
y_{t-1}	-0,711***	-0,709***	-0,644***	-0,709***	-0,725***	-0,725***	-0,723***
$n + g + \delta$	0,105***	0,107***	0,108***	0,107***	0,121***	0,117***	0,131***
sk	0,007	0,007	0,010*	0,007	0,005	0,004	0,004
sh_e	1,539***	1,544***	1,369***	1,551***	1,584***	1,552***	1,563***
sh_s	3,190***	3,177***	3,203***	2,924***	2,961***	2,982***	2,896***
<i>GINI</i>	1,389***	1,374***	0,981***	1,392***	1,476***	1,463***	1,458***
<i>FOR</i>	0,065***	0,064***	0,054***	0,053***	0,056***	0,061***	0,058***
<i>PURB</i>	0,051*	0,050*	0,054**	0,051*	0,051*	0,051**	0,060**
<i>EXP</i>	3,627***	3,604***	3,270***	3,438***	3,640***	3,642***	3,667***
<i>PREC</i>	-0,001**	-0,001**	-0,001**	-0,000	-0,000	-0,000	-0,001***
<i>TEMP</i>	0,006***	0,005***	0,005***	0,003**	0,003**	0,004**	0,004***
<i>DES</i>	0,013	0,013	0,023	0,010	0,001	0,006	-
<i>DRJ</i>	0,019	0,019	0,049	0,043***	0,030*	0,041**	-
<i>DSP</i>	-0,028***	-0,028***	-0,009	-0,019*	-0,030***	-0,023**	-0,036***
<i>D50</i>	-0,007	-0,007	-0,010	-0,008	-0,005	-0,002	-
<i>D100</i>	0,010	0,008	0,005	0,014	0,016	0,021	0,025**
<i>D500</i>	0,039**	0,037**	0,033	0,038**	0,043***	0,051***	0,057***
<i>D1000</i>	0,070*	0,067*	0,071	0,070*	0,078**	0,087**	0,095***
<i>DMÁX</i>	0,121**	0,118**	0,135	0,125**	0,132**	0,141**	0,147**
$W_{y_{t-1}}$	0,289***	0,290***	0,211***	0,266***	0,290***	0,245***	0,286***
$W_{n + g + \delta}$	0,122*	0,115	0,080	0,072	0,023	0,084	-
W_{sk}	0,013	0,013	0,015	0,018*	0,013	0,035**	0,045***
W_{sh_e}	-0,753***	-0,762***	-0,682***	-0,788***	-0,776***	-0,947***	-0,896***
W_{sh_s}	-0,852**	-0,848**	2,203***	1,653***	0,915	1,416*	-
W_{GINI}	-2,630***	-2,604***	-1,690***	-2,071***	-2,112***	-2,198***	-2,215***
W_{FOR}	-0,010	-0,008	0,019	-0,0037	-0,003	-0,011	-
W_{PURB}	0,172**	0,169**	0,057	0,1314*	0,111*	0,130	-
W_{EXP}	-0,087	0,038	-0,947	2,3958	1,903	2,97	-
W_{PREC}	0,001	0,001	0,000	-0,0005	-0,000	-0,000	-
W_{TEMP}	0,001	0,001	-0,001	0,0039*	0,005**	0,005**	0,003**
Testes de normalidade (a) e homocedasticidade dos resíduos (b, c)							
a. Jarque-Bera	281,12***	284,74***	349,66***	263,41***	296,22***	301,20***	284,95***
b. Koenker-Bassett	174,12***	174,29***	147,79***	170,65***	159,91***	167,90***	136,89***
c. Breusch-Pagan	328,25	329,43***	295,98***	316,11	304,298***	321,65***	258,58***

(Continua)

(Continuação)

Matriz espacial	(A) Rainha	(B) Torre	(C) K1	(D) K3	(E) K5	(F) K10	(G) K10*
Autocorrelação espacial (ACE) dos resíduos (teste: I de Moran com diferentes matrizes espaciais)							
Rainha	0,106***	0,107***	0,113***	0,113***	0,114***	0,104***	0,106***
Torre	0,110***	0,111***	0,117***	0,117***	0,118***	0,107***	0,109***
K1	0,117***	0,118***	0,165***	0,120***	0,125***	0,118***	0,121***
K3	0,132***	0,132***	0,133***	0,138***	0,136***	0,126***	0,130***
K5	0,107***	0,107***	0,112***	0,110***	0,110***	0,103***	0,106***
K10	0,075***	0,075***	0,083***	0,078***	0,078***	0,071***	0,074***
Média	0,108	0,108	0,121	0,113	0,114	0,105	0,108
Multiplicador de Lagrange robusto – defasagem (ρ) e erro (λ) espacial							
Tipo de ACE ¹	ρ	ρ	ρ	ρ^*	ρ	ρ^*	ρ
	λ^{***}	λ^{***}	λ	λ	λ^{***}	λ^{***}	λ^{***}
Testes de qualidade dos modelos							
AIC	-2.568,22	-2.565,56	-2.494,01	-2.568,65	-2.579,94	-2.584,42	-2.592,66
SC	-2.400,26	-2.397,59	-2.326,04	-2.400,68	-2.411,98	-2.416,46	-2.473,46
R2 Ajustado	0,623	0,623	0,606	0,624	0,626	0,627	0,627

Fonte: Resultados do *software* GeoDa.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ É o multiplicador de Lagrange robusto da matriz com o maior I de Moran.Obs.: 1. p -valor: * <0,10; ** <0,05; *** <0,01.2. ρ e λ significativos indicam ACE na variável dependente (W_y) e no erro (W_{ui}), respectivamente.

3. A regressão com a matriz K15 piorou os critérios AIC (-2.580,6) e SC (-2.412,6) em relação à K10.

O modelo C (tabela 4) indica haver dependência espacial significativa apenas na variável dependente ($\rho = 0,275$)²⁵ e não no termo de erro ($\lambda = -0,042$). Logo, é possível considerar o modelo A (SDM) sem maiores problemas. Segundo Lesage e Pace (2014) e Golgher e Voss (2016), o impacto total de uma variável qualquer, no SDM e GSM, é o somatório do impacto direto (efeito inicial + transbordamento) e indireto (oriundo do efeito multiplicador causado por $\rho \neq 0$).

Portanto, embora o impacto inicial de sh_e tenha aumentado de 1,563 (tabela 3, G) para 1,613 (tabela 4, A e C), o transbordamento desta variável (W_{sh_e}) se tornou ainda mais intenso (tabela 3, G: -0,896; tabela 4, A: -1,291 e C: -1,303), reduzindo seu impacto direto para algo em torno de 0,322 (tabela 4, A) e 0,310 (tabela 4, C). Com base no impacto direto e no valor estimado de ρ , é possível mostrar que o efeito indireto gerado por sh_e estará entre 1,17 (tabela 4, A) e 1,18 (tabela 4, C), e o efeito total será de 0,439 a 0,428 (tabela 4 C).²⁶

Assumindo que o efeito total da educação sobre o crescimento é a média dos efeitos dos modelos A e C da tabela 4 (0,433), é possível concluir que os impactos associados à

25. Desconsiderar este efeito resultaria em estimativas enviesadas. Ver seção *Metodologia*.26. O efeito indireto (EI) depende do ρ e do efeito direto (ED). Logo: $EI = \{[1/(1 - \rho) * ED] - ED\}$. O efeito total (ET) é: $ET = ED + EI$.

versão MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) – tabela 2, C: 1,412 –, à versão ampliada com *dummies* e variáveis adicionais de controle (tabela 2, E: 1,179) e ao modelo com transbordamentos espaciais (tabela 3, G: 0,667), ao ignorarem fatores relevantes, acabam superestimando o efeito desta variável. Ainda assim, o impacto da educação permaneceu positivo e significativo em todos os casos supracitados.

Viés semelhante também foi verificado por Firme (2020), porém em menor escala. Segundo esse autor, “o impacto da alfabetização sobre o crescimento brasileiro ficaria superestimado (em 22,02%) se a dependência espacial fosse ignorada” (Firme, 2020, p. 604). Logo, ainda que a direção pareça correta (isto é, ignorar a dependência espacial poderia inflar as estimativas associadas à educação), sugere-se cautela ao se inferir sobre a magnitude deste efeito.

O efeito oriundo do controle da dependência espacial sobre o impacto da educação é análogo ao verificado na tabela 2 (ver modelos C, D e E), após a inclusão das variáveis adicionais de controle. Em ambos os casos, o efeito da variável omitida ficaria embutido na variável considerada, enviesando o coeficiente desta última. Como o controle da dependência espacial reduziu o impacto (positivo) de sh_e , acredita-se que parte deste “efeito positivo”, atribuído à educação, se deva à dependência espacial. Deste modo, a interação de indivíduos no espaço, ignorada por MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992), seria benéfica ao crescimento econômico e deveria ser considerada nas estimativas.

TABELA 4
Controle da dependência espacial na variável dependente (ρ) e no termo de erro (λ)¹

	Sem controle de <i>outliers</i> nos resíduos			Com controle de <i>outliers</i> nos resíduos		
	(A) SDM ($W\gamma$)	(B) SDEM (Wu)	(C) GSM ($W\gamma$ e Wu)	(D) SDM ($W\gamma$)	(E) SDEM (Wu)	(F) GSM ($W\gamma$ e Wu)
Constante	0,276	0,765***	0,262	0,494**	0,852***	0,564**
y_{t-1}	-0,725***	-0,723***	-0,725***	-0,725***	-0,726***	-0,726***
$n + g + \delta$	0,119***	0,122***	0,119***	0,124***	0,121***	0,121***
sk	0,005	0,005	0,005	0,001	0,002	0,001
sh_e	1,613***	1,588***	1,613***	1,655***	1,626***	1,650***
sh_s	2,749***	2,840***	2,740***	2,625***	2,636***	2,624***
<i>GINI</i>	1,511***	1,458***	1,511***	1,264***	1,252***	1,256***
<i>FOR</i>	0,052***	0,059***	0,051***	0,057***	0,068***	0,060***
<i>PURB</i>	0,052*	0,055*	0,052*	0,065**	0,072**	0,065**
<i>EXP</i>	3,688***	3,565***	3,694***	2,145***	1,923***	2,027***
<i>PREC</i>	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
<i>TEMP</i>	0,004***	0,004***	0,004***	0,005***	0,005***	0,005***
<i>DSP</i>	-0,028***	-0,039***	-0,027***	-0,030***	-0,040***	-0,033***

(Continua)

(Continuação)

	Sem controle de <i>outliers</i> nos resíduos			Com controle de <i>outliers</i> nos resíduos		
	(A) SDM ($W\gamma$)	(B) SDEM (Wu)	(C) GSM ($W\gamma$ e Wu)	(D) SDM ($W\gamma$)	(E) SDEM (Wu)	(F) GSM ($W\gamma$ e Wu)
<i>D</i> 100	0,026**	0,029***	0,025**	0,027***	0,031***	0,029***
<i>D</i> 500	0,053***	0,055***	0,053***	0,050***	0,053***	0,052***
<i>D</i> 1000	0,090***	0,099***	0,089***	0,118***	0,134***	0,127***
<i>DM</i> ÁX	0,138**	0,145*	0,138*	0,210***	0,225***	0,219***
$W_{-y_{t-1}}$	0,407***	0,295***	0,410***	0,375***	0,292***	0,361***
W_{-sk}	0,036***	0,040***	0,036***	0,047***	0,049***	0,046***
W_{-sh_e}	-1,291***	-0,905***	-1,303***	-1,247***	-0,930***	-1,183***
W_{GINI}	-2,119***	-2,203***	-2,114***	-1,971***	-2,014***	-1,974***
W_{TEMP}	0,002	0,002	0,002	0,002*	0,003*	0,002
ρ	0,266***	-	0,275***	0,196***	-	0,157**
λ	-	0,295***	-0,042	-	0,326***	0,198**
<i>D</i> _INF	-	-	-	-0,322***	-0,317***	-0,320***
<i>D</i> _SUP	-	-	-	0,383***	0,381***	0,386***
Efeito total sh_e	0,439***	0,683***	0,428***	0,508***	0,695***	0,554***
I de Moran (resíduos)						
Rainha	0,047***	0,109***	0,045***	0,069***	0,115***	0,079***
Torre	0,051***	0,112***	0,049***	0,073***	0,119***	0,083***
K1	0,085***	0,137***	0,083***	0,114***	0,155***	0,123***
K3	0,070***	0,132***	0,069***	0,101***	0,148***	0,111***
K5	0,049***	0,116***	0,047***	0,074***	0,125***	0,085***
K10	0,012	0,085***	0,010	0,041***	0,094***	0,053***
Média	0,052	0,115	0,051	0,079	0,126	0,089
R2 Ajustado	0,641	0,631	0,641	0,713	0,706	0,712
Teste A-K (1997) (p -valor)	0,003 (0,957)	-	-	2,339 (0,126)	-	-

Fonte: Resultados do *software* GeoDaSpace.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Modelos com e sem controle para *outliers* nos resíduos.Obs.: 1. p -valor: * < 0,10; ** < 0,05; *** < 0,01.2. *D*_INF e *D*_SUP são *dummies* associadas aos *outliers* superiores e inferiores, respectivamente, dos resíduos (detectados via técnica *box plot*, disponível no *software* GeoDa).3. O teste A-K, de Anselin e Kelejian (1997), é uma versão do multiplicador de Lagrange adaptada para os resíduos do MQ2E, que possui distribuição χ^2 .

O I de Moran dos modelos A e C (tabela 4) indica que a dependência espacial nos resíduos foi consideravelmente reduzida. Contudo, a análise dos intervalos interquartílicos (IIQ)²⁷ dos resíduos destas regressões revelou alguns municípios

27. Sendo $IIQ = Q3 - Q1$, onde Q3 e Q1 são os últimos elementos do 3º e do 1º quartil, respectivamente. Geralmente, usa-se um critério (*hinge*) de $1,5 * IIQ$ ou $3 * IIQ$ para definir os *outliers* (Almeida, 2012, p. 134-135). Nesta pesquisa, usou-se o *hinge* = 1,5, que permite detectar mais *outliers*.

com padrão anormal de crescimento econômico (*outliers*).²⁸ Note-se que, assim como um aluno excelente/péssimo poderia elevar/abaixar a média de sua turma, estes municípios discrepantes (*outliers*) também poderiam afetar os coeficientes estimados, dificultando a comparação destes parâmetros com os de outros trabalhos empíricos que tenham considerado regiões diferentes.

Após controlar os *outliers* nos resíduos, verificou-se um aumento do efeito total associado à educação (sh_e) em todas as estimações (tabela 4; D, E e F). Como o modelo F indica haver dependência espacial tanto na variável dependente ($\rho = 0,157$) quanto no termo de erro ($\lambda = 1,98$), devem ser desconsiderados os modelos D e E. Comparando-se os modelos A e C com o F, nota-se que o impacto total da educação aumentou de 0,439 e 0,428 para 0,554, respectivamente. Como estas são as melhores especificações globais possíveis, é aceitável inferir que um crescimento de 10% no IDH Educação (sh_e) faria a renda *per capita* dos municípios do Sudeste crescer entre 4,28% (C) e 5,54% (F).

Para Hanushek e Woessmann (2008), os benefícios da educação sobre o crescimento dependeriam mais da qualidade do ensino e menos da quantidade ou cobertura. Todavia, como a *proxy* usada nesta pesquisa (IDH Educação) engloba apenas fatores quantitativos (por exemplo, taxas de alfabetização, matrículas, frequência e anos de estudo), conclui-se que, a despeito da qualidade, a manutenção de um maior número de alunos em sala de aula, pelo maior tempo possível, já seria suficiente para estimular o crescimento econômico. Na realidade, os resultados de Firme (2020) sugerem que a simples redução do analfabetismo (nível mais básico da educação) poderia estimular a atividade econômica brasileira. Obviamente, estes resultados não indicam que a qualidade das instituições de ensino seja irrelevante, e sim que fatores quantitativos, por si, beneficiariam o crescimento.

Embora as estimativas das tabelas 2, 3 e 4 captem o impacto médio da educação (sh_e) sobre o crescimento do Sudeste, é possível obter um efeito maior ou menor, em regiões específicas, devido à heterogeneidade espacial remanescente. Almeida (2012) afirma que este fenômeno espacial pode afetar os resíduos e/ou os parâmetros. Como as técnicas HAC e KP-HET lidam com o problema nos resíduos, buscou-se verificar o efeito gerado sobre os parâmetros dos estados analisados. Para tanto, os modelos C e F (GSM), da tabela 4, foram reestimados na forma de *regimes espaciais*, sendo eles: i) São Paulo; ii) Rio de Janeiro e Espírito Santo;²⁹ e iii) Minas Gerais.

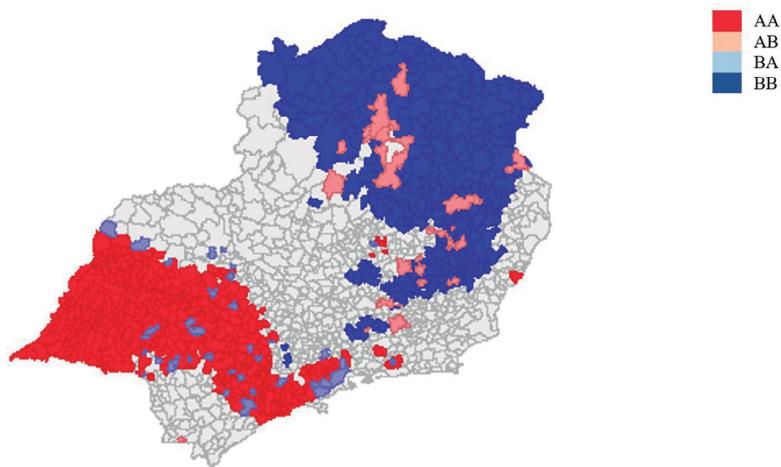
No que se refere ao *regime espacial* adotado, ressalta-se que Minas Gerais e São Paulo encontram-se em situação antagônica, sendo ambos responsáveis pelas

28. A identificação dos *outliers* está disponível no quadro A.2 (apêndice A).

29. Devido ao número reduzido de municípios nos estados do Rio de Janeiro (92) e Espírito Santo (78), não foi possível separá-los nas estimações por regimes espaciais.

menores (Minas Gerais) e maiores (São Paulo) médias de renda *per capita* e IDH Educação (sh_e), respectivamente.³⁰ Além disso, o I de Moran local,³¹ calculado com base em sh_e , revela um notável agrupamento de municípios com baixa educação em boa parte do território de Minas Gerais e outro com elevado nível educacional em mais da metade do território de São Paulo (figura 1). Portanto, é razoável esperar que o efeito de sh_e seja distinto entre os agrupamentos considerados.

FIGURA 1
I de Moran local associado ao IDH Educação (sh_e)



Fonte: Dados da pesquisa e software GeoDa.
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Considerou-se um nível de significância de 5%.

2. AA: alto-alto; AB: alto-baixo; BA: baixo-alto; BB: baixo-baixo.

3. Municípios na cor branca foram não significativos.

4. Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O resultado do teste de Chow espacial global (tabela 5) indicou que São Paulo, Rio de Janeiro-Espírito Santo e Minas Gerais são significativamente heterogêneos nas especificações com e sem controle para *outliers* residuais. Portanto, os parâmetros tendem a variar consideravelmente entre estas regiões. Este parece ser o caso do impacto inicial associado à educação (sh_e), em que o teste de Chow individual foi significativo, mas não foi o caso do efeito transbordamento desta variável (W_{sh_e}).

30. Ver tabela 6.

31. O I de Moran local (I_i) mede a associação espacial entre a variável de interesse da região i (z_i) e a média de seus j vizinhos ($W_{ij}z_j$). O somatório de I_i é proporcional ao global (rever equação 10) e sua análise é análoga. Formalmente: $I_i = z_i \sum_{j=1}^j W_{ij}z_j$, em que $z_i = (y_i - \bar{y})/\sigma$ e W_{ij} é uma matriz espacial (Almeida, 2012).

TABELA 5
O impacto da educação nos estados do Sudeste¹

	Sem controle de outliers nos resíduos Teste de Chow global: 111,432***				Com controle de outliers nos resíduos Teste de Chow global: 134,244***			
	Chow individual	(A) São Paulo	(B) Rio de Janeiro e Espírito Santo	(C) Minas Gerais	Chow individual	(D) São Paulo	(E) Rio de Janeiro e Espírito Santo	(F) Minas Gerais
Constante	0,738	0,423	-0,098	-0,023	0,181	0,182	-0,088	0,080
Y_{t-1}	15,532***	-0,716***	-0,434***	-0,771***	14,850***	-0,700***	-0,439***	-0,762***
$n + g + \delta$	4,550*	0,047	0,160***	0,164***	4,181	0,051	0,165***	0,146***
sk	1,624	-0,003	-0,005	0,008	1,393	-0,007	-0,005	0,004
sh_e	6,181**	1,996***	1,221***	1,464***	4,791*	1,931***	1,231***	1,528***
sh_s	2,101	2,591***	1,756**	3,047***	1,675	2,584***	1,831**	2,960***
<i>GINI</i>	4,198*	1,550***	0,668*	1,578***	2,510	1,370***	0,684*	1,339***
<i>FOR</i>	2,984	0,020	0,065*	0,078***	6,378**	0,005	0,063*	0,079***
<i>PURB</i>	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>EXP</i>	1,833	4,290***	3,016**	8,355**	1,795	4,505***	3,112**	7,236**
<i>PREC</i>	0,344	0,000	0,000	0,000*	0,522	0,000	0,000	0,000*
<i>TEMP</i>	0,256	0,003*	0,003	0,003***	0,639	0,002	0,003	0,004***
W_{t-1}	3,232	0,465***	0,259*	0,453***	4,779*	0,508***	0,254**	0,441***
W_{sk}	0,868	0,017	0,029	0,043*	1,908	0,009	0,028	0,044**
W_{sh_e}	0,300	-1,594***	-1,191*	-1,416***	0,665	-1,716***	-1,166*	-1,506***
W_{GINI}	4,320*	-2,790***	-0,937	-1,846***	3,768	-2,436***	-0,909	-1,634***
W_{TEMP}	-	-	-	-	-	-	-	-
ρ	3,206	0,340**	0,632***	0,280***	4,611*	0,518***	0,594***	0,250**
λ	2,578	0,001	-0,639*	-0,106	2,345	-0,203	-0,600*	-0,054
$D_{Outlier}$	-	-	-	-	1,589	0,185**	-0,019	0,233***
E. total sh_e	-	0,609***	0,082**	0,067***	-	0,446***	0,160***	0,029***
R2 Ajustado	-	0,614	0,469	0,650	-	0,638	0,472	0,678
I de Moran (resíduos)								
Rainha		0,015				0,008		
Torre		0,019				0,011		
K1		0,031				0,036		
K3		0,028				0,028		
K5		0,019				0,014		
K10		-0,008				-0,013		
Média		0,017				0,014		

Fonte: Resultados do software GeoDaSpace.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Estimações via GSM com regimes espaciais.

Obs.: 1. *p*-valor: * < 0,10; ** < 0,05; *** < 0,01.

2. E. total sh_e é o efeito total de sh_e (baseado nos coeficientes significativos).

3. $D_{Outlier}$ é uma *dummy* de controle para os 32 outliers dos resíduos (24 superiores e oito inferiores), detectados via técnica box plot, disponível no GeoDa.

Os modelos A, B e C (tabela 5)³² revelam que uma melhora de 10% na educação (sh_e) faria a renda *per capita* de São Paulo, Rio de Janeiro/Espírito Santo e Minas Gerais crescer 6,01%, 0,82% e 0,67%, respectivamente. Embora o I de Moran indique que estes modelos estão livres de dependência espacial no termo de erro, a análise do *box plot*, com *Hinge* = 1,5, revelou a existência de 32 *outliers* nos resíduos (1,92% da amostra), sendo oito inferiores e 24 superiores (apêndice A). Após controlar estas observações discrepantes (modelos D, E e F), nota-se que um aumento de 10% na educação aumentaria a renda *per capita* de São Paulo, Rio de Janeiro-Espírito Santo e Minas Gerais em 4,46%, 1,60% e 0,29%, respectivamente.

As correlações entre os impactos totais da educação, obtidos via regimes espaciais, e as demais variáveis explicativas (tabela 6) sugerem que o investimento em educação tende a surtir maior impacto no produto interno bruto (PIB) de regiões mais desenvolvidas e estruturadas (isto é, que possuem alto nível de renda, educação, saúde, estoque de capital e que sejam, predominantemente, urbanas) e com menor desigualdade de renda. Além disso, a correlação entre os coeficientes da estimativa (B) e o porte populacional dos municípios indica que o impacto da educação seria menor em cidades pequenas (com até 50 mil habitantes) e aumentaria nas cidades de médio e grande porte.

TABELA 6
Correlação entre os coeficientes obtidos via regimes espaciais e as características regionais

Descrição das variáveis	Características dos regimes			Correlação	
	Minas Gerais	Rio de Janeiro e Espírito Santo	São Paulo	(A)	(B)
(A) Efeito total educação: sem controle de <i>outliers</i>	0,067	0,082	0,609	1,000	0,959
(B) Efeito total educação: com controle de <i>outliers</i>	0,029	0,160	0,446	0,959	1,000
Renda familiar <i>per capita</i> 2000 (R\$ de 2010)	349,45	469,47	547,52	0,813	0,945
Renda familiar <i>per capita</i> 2010 (R\$ de 2010)	490,60	621,50	713,93	0,826	0,952
Variação da renda <i>per capita</i> (%)	0,475	0,342	0,344	-0,512	-0,735
Percentual gasto em capital fixo (%)	0,152	0,148	0,154	0,743	0,522
Crescimento populacional (%)	0,055	0,128	0,116	0,379	0,627
IDH Educação	0,465	0,518	0,594	0,923	0,994
IDH Longevidade	0,788	0,782	0,809	0,969	0,858
Índice de Gini	0,507	0,519	0,481	-0,904	-0,734
Participação nas exportações totais (%)	0,000	0,001	0,001	0,034	0,316
Ocupados no mercado de trabalho (%)	43,48	48,46	61,56	-0,447	-0,174
População urbana (%)	0,653	0,713	0,825	0,946	0,998

(Continua)

32. As variáveis *PURB* e *W_TEMP* não foram significativas em nenhum regime considerado e, portanto, foram excluídas das estimações.

(Continuação)

Descrição das variáveis	Características dos regimes			Correlação	
	Minas Gerais	Rio de Janeiro e Espírito Santo	São Paulo	(A)	(B)
Precipitação média (mil ³ /mês)	102,49	99,17	110,56	0,952	0,825
Temperatura média (graus centígrados)	18,54	19,93	20,91	0,825	0,952
Municípios com menos de 5 mil habitantes (%)	0,281	0,006	0,243	0,363	0,084
Municípios com população entre 5 mil e 50 mil habitantes (%)	0,641	0,724	0,564	-0,842	-0,654
Municípios com população entre 50 mil e 100 mil habitantes (%)	0,043	0,073	0,076	0,580	0,787
Municípios com população entre 100 mil e 500 mil habitantes (%)	0,029	0,174	0,102	0,030	0,313
Municípios com população entre 500 mil e 1 milhão de habitantes (%)	0,004	0,016	0,009	-0,038	0,248
Municípios com mais de 1 milhão de habitantes (%)	0,001	0,005	0,005	0,355	0,606

Fonte: Dados da pesquisa e *software* Stata 11.
Elaboração dos autores.

Cabe salientar que, como apenas três *regimes espaciais* foram considerados, as correlações apresentadas na tabela 6 têm caráter meramente sugestivo e não devem ser encaradas como uma prova cabal das características regionais necessárias a um impacto elevado da educação sobre o crescimento. Apesar disso, as conjecturas efetuadas com base nestas correlações encontram respaldo na literatura. Segundo Neduziak e Correia (2017, p. 629), “a combinação de um elevado gasto em educação e um baixo retorno” seria “característica de países em desenvolvimento”. Ademais, Hanushek e Woessmann (2008) afirmam que a baixa qualidade do ensino, típica das regiões mais pobres, poderia explicar o efeito reduzido da educação nestes locais.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho usou uma versão espacial ampliada do modelo MRW (Mankiw, Romer, e Weil, 1992) para analisar o impacto da educação no crescimento da renda *per capita* dos municípios do Sudeste brasileiro entre 2000 e 2010. Os resultados indicam que desconsiderar a dependência espacial (no termo de erro e na variável dependente) e os possíveis transbordamentos (oriundos das demais variáveis explicativas) poderia supervalorizar o impacto da educação sobre o crescimento econômico. Tais resultados encontram respaldo na literatura e sugerem que a interação de indivíduos de localidades distintas seria benéfica ao crescimento econômico.

Após controlar estes fenômenos espaciais e outros fatores sugeridos pela literatura, verificou-se que um crescimento de 10% no IDH Educação faria a renda *per capita* crescer entre 4,28% e 5,54%. Devido à heterogeneidade estadual, este mesmo estímulo causaria um crescimento de 4,46% a 6,01% nos municípios de São Paulo, de 0,82% a 1,60% nos do Rio de Janeiro e Espírito Santo e de 0,29%

a 0,67% nos de Minas Gerais. Como esta pesquisa considerou apenas os aspectos quantitativos do ensino, conclui-se que a manutenção de um maior número de alunos em sala de aula, pelo maior tempo possível, já seria suficiente para estimular o crescimento econômico no Brasil. Ainda assim, é possível que melhorias na qualidade do ensino inflem, ainda mais, os efeitos positivos atribuídos à educação.

Conforme sugerido pela literatura, o impacto da educação revelou-se maior em regiões mais desenvolvidas, com maior porte populacional, menor desigualdade de renda e predominantemente urbanas. Apesar disso, acredita-se que a concentração de recursos no setor educacional de cidades maiores e mais desenvolvidas poderia gerar transtornos.

Na realidade, tal política apenas perpetuaria o impacto reduzido da educação sobre o crescimento das regiões menos desenvolvidas, agravando as desigualdades regionais. Além disso, o pressuposto de retornos decrescentes dos fatores de produção sugere que o impacto da educação, em economias com melhores sistemas educacionais, tende a se estabilizar. Portanto, é possível que os municípios de São Paulo (mais desenvolvidos) estejam mais próximos de um “rendimento ótimo”, oriundo da educação, quando comparados aos demais. Neste caso, o investimento em regiões menos desenvolvidas não apenas aumentaria a renda local como poderia melhorar o impacto gerado pela educação.

Em termos práticos, pode-se inferir (com base nos resultados) que uma elevação do IDH Educação, dos municípios do Sudeste, de 0,52 para 0,572 (aumento médio de 10%) aumentaria a renda *per capita* de R\$ 590,62 (valor de 2010) para algo em torno de R\$ 615,90 e R\$ 623,34. Caso todos os municípios atingissem o maior IDH Educação da amostra (0,78 – tabela 1), a renda poderia alcançar valores entre R\$ 717,01 e R\$ 754,22. Por fim, se todos atingisse um IDH Educação de 0,78 (maior da amostra) e o impacto da educação fosse o mesmo verificado em São Paulo (maior impacto estimado), a renda média dos municípios do Sudeste poderia chegar a valores entre R\$ 722,33 e R\$ 768,10, o que representaria um crescimento real de 24,4% a 32,3%, proveniente apenas da melhora na educação.

Estes resultados corroboram as conclusões de Barbosa-Filho e Pessoa (2010, p. 296), de que “o investimento em educação possui impactos diretos e substanciais sobre os salários”. Ademais, os autores afirmam que seria “possível descrever aproximadamente 40% da diferença de renda entre o Brasil e os EUA pelo atraso educacional em nosso país”. Na realidade, Firme (2020) sugere que a simples redução do analfabetismo a níveis europeus já seria suficiente para aumentar o PIB real do Brasil em cerca de 15,91%. Portanto, apesar da dúvida sobre o impacto duradouro/transitório do capital humano sobre o crescimento econômico (Barbosa-Filho e Pessoa, 2010), existem bons indícios de que o investimento em educação traria benefícios à população.

Cabe destacar que as estimativas e testes econométrico-espaciais costumam ser sensíveis à escolha da matriz de pesos (Almeida, 2012, p. 75) e, como apenas um seletor grupo de matrizes foi considerado, esta seria uma limitação desta pesquisa. Além disso, o uso de dados secundários e agregados (cujo foco não é o indivíduo) e a desagregação espacial considerada (municípios) impuseram algumas restrições à obtenção de boas *proxies*. Apesar disso, como os resultados possuem respaldo da literatura e rigor estatístico, e são isentos de interferências políticas, acredita-se que possam servir de subsídios para uma alocação menos arbitrária e mais eficiente dos gastos públicos em educação no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Alínea: Campinas, 2012.
- ANSELIN, L. Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis. **Journal of Regional Science**, v. 30, n. 2, p. 185-207, maio 1990.
- ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, 2003.
- ANSELIN, L.; KELEJIAN, H. H. Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressor. **International Regional Science Review**, v. 20, p. 153-182, 1997.
- 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**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 341-393, 1997.
- BARBOSA FILHO, F. de H.; PESSÔA, S. de A. Educação e crescimento: o que a evidência empírica e teórica mostra? **Revista Economia**, v. 11, n. 2, p. 265-303, maio-ago. 2010.
- BARRO, R. Economic growth in a cross section of countries. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 2, p. 407-443, 1991.
- BECKER, G. S. **Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education**. Nova York: NBER, 1964.
- 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, jan.-mar. 2010.
- DIAS, J.; 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**, São Paulo, v. 37, n. 4, out.-dez. 2007.

DIAS, F.; PORSSSE, A. Convergência de renda nos municípios paranaenses, no período 2000-10: uma abordagem de econometria espacial. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 37, n. 2, p. 581-602, set. 2016.

ERTUR, C.; KOCH, W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. **Journal of Applied Econometrics**, v. 22, p. 1033-1062, 2007.

FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JUNIOR, R. de G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

FIRME, V. de A. C. Evidências empíricas do impacto da alfabetização sobre o crescimento econômico. **Estudos em Avaliação Educacional**, v. 31, n. 78, p. 577-625, set.-dez. 2020.

FIRME, V. de A. C.; SIMÃO FILHO, J. Análise do crescimento econômico dos municípios de Minas Gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2008. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 4, p. 679-716, 2014.

FREITAS, M. V.; ALMEIDA, E. S. Existe realmente convergência de renda entre países? **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 2, p. 287-316, 2015.

GALEANO, E. V.; MATA, H. C. Diferenças regionais no crescimento econômico: uma análise pela teoria do crescimento endógeno. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 4, p. 669-683, 2009.

GALLO, J. L.; ERTUR, C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. **Papers in Regional Science**, v. 82, p. 175-201, 2003.

GOLGHER, A. B.; VOSS, P. R. How to interpret the coefficients of spatial models: spillovers, direct and indirect effects. **Spatial Demography**, v. 4, p. 175-205, 2016.

GUHA-KHASNOBIS, B.; BARI, F. **Sources of growth in South Asian economies**. Nova Delhi: Global Development Network, 2000.

HANUSHEK, E. A.; WOESSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 3, p. 607-668, 2008.

HARRISON, A. Openness and growth: a timeseries, cross-country analysis for developing countries. **Journal of Development Economics**, v. 48, n. 2, p. 419-447, mar. 1996.

KELEJIAN, H. H.; PIRAS, G. **Spatial econometrics**. 1. ed. Cambridge, Estados Unidos: Academic Press, 2017.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. **A generalized spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances**. Maryland: Universidade de Maryland, 1997. (Electronic Working Papers, n. 97-002).

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, v. 40, n. 2, p. 509-533, 1999.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. HAC estimation in a spatial framework. **Journal of Econometrics**, v. 140, n. 1, p. 131-154, 2007.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. **Journal of Econometrics**, v. 157, n. 1, p. 53-67, 2010.

KROTH, D. C.; 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**, v. 22, n. 3, p. 621-650, 2012.

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

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. Interpreting spatial econometric models. In: FISCHER, M. M.; NIJKAMP, P. (Ed.). **Handbook of regional science**. Heidelberg: Springer, 2014. p. 2201-2218.

LUCAS JUNIOR, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, jul.1988.

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

MASTERS, W. A.; MCMILLAN, M. S. Climate and scale in economic growth. **Journal of Economic Growth**, v. 6, n. 3, p. 167-186, set. 2001.

MILLER, S. M.; UPADHYAY, M. P. The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. **Journal of Development Economics**, v. 63, n. 2, p. 399-423, dez. 2000.

NAKABASHI, L.; FIGUEIREDO, L. de. Mensurando os impactos diretos e indiretos do capital humano sobre o crescimento. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 1, p. 151-171, 2008.

NEDUZIAK, L.; CORREIA, F. Alocação dos gastos públicos e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. **Revista de Administração Pública**, v. 51, n. 4, p. 616-632, jul.-ago. 2017.

OLIVEIRA, M. T.; PAIXÃO, A. N. da. Desigualdades regionais de renda e as variações nos determinantes do crescimento econômico entre os estados brasileiros: no período de 1995 a 2004. **Revista de Economia**, v. 41, n. 1, p. 145-170, jan.-abr. 2015.

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília: PNUD, 2015. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/consulta>. Acesso em: 5 jul. 2019.

RENZI, A. *et al.* Capital humano: uma análise dos municípios paranaenses com econometria espacial. *In*: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 22., 2019, Maringá, Paraná. **Anais...** Maringá: Anpec Sul, 2019.

REY, S. J.; MONTOURI, B. D. Us regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, v. 33 n. 2, p. 143-156, 1999.

RIBEIRO, E. C. B. de A.; ALMEIDA, E. S. de. Convergência local de renda no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 3, p. 399-420, 2012.

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. Nova York: McGraw Hill, 1996.

SALGUEIRO, A. da S.; NAKABASHI, L.; PRINCE, D. de. O papel do capital humano no crescimento: uma análise espacial para o Brasil. **Economia e Tecnologia**, v. 27. n. 4. p. 59-67, out.-dez. 2011.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, mar. 1961.

SCHULTZ, T. W. (Ed.). Investment in human beings. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, 1962.

SILVA, A. M. A.; RESENDE, G. M. Crescimento econômico comparado dos municípios alagoanos e mineiros: uma análise espacial. **Economia Política do Desenvolvimento**, v. 1, n. 6, p. 133-160, 2009.

SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S. de; PINHO NETO, V. R. de. Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 1995-2014. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 3, p. 579-608, jul.-set. 2016.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. A. Specification of spatial models: a simulation study on weights matrices. **Papers in Regional Science**, v. 88, n. 2, p. 389-408, jun. 2009.

TAVARES, J. M.; BARRETO, F. A. F. D.; CASTELAR, I. Mensuração da produtividade total dos fatores para os estados brasileiros, sua contribuição ao crescimento do produto e influência da educação: 1986-1998. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, p. 633-653, 2001.

VALLEJOS, L.; VALDIVIA, L. **Productivity growth in Peru: 1950-1998**. Santiago: IDB, 2000. (Serie de Documentos de Trabajo, n. 355).

VIEIRA, R. de S. **Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial**. São Paulo: Ed. Unesp, 2009. 103 p.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CASTRO, M. H. de M.; LEITE, E. M. Educação no Brasil: atrasos, conquistas e desafios. *In*: TAFNER, P. (Ed.). **Brasil: o estado de uma nação – mercado de trabalho, emprego e informalidade**. Rio de Janeiro: Ipea, 2006. p. 119-228.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Regionais do Brasil: 2010-2014**. Rio de Janeiro: IBGE, 2016.

APÊNDICE A

QUADRO A.1

Proxies testadas e descartadas

Variáveis (não significativas a 10%)	Fonte
a) <i>Educação</i> : taxa de analfabetismo; expectativa de anos de estudo; percentual de indivíduos com ensino médio e superior.	PNUD (2015)
b) <i>Saúde</i> : esperança de vida ao nascer; probabilidade de sobrevivência até 40 anos.	
c) <i>Perfil do mercado de trabalho</i> : taxa de envelhecimento; percentual de ocupados no setor de serviços, no setor público e autônomos.	
d) <i>Violência</i> : taxa de homicídios e de vítimas de acidente de trânsito.	Ipeadata (2019) ¹
e) <i>Características geográficas</i> : altitude; distância em relação à capital estadual.	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 30 maio 2019.

QUADRO A.2

Descrição dos outliers nos resíduos das regressões das tabelas 4 e 5

Município	Estado	Tabela 4			Tabela 5
		SDM (A)	SDEM (B)	GSM (C)	Regimes
Divino de São Lourenço	ES	-	-	-	SUP
Dores do Rio Preto	ES	-	-	-	INF
Vitória	ES	SUP	SUP	SUP	-
Araponga	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Belo Horizonte	MG	-	-	-	SUP
Botumirim	MG	INF	INF	INF	INF
Carvalhos	MG	SUP	SUP	SUP	-
Caxambu	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Chiador	MG	SUP	SUP	SUP	-
Cristália	MG	INF	INF	INF	INF
Funilândia	MG	INF	INF	INF	INF
Jequitibá	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Juruaia	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Lagoa santa	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Matutina	MG	-	-	-	SUP
Nacip Raydan	MG	SUP	SUP	SUP	-
Nova Lima	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Olhos-d'água	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Pouso Alto	MG	SUP	SUP	SUP	SUP

(Continua)

(Continuação)

Município	Estado	Tabela 4			Tabela 5
		SDM (A)	SDEM (B)	GSM (C)	Regimes
Rio Manso	MG	-	SUP	-	-
Salinas	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Santa Bárbara do Monte Verde	MG	-	-	-	INF
São João do Pacuí	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
São Sebastião do Rio Preto	MG	-	-	-	SUP
Tapira	MG	SUP	SUP	SUP	SUP
Niterói	RJ	SUP	SUP	SUP	-
Alvinlândia	SP	SUP	-	SUP	SUP
Areias	SP	INF	INF	INF	INF
Buritizal	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Igarapava	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Lucianópolis	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Ribeirão do Sul	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Santa Cruz da Conceição	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Santana de Parnaíba	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
Santo Expedito	SP	-	-	-	INF
Santos	SP	SUP	SUP	SUP	-
São Caetano do Sul	SP	SUP	SUP	SUP	SUP
São João de Itacema	SP	INF	INF	INF	INF
Valinhos	SP	-	-	-	SUP
Total		30	30	30	32

Elaboração dos autores.

Obs.: SUP – *outlier* superior; INF – *outlier* inferior.

REFERÊNCIA

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília: PNUD, 2015. Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/consulta>. Acesso em: 5 jul. 2019.

Originais submetidos em: set. 2020.

Última versão recebida em: set. 2021.

Aprovada em: set. 2021.

