

<https://doi.org/10.18222/ea.v31i78.7452>

EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DO IMPACTO DA ALFABETIZAÇÃO SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO

 VINÍCIUS DE AZEVEDO COUTO FIRME¹

¹ Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), *campus* GV, Governador Valadares-MG, Brasil; vinicius.firme@ufjf.edu.br

RESUMO

Esta pesquisa usou uma versão espacial do modelo proposto por Mankiw, Romer e Weil [MRW (1992)] para avaliar o impacto da alfabetização sobre a renda per capita dos municípios brasileiros no período de 1980 a 2010. Os resultados indicam que o efeito da alfabetização é maior em regiões mais homogêneas e transborda para a vizinhança. Em média, um crescimento de 1% na taxa de alfabetização faria a renda crescer 1,684%. Portanto, o produto interno bruto (PIB) brasileiro poderia ser 15,91% maior caso o Brasil atingisse a taxa de alfabetização europeia. Alternativamente, Alagoas, Piauí, Paraíba e Maranhão (e outros dez estados) poderiam aumentar suas respectivas rendas em 32,77%, 29,09%, 26,53% e 23,97%, caso atingissem a média nacional de alfabetização.

PALAVRAS-CHAVE EDUCAÇÃO • CRESCIMENTO ECONÔMICO • TAXA DE ALFABETIZAÇÃO.

EVIDENCIAS EMPÍRICAS DEL IMPACTO DE LA ALFABETIZACIÓN SOBRE EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

RESUMEN

Esta investigación utilizó una versión espacial del modelo propuesto por Mankiw, Romer y Weil [MRW (1992)] para evaluar el impacto de la alfabetización sobre los ingresos per capita de los municipios brasileños en el periodo de 1980 a 2010. Los resultados indican que el efecto de la alfabetización es mayor en regiones más homogéneas y transborda hacia la vecindad. En promedio, un crecimiento del 1% en la tasa de alfabetización haría que los ingresos aumentaran en 1,684%. Por lo tanto, el producto interno bruto (PIB) brasileño podría ser 15,91% mayor en el caso que alcanzase el nivel de la alfabetización europea. Alternativamente, Alagoas, Piauí, Paraíba y Maranhão (así como otros 10 estados) podrían aumentar sus respectivos ingresos en un 32,77, 29,09, 26,53 e 23,97%, si alcanzasen el promedio nacional de alfabetización.

PALABRAS CLAVE EDUCACIÓN • CRECIMIENTO ECONÓMICO • TASA DE ALFABETIZACIÓN.

EMPIRICAL EVIDENCE OF THE IMPACT OF LITERACY ON ECONOMIC GROWTH

ABSTRACT

This research used a spatial version of the model developed by Mankiw, Romer and Weil [MRW (1992)] to assess the literacy impact on the per capita income of Brazilian municipalities between 1980 and 2010. The results show that the effect of literacy is greater in regions that are more homogeneous and it spillover to the neighborhood. On average, a 1% increase in literacy rate would increase income by 1.684%. Therefore, the Brazilian gross domestic product (GDP) could be 15.91% higher if it reached the level of European literacy. On the other hand, Alagoas, Piauí, Paraíba and Maranhão (and 10 other states) could increase their respective incomes by 32.77%, 29.09%, 26.53% and 23.97%, respectively, if they reached the national literacy average.

KEYWORDS EDUCATION • ECONOMIC GROWTH • LITERACY RATE.

INTRODUÇÃO

Após Solow (1956) concluir que o crescimento econômico *per capita* dependia, basicamente, do avanço tecnológico, a literatura econômica presenciou o surgimento de diversos modelos de crescimento endógeno. Tais teorias sustentam que as externalidades positivas oriundas da inovação (ROMER, 1990; GROSSMAN; HELPMAN, 1991; AGHION; HOWITT, 1992), da experiência profissional (ARROW, 1962; LUCAS, 1988; YANG; BORLAND, 1991) e do capital humano (ROMER, 1986; LUCAS, 1998; BARRO, 1991; MANKIW; ROMER; WEIL, 1992) seriam os principais responsáveis pelo crescimento de longo prazo.

O “capital humano”, difundido na década de 1960 por Schultz (1961, 1962) e Becker (1964), inclui o conjunto de conhecimentos, habilidades e atitudes que favorecem a produtividade do trabalhador e podem ser adquiridos por meio da experiência, da educação e de melhores condições de saúde (NEVES; LIMA, 2019, p. 78). Para Krueger (1968), o capital humano poderia explicar mais de 50% do crescimento econômico.

Assim, com o propósito de analisar o efeito da educação básica (*i.e.*, alfabetização) sobre o crescimento econômico dos municípios brasileiros no período de 1980 a 2010, a presente pesquisa focou na questão do capital humano e valeu-se do modelo proposto por Mankiw, Romer e Weil [MRW (1992)], que incorpora tal variável explicitamente e foi capaz de explicar, aproximadamente, 80% do crescimento de diversos países (ROMER, 1996, p. 128).

Embora bem-sucedida, a versão de Mankiw, Romer e Weil (1992) desconsiderou os possíveis efeitos da interação espacial sobre o crescimento econômico,¹ destacados a seguir:

Os efeitos espaciais, particularmente a autocorrelação e a heterogeneidade espaciais, devem ser considerados ao analisar processos de convergência em escala regional. Há uma série de fatores – comércio entre regiões, difusão de tecnologia e conhecimento e, de modo mais geral, os transbordamentos regionais – que levam a regiões geograficamente dependentes. Devido às interações espaciais, a localização geográfica é importante na determinação do desempenho econômico das regiões.² (GALLO; ERTUR, 2003, p. 176, tradução nossa)

1 Almeida (2012) e Kelejian e Piras (2017) ressaltam que ignorar a heterogeneidade e a dependência espacial poderia induzir a estimativas inconsistentes e/ou ineficientes.

2 No original: “*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.*”

Segundo Almeida (2012), as características distintas de cada região (*i.e.*, cultura, preferências, relevo, clima, entre outros) 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 autocorrelação espaciais (problema de dependência espacial), atenuando ou potencializando o efeito de um choque exógeno qualquer. Portanto, uma versão espacial do modelo MRW (1992), com dados em painel para os períodos de 1980, 1991, 2000 e 2010, foi considerada a fim de mensurar o efeito da alfabetização sobre a renda *per capita* dos municípios brasileiros.

Cabe destacar que o capital humano tem caráter multidimensional e não é composto apenas pela alfabetização. Contudo, a desagregação espacial (municípios) e o período considerados (1980-2010), apesar de suas vantagens, impõem algumas restrições à presente pesquisa. No que se refere às vantagens, tem-se que a escala geográfica desagregada favorece o controle dos efeitos espaciais baseados na proximidade regional (ALMEIDA, 2012, cap. 3) e permite incluir mais observações, favorecendo as propriedades assintóticas dos estimadores (HSIAO, 2003). Quanto ao período, ressalta-se que a teoria do crescimento econômico se baseia em um “estado estacionário” válido para o longo prazo (seção “O modelo teórico”). Portanto, os efeitos esperados tornam-se menos prováveis em curtos períodos de tempo. Apesar das vantagens, essas opções de escala e tempo estão sujeitas à ausência de informações (*missings*) em determinados períodos (ver Figuras A.1, A.2 e A.3 – Anexo) e reduzem a oferta de *proxies* para as variáveis testadas (FIRME; SIMÃO FILHO, 2014, p. 687-689), impossibilitando que outros elementos associados ao capital físico e humano fossem incluídos.

Portanto, é possível que o impacto do capital humano, medido via taxa de alfabetização, fique subestimado, pois fatores como experiência profissional e níveis mais avançados de ensino não foram considerados. Alternativamente, o efeito da alfabetização pode ficar superestimado, visto que essa variável pode captar outras características não consideradas nos modelos (*e.g.*, é possível que cidades com maiores taxas de alfabetização também tenham mais indivíduos graduados. Desse modo, parte do efeito atribuído a “graduados” ficaria embutido na alfabetização). Ainda assim, destaca-se que existem poucos trabalhos empíricos sobre os impactos da alfabetização na economia brasileira, abrindo espaço para que políticas arbitrárias, mal planejadas e, possivelmente, ineficientes sejam utilizadas para mitigar esse problema.

Ainda que o efeito da alfabetização sobre o crescimento econômico já tenha sido analisado em alguns estudos nacionais (RENZI *et al.*, 2019; ALMEIDA; VALADARES; SEDIYAMA, 2017; SOARES, 2009; VIEIRA, 2009) e internacionais (LEIJA, 2019; KHALFAOUI, 2015; MURTHY; OKUNADE, 2014; CASTELLÓ-CLIMENT;

MUKHOPADHYAY, 2013; ADELAKUN, 2011; GUSTAFSSON *et al.*, 2010; LIN, 1997; BARRO, 1991; AZARIADIS; DRAZEN, 1990; ROMER, 1989; RAUCH, 1988), inclusive com controles espaciais (RENZI *et al.*, 2019; LEIJA, 2019; VIEIRA, 2009), a presente pesquisa se destaca por: a) ser a única aplicada aos municípios de todas as regiões brasileiras;³ b) incluir variáveis de controle baseadas em modelos macroeconômicos reconhecidos pela literatura (vide “O modelo teórico”); c) buscar o controle simultâneo da dependência e heterogeneidade espaciais;⁴ d) considerar um amplo período para análises sobre o crescimento econômico que tem sua teoria voltada para o longo prazo;⁵ e) promover simulações, com base nos resultados obtidos, que permitem visualizar os possíveis efeitos benéficos da alfabetização no território brasileiro.

Desse modo, cientes das vantagens e desvantagens do procedimento adotado nesta pesquisa, os resultados indicam que o efeito da alfabetização é maior em regiões mais homogêneas e transborda para a vizinhança. Em média, um crescimento de 1% na taxa de alfabetização faria a renda crescer 1,684%. Assim, o produto interno bruto (PIB) brasileiro aumentaria 15,91% caso o Brasil atingisse o nível de alfabetização da Europa Central. Alternativamente, estados mais pobres, como Alagoas, Piauí, Paraíba e Maranhão (e outros dez), poderiam aumentar suas respectivas rendas em 32,77%, 29,09%, 26,53% e 23,97%, caso atingissem a média nacional de alfabetização. Acredita-se que o nivelamento da alfabetização e, de forma mais geral, do próprio ensino poderia estimular o crescimento brasileiro e reduzir as desigualdades regionais de forma simultânea. Além disso, verificou-se que o impacto da alfabetização sobre o crescimento brasileiro ficaria superestimado (em 22,02%) se a dependência espacial fosse ignorada. Se isso ocorresse apenas com a heterogeneidade espacial ou se ambos os efeitos espaciais fossem ignorados, o impacto dessa variável tenderia a ficar subestimado (em -30,73% e -15,48%, respectivamente).

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a próxima seção contém o referencial teórico deste trabalho; na seção seguinte encontram-se a metodologia e a descrição da base de dados usada nas estimações; as seções subsequentes apresentam os resultados, considerações finais, referências e anexo, respectivamente.

3 Renzi *et al.* (2019) e Vieira (2009) consideraram apenas municípios paranaenses e paulistas, respectivamente, enquanto Soares (2009) focou sua pesquisa nos indivíduos do Nordeste. Apenas Almeida, Valadares e Sedyama (2017) analisaram o Brasil, mas optaram por uma desagregação estadual.

4 Dentre os autores citados, Castelló-Climent e Mukhopadhyay (2013), Khalfaoui (2015) e Almeida, Valadares e Sedyama (2017) usaram técnicas com dados em painel para controlar a heterogeneidade espacial, mas ignoraram a dependência espacial. Já Vieira (2009), Leija (2019) e Renzi *et al.* (2019) buscaram controlar apenas a dependência (*cross-section*), deixando a heterogeneidade espacial em segundo plano.

5 Dentre as pesquisas nacionais, Renzi *et al.* (2019), Soares (2009) e Vieira (2009) consideraram dados *cross-section* para 2010, 2001-2005 e 1980-2000, respectivamente, enquanto Almeida, Valadares e Sedyama (2017) usaram um painel para 2001-2011. Apenas Castelló-Climent e Mukhopadhyay (2013), ao analisar a Índia no período de 1961 a 2001 (dados em painel), consideraram um período superior ao aqui proposto.

REFERENCIAL TEÓRICO

Esta seção contém uma revisão dos principais trabalhos empíricos que analisaram os efeitos econômicos gerados pelo analfabetismo e a descrição do modelo teórico utilizado nas estimações.⁶

A questão do analfabetismo

Para Suresh Lal (2015), o analfabetismo é composto por indivíduos incapazes de ler, escrever ou resolver questões básicas de matemática. Logo, não apresentam o mínimo necessário para desempenhar uma função efetiva na sociedade, fato que reduz as oportunidades de emprego, compromete a geração de renda e prejudica a própria saúde desses cidadãos, tornando-os alvos fáceis da pobreza e da criminalidade e, frequentemente, dependentes de programas sociais. O autor estima que o custo do analfabetismo no mundo chegue a US\$ 1,19 trilhão.⁷

O fato é que indivíduos analfabetos se tornam aptos a desempenhar apenas tarefas braçais básicas, que não agregam muito valor à produção e contribuem pouco para a geração de riqueza (ADELAKUN, 2011, p. 30). Como a produtividade relativa desses trabalhadores tende a ser menor que a dos indivíduos mais qualificados, a teoria econômica sugere que seus salários, em termos reais, seriam os menores possíveis.⁸

Quanto ao aspecto econômico, Azariadis e Drazen (1990) afirmam que nenhum país cresceu de forma acelerada após a II Guerra sem uma população altamente alfabetizada. Rauch (1988) argumenta que a renda de diversos países, com alfabetização acima de 95% em 1960, convergiu para um alto patamar nos anos subsequentes. Para Romer (1989), a alfabetização favorece o investimento e, portanto, afetaria o crescimento de forma indireta. Segundo Barro (1991), a taxa de alfabetização impulsionou o crescimento da renda *per capita* de diversos países no período de 1960 a 1985. Khalifaoui (2015), ao analisar diversos países muçulmanos no período de 1990 a 2014, concluiu que o efeito negativo e significativo do analfabetismo é uma das principais barreiras ao crescimento.

Dentre as pesquisas para países específicos, Adalakun (2011) afirma que o analfabetismo elevado prejudicou a produtividade do trabalhador e comprometeu o

6 Apesar do foco econômico, os impactos do analfabetismo vão além dessa esfera. Segundo Rakodi e Lloyd-Jones (2002, p. 208), indivíduos analfabetos costumam ser excluídos de processos eleitorais e de outras formas democráticas de decisão, perdendo qualquer capacidade de alterar o meio no qual se encontram.

7 Nas palavras do autor: "*Illiteracy means the lack of Reading, Writing and Arithmetic (3R's) skills. It is the lack of minimum capabilities needed to function effectively in a society. [...] the cost of illiteracy to the global economy which is estimated at 1.19 trillion dollars; [...] The illiterate people trapped in a cycle of poverty with limited opportunities for employment or income generation and higher chances of poor health, turning to crime and dependence on social welfare.*" (SURESH LAL, 2015, p. 663).

8 Em uma economia concorrencial, na qual as empresas buscam maximizar o lucro, o salário real de um grupo de trabalhadores é equivalente à produtividade média desse grupo (MANKIW, 2010, p. 46-48).

crescimento da Nigéria. Leija (2019) argumenta que a alfabetização se mostrou significativa na redução da pobreza extrema do México. Segundo Gustafsson *et al.* (2010), a redução do analfabetismo (a níveis próximos aos de outros países em desenvolvimento) poderia aumentar o PIB da África do Sul de 23% a 30%, além de melhorar a autoestima e a saúde do trabalhador. Murthy e Okunade (2014), considerando 31 províncias chinesas, sugerem que altas taxas de analfabetismo reduzem a expectativa de vida do trabalhador, prejudicando sua produtividade ao longo da vida. Lin (1997), após analisar 30 províncias chinesas, revelou que a redução do analfabetismo estimula o crescimento, mas não é suficiente para que os recém-alfabetizados migrem da agricultura para a indústria. Ademais, Castelló-Climent e Mukhopadhyay (2013), considerando 16 estados da Índia no período de 1961 a 2001, afirmam que a simples alfabetização não afetou significativamente o crescimento dessas regiões. Contudo, a continuidade dos estudos (3º grau) mostrou-se significativa.

No Brasil, Almeida, Valadares e Sediyaama (2017), utilizando um painel dinâmico para os estados brasileiros no período de 2001 a 2011, constataram que o analfabetismo é típico de regiões pobres. Para Soares (2009), o analfabetismo compromete a produtividade e o salário dos trabalhadores nordestinos (um analfabeto recebe, em média, 37% menos que um trabalhador com a 8ª série completa e até 311% menos que alguém com nível superior). Por fim, Vieira (2009) revela que o analfabetismo elevado prejudicou o crescimento dos municípios do estado de São Paulo no período de 1980 a 2000. A Tabela 1 indica que, embora a taxa de analfabetismo brasileira esteja abaixo da média mundial e tenha auferido considerável redução entre 1980 e 2010, saindo de 25,4% para 9,6%, permanece, em 2010, 15,5% acima da média da América Latina e Caribe, 58% maior que a dos países de renda média-alta (grupo do qual o Brasil faz parte), 67,8% maior que a do Extremo Oriente e Pacífico, 297,7% maior que a da Europa e Ásia Central e 788,6% maior que a da Europa Central e Países Bálticos. Portanto, há espaço para reduções significativas na taxa de analfabetismo brasileira.⁹

9 Os dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA, 2018) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2011) sugerem que a média de analfabetismo dos municípios brasileiros, considerados nesta pesquisa, é ainda maior que a do Banco Mundial (2018), ou seja, 36,74%, 30,26%, 21,35% e 15,89% em 1980, 1991, 2000 e 2010, respectivamente (ver Tabela A.1, Anexo).

TABELA 1 - Taxa de analfabetismo no Brasil e no mundo (pessoas acima de 15 anos)

	1980	1991	2000	2010
Brasil	25,41%	n. r.	13,63%	9,62%
Mundo árabe	51,81%	43,70%	34,88%	29,24%
Europa Central e Países Bálticos	n. r.	1,80%	1,49%	1,08%
Extremo Oriente e Pacífico	31,48%	18,42%	9,69%	5,73%
Europa e Ásia Central	n. r.	4,33%*	3,42%	2,42%
América Latina e Caribe	19,41%	15,01%	10,97%	8,33%
Oriente Médio e Norte da África	52,57%	40,81%	30,89%	23,51%
Sul da Ásia	61,28%	54,14%	42,31%	33,98%
África Subsaariana	n. r.	47,08%	43,34%	40,44%
Países de renda baixa	n. r.	51,76%	47,28%	43,08%
Países de renda média-baixa	48,78%	41,63%	33,31%	27,24%
Países de renda média	38,05%	28,47%	20,65%	16,33%
Países de renda média-alta	29,38%	17,76%	9,56%	6,09%
Mundo	32,86%	25,09%	19,22%	15,90%

Fonte: Banco Mundial (2018).

Nota: n. r. = não reportado.

* Como não havia informação para 1991, considerou-se o valor de 1994.

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:

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

onde 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:

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

onde $n + g + \delta$ 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.

Relaxando a hipótese de que os países já estão no estado estacionário, temos:

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

onde $y^* = Y/AL$, 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 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:

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

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

Mankiw, Romer e Weil (1992) concluíram que Solow (1956) 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 desses efeitos havia sido subestimada.

Embora tenham avançado na discussão sobre o crescimento, Mankiw, Romer e Weil (1992) 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:

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

Portanto, a tecnologia $A_i(t)$ dependeria: a) de um fator exógeno e idêntico entre as regiões, conforme proposto por Solow, $\Omega(t)$; b) do crescimento de $k = K/L$ em cada região, $k_t^\phi(t)$, onde $0 \leq \phi < 1$ reflete a magnitude desse efeito; c) dos transbordamentos espaciais da tecnologia, $\prod_{j \neq i}^N A_j^{\gamma w_{ij}}(t)$.¹⁰ Desse 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 desses transbordamentos espaciais e que a parcela não consumida da renda é investida em capital físico (s_k) ou humano (s_h), conforme o modelo MRW (1992), tem-se:

10 Para Ertur e Koch (2007), o impacto dos transbordamentos da tecnologia dependem da sua magnitude inicial (parâmetro $0 < \gamma < 1$) e da conectividade entre as regiões (medida pelo termo exógeno w_{ij} , para i e $j = 1, \dots, N$ e $j \neq i$). Quanto maior a proximidade entre i e seus j vizinhos, maior será o impacto.

$$\ln(y_t/y_0) = \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(s_h) + \beta_5 W \ln(s_k) + \beta_6 W \ln(n + g + \delta) + \beta_7 W \ln(s_h) + \varepsilon \quad (8),$$

onde W é uma matriz de pesos espaciais que capta o efeito associado à vizinhança de uma região i qualquer. Mais detalhes sobre W estão em Almeida (2012, cap. 3).

METODOLOGIA E BASE DE DADOS

O modelo estimado (equação 9) contém quatro *dummies* para captar a heterogeneidade regional (referentes às regiões Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste)¹¹ e uma variável de distância de cada município até sua respectiva capital estadual.¹² Visando a captar os transbordamentos espaciais (rever seção anterior), as variáveis explicativas foram defasadas espacialmente e incluídas no modelo (β_{11} a β_{13}).¹³ Além disso, a análise do I de Moran, proposta por Cliff e Ord (1981), indicou autocorrelação espacial positiva associada à variável dependente ($I = 0,303$). Logo, assim como em Easterly e Levine (1998), o crescimento de um município impulsiona o dos seus vizinhos e vice-versa. Para controlar esse efeito, inclui-se a variável dependente defasada espacialmente (β_{10}).¹⁴ Por fim, um sinal negativo associado a $[\ln(y_{t-1})]$ indica que há convergência de renda.

$$\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = [\beta_0 + \beta_1 \ln(y_{t-1}) + \beta_2 \ln(s_k) + \beta_3 \ln(n + g + \delta) + \beta_4 \ln(s_h)] + [\beta_5 D_{Sul} + \beta_6 D_{Sud} + \beta_7 D_{Nord} + \beta_8 D_{Cent_{oest}} + \beta_9 \ln(Dist_{Mun})] + \{\beta_{10}\{W[\ln(y_t/y_{t-1})]\} + \beta_{11}\{W[\ln(s_k)]\} + \beta_{12}\{W[\ln(n + g + \delta)]\} + \beta_{13}\{W[\ln(s_h)]\}\} + u \quad (9).$$

A literatura sugere que a alfabetização (s_h) de um município i estimularia seu crescimento (Y_t / Y_{t-1}), pois indivíduos analfabetos seriam menos produtivos (seção “A questão do analfabetismo”). Todavia, o crescimento de i também poderia ser afetado pela alfabetização de seus j vizinhos ($W_s s_h$), visto que indivíduos de i poderiam estudar em j (que agora tem maior taxa de alfabetização) e pessoas de j (que, em média, tornaram-se mais produtivas após a alfabetização) poderiam

11 As *dummies* captam a diferença das demais regiões em relação à Região Norte, tida como referência (excluída).

12 O comércio desigual entre as capitais estaduais e os demais municípios pode favorecer o acúmulo de recursos nas capitais (CHRISTALLER, 1966), que passariam a gerar externalidades positivas sobre o crescimento/desenvolvimento de seus vizinhos (MYRDAL, 1957).

13 Segungo Lall e Yilmaz (2001, *apud* ABREU; GROOT; FLORAX, 2005), os transbordamentos do capital humano explicam parte da desigualdade dos estados americanos. No Brasil, Oliveira (2005) argumenta que tais externalidades impulsionaram o crescimento das cidades cearenses na década de 1990.

14 O termo $W_s(y_t / y_{t-1})$ gera endogeneidade (*i.e.*, o crescimento de um município afeta seus vizinhos e vice-versa) e requer o uso dos mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), com $W^2 X_i$ (*i.e.*, segunda defasagem das variáveis explicativas) como instrumento (ALMEIDA, 2012).

trabalhar em i (ALMEIDA, 2012, p. 21-27). Em ambos os casos, haveria um transbordamento espacial positivo associado à alfabetização. Além disso, Lesage e Pace (2014) e Golgher e Voss (2016) afirmam que a autocorrelação espacial, mensurada via $W_{-}(Y_t/Y_{t-1})$, geraria um efeito multiplicador, pois o crescimento de i afetaria seus j vizinhos e vice-versa, gerando um processo retroalimentador. Nesse caso, o efeito total da alfabetização seria $(s_h + W_{-}s_h)/[(1 - W_{-}(Y_t/Y_{t-1})]$. A estratégia empírica desta pesquisa consistiu em analisar o impacto da taxa de alfabetização sobre o crescimento econômico dos municípios brasileiros usando dados em painel para o período 1980-2010 (cortes considerados: 1980, 1991, 2000 e 2010).¹⁵ 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 ($\sigma_c^2 \neq 0$), estimam-se os modelos FE (*fixed effects* – efeitos fixos) e RE (*random effects* – efeitos aleatórios) 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. Caso o teste de Hausman (1978) rejeite H_0 , o teste Breusch-Pagan (1980) torna-se desnecessário (WOOLDRIDGE, 2002).

Base de dados

Para compor a equação 9, foram utilizadas as seguintes variáveis:

- a) $y_t \Rightarrow$ renda municipal *per capita*. Utilizou-se o rendimento domiciliar do mês anterior ao de referência (*i.e.*, 01/08 para o Censo de 2000 e 01/09 para 1980 e 1991), expresso em reais (R\$) de 2000 (IPEA, 2018). Em 2010, usou-se o rendimento domiciliar mensal médio (IBGE, 2011) deflacionado, para R\$ de 2000, pelo Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) (Ipea, 2018);
- b) $s_k \Rightarrow$ parcela da renda investida em capital físico. Utilizou-se a despesa anual em capital físico de cada município,¹⁶ fornecida pelo Ministério da Fazenda e convertida em R\$ de 2000 via Índice de Preços ao Consumidor Amplo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IPCA/IBGE) (IPEA, 2018). Os valores anuais e deflacionados foram somados ao longo dos períodos 1985-1991, 1991-2000 e 2001-2010 e divididos pela população de cada município (IPEA, 2018) e pelo número de anos desses períodos. Assim, obtivemos a

15 A estimação em painel permite: a) incluir mais observações, assegurando as propriedades assintóticas dos estimadores e das inferências; b) promover ajustamentos dinâmicos e análises intertemporais; e c) controlar os efeitos não observados constantes no tempo (*e.g.*, cultura, preferências, clima, etc.) (HSIAO, 2003).

16 Esta variável passou a ser divulgada em 1985. Como a quantidade de anos no período de 1985 a 1991 é menor (sete anos), dividiu-se o valor acumulado pelo número de anos de cada período considerado.

média anual *per capita* de despesa municipal, em capital físico, para cada período mencionado;¹⁷

- c) $s_h \Rightarrow$ parcela da renda investida em capital humano. Considerou-se o percentual de pessoas alfabetizadas, com 15 anos ou mais, de cada município (valor médio dos períodos considerados). O percentual de analfabetos é disponibilizado pelo Ipea (2018), para 1980, 1991 e 2000, e pelo IBGE (2011), para 2010. O percentual de analfabetos foi convertido em taxa de alfabetizados (*i.e.*, $100\% - \% \text{ analfabetos}$);¹⁸
- d) $(n + g + \delta) \Rightarrow$ soma das taxas de crescimento populacional (n), progresso tecnológico (g) e depreciação (δ). O crescimento populacional (n) (IPEA, 2018) foi somado ao valor de $g + \delta$, proposto por Mankiw, Romer e Weil (1992, p. 413): “assumimos que $g + \delta$ é 0.05 e que variações nessa hipótese teriam pouco impacto nas estimativas”.¹⁹ Dadas as variações decenais consideradas, a taxa de depreciação e tecnologia foi $(1,05)^{10} - 1 = 0,629$. Para possibilitar o uso do logaritmo natural sobre $(n + g + \delta)$, somou-se 1 ao resultado dessas variações;
- e) $W \Rightarrow$ matriz de pesos utilizada nas defasagens espaciais dos modelos (controle da “dependência espacial”). Como critério de conectividade, consideraram-se os $j = 5$ vizinhos mais próximos de uma região i qualquer;²⁰
- f) **Dummies de Região** \Rightarrow *dummies* regionais, como a heterogeneidade espacial pode afetar o impacto das variáveis explicativas (ALMEIDA, 2012). As Figuras A.1, A.2 e A.3 (baseadas no *I de Moran Local* – *vide Anexo*)²¹ sugerem a existência de agrupamentos municipais, com características semelhantes intragrupos e distintas entre os grupos. Incluem-se quatro variáveis binárias (*dummies*) referentes às regiões Sul, Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste²² a fim de captar tais características regionais;
- g) **Dist_Mun** \Rightarrow distância (em quilômetros) do município em relação à sua respectiva capital estadual (IPEA, 2018).²³ Pretende-se controlar o possível

17 Dados o período e a escala municipal considerados, não foi possível incluir os gastos privados em bens de capital (KROTH; DIAS, 2012). A escassez e a falta de qualidade das *proxies* municipais para o capital físico (s_k) e humano (s_h) no Brasil são discutidas por Firme e Simão Filho (2014, p. 687-689).

18 Embora não capte a amplitude do capital humano, ressalta-se que, devido ao período e à escala geográfica considerados, não haveria outra *proxy* viável para s_h , visto que a média municipal de anos estudados (mais usual) não foi avaliada em 2010. Assim, dadas as ressalvas, assume-se que os municípios mais alfabetizados dão mais atenção à educação e, dessa forma, ao capital humano.

19 No original: “We assume that $g + \delta$ is 0.05; reasonable changes in this assumption have little effect on the estimate”.

20 Testaram-se as matrizes de contiguidade rainha e torre e as especificações $K = 5$ e $K = 10$ vizinhos mais próximos. A matriz $K = 5$ foi selecionada, conforme Baumont (2004, p. 13), por apresentar o maior *I de Moran* associado à variável dependente no período analisado (média de $I = 0,303$).

21 Proposto por Anselin (1995) e apresentado em Almeida (2012, cap. 4).

22 Os resultados dessas *dummies* são relativos à Região Norte (não incluída).

23 Nas capitais, onde a distância é 0, adotou-se o valor 1, pois $\ln(1) = 0$.

transbordamento positivo associado às capitais estaduais (MYRDAL, 1957; CHRISTALLER, 1966). Nesse caso, um sinal negativo (esperado) indicaria que cidades mais distantes das capitais cresceriam menos que as mais próximas.

O Quadro 1 revela os sinais esperados das variáveis consideradas e suas respectivas justificativas.²⁴

QUADRO 1 - Descrição e sinais esperados das variáveis

TIPO DE VARIÁVEL	SIGLA	DESCRIÇÃO	SINAL ESPERADO	HIPÓTESES PARA O SINAL ESPERADO
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.(δ)	-	Aumento de <i>n</i> reduz renda <i>per capita</i>
Explicativas: Heterogeneidade Espacial	Sul	Municípios da Região Sul	Não definido	Dependem de questões inerentes a cada região
	Sudeste	Municípios da Região Sudeste	Não definido	
	Nordeste	Municípios da Região Nordeste	Não definido	
	Centro-Oeste	Municípios da Região Centro-Oeste	Não definido	
	$Ln(dist_est)$	Distância do município até sua capital estadual	-	<i>Spillover</i> positivo das capitais estaduais
Explicativas: Transbordamento Espacial	$W_Ln(Y_t/Y_{t-1})$	Varição da Renda Defasada Espacialmente	+	<i>I</i> de Moran positivo (vide nota n. 22)
	$W_Ln(s_k)$	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 $n+g+\theta$)

Fonte: Elaboração do autor com base na literatura consultada.

Nota: Ln = logaritmo natural; N/A = não aplicada.

24 As estatísticas descritivas associadas aos dados utilizados estão disponíveis na Tabela A.1 (Anexo).

RESULTADOS

Os resultados dos modelos sem controles espaciais (Quadro 2, Modelo A) indicaram que todas as variáveis testadas são significativas e apresentam o sinal sugerido no Quadro 1. Tais especificações sugerem que um crescimento de 10% na taxa de alfabetização (s_h) faria a renda *per capita* dos municípios brasileiros crescer de 14,21% (A.1 e A.2) a 20,49% (A.3), sendo esse último valor preferível, segundo o teste de Hausman (1978).²⁵

As *dummies* regionais (Quadro 2, modelos B, B.1 e B.2), embora significativas, não alteraram consideravelmente o impacto atribuído à alfabetização, que passou de 1,421 (A.1 e A.2) para 1,466 (B.1 e B.2). Logo, não é possível afirmar que as características específicas dessas cinco regiões brasileiras são responsáveis pela magnitude do efeito associado à educação de base. Entretanto, o modelo de FE (A.3 e B.3), que permite um controle individual da heterogeneidade espacial, revela que o impacto da alfabetização sobre a renda seria maior (*i.e.*, 2,049) em regiões mais homogêneas.

O controle da dependência espacial (Quadro 2, modelos C, C.2, C.3 e D.3) reduziu o efeito inicial da alfabetização (s_h), mas revelou um transbordamento espacial positivo e significativo associado a essa variável (W_{s_h}). Portanto, a melhora da alfabetização em uma região qualquer geraria efeitos positivos sobre a renda de seus vizinhos, aumentando o impacto total dessa variável. Lesage e Pace (2014) e Golgher e Voss (2016) reforçam que a análise dos modelos C e D (Quadro 2) requer certos cuidados, pois, nesses casos, o impacto total de uma variável qualquer se torna o somatório de seu efeito direto (inicial: s_h + transbordamento: W_{s_h}) e indireto, oriundo do efeito multiplicador gerado por $W_{(Y_t / Y_{t-1})}$. Assim, o efeito direto da alfabetização sobre a renda seria 0,345 (D.1 e D.2) e 0,630 (D.3), enquanto o total envolve o seguinte cálculo: $\{[1/(1-0,867)] * 0,345\}=2,594$ (D.1 e D.2) e $\{[1/(1-0,626)] * 0,630\}=1,684$ (D.3).

Note que o menor impacto total da alfabetização no modelo de FE (D.3: 1,684), quando comparado ao de RE (D.2: 2,594), parece contradizer o argumento anterior, de que a heterogeneidade espacial (presente no D.2 e controlada no D.3) prejudicaria o impacto dessa variável. Contudo, como o efeito direto da alfabetização é maior no FE (D.3: 0,630) quando comparado ao RE (D.2: 0,345), a hipótese de que a homogeneidade espacial favorece o impacto positivo da educação se mantém. Na realidade, o impacto reduzido em D.3 (em relação a D.2) deve-se, exclusivamente, ao menor efeito multiplicador oriundo da autocorrelação espacial (*i.e.*, coeficiente 0,626) que afeta igualmente todas as variáveis do modelo e, portanto, não tem relação direta com o objeto de estudo deste trabalho.

25 O teste de Hausman (1978) indicou que os modelos FE são preferíveis aos RE em todas as estimativas do Quadro 2 (*i.e.*, A.3, B.3, C.3 e D.3).

Comparando o efeito total da alfabetização sem controles espaciais (A.1: 1,421), com controle apenas para a heterogeneidade (A.3: 2,049) e após controlar ambos os efeitos espaciais (D.3: 1,684), nota-se que seu impacto ficaria superestimado se a dependência espacial fosse ignorada (em 22,02%) e subestimado se a heterogeneidade espacial (em -30,73%) ou ambos os efeitos forem ignorados (em -15,48%). Logo, o efeito da alfabetização seria maior em regiões mais homogêneas (diferença entre A.1 e A.3) e menor após o controle da dependência espacial (diferença entre A.3 e D.3). Como o modelo A.3 ignora os transbordamentos associados às variáveis explicativas (que se mostraram positivos em D.3), parte desses efeitos benéficos (não controlados) pode acabar embutida nos coeficientes das variáveis consideradas em A.3 (inflando-os). Com base nesses resultados, é possível inferir que o custo do analfabetismo no mundo, sugerido por Suresh Lal (2015), ao desconsiderar os efeitos espaciais, seja ainda maior que os US\$ 1,19 trilhão previstos pelo autor.

QUADRO 2 – Resultado das estimações

TIPO DE CONTROLE	MODELO A – MRW (1992) SEM CONTROLE ESPACIAL			MODELO B – MRW (1992) CONTROLE P/ HETEROGENEIDADE ESPACIAL			ESTIMAÇÃO EM 2 ESTÁGIOS UTILIZANDO INSTRUMENTOS PARA $W_LN(Y_t/Y_{t-1})$					
	MODELO C. MRW (1992) CONTROLE P/ TRANSBORDAMENTO ESPACIAL			MODELO D. MRW (1992) CONTROLE P/ TRANSBORDAMENTO E HETEROGENEIDADE ESPACIAIS			(C.1) POLS	(C.2) RE	(C.3) FE	(D.1) POLS	(D.2) RE	(D.3) FE
	(A.1) POLS	(A.2) RE	(A.3) FE	(B.1) POLS	(B.2) RE	(B.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***
$Ln(s_{jt})$	0.112***	0.112***	0.223***	0.109***	0.109***	0.223***	0.017***	0.017***	0.045***	0.018***	0.018***	0.045***
$Ln(n+g+\delta)$	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
$Ln(dist_est)$				-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***
$W_Ln(s_{jt})$							0.038***	0.038***	0.207***	0.048***	0.048***	0.207***
$W_Ln(s_{jt})$							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***
N	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961	11961
R ²	0.47	0.47	0.72	0.48	0.48	0.72	0.78	0.78	0.78	0.78	0.78	0.78
R ² _overall		0.47	0.45		0.48	0.45		0.78	0.67		0.78	0.67
R ² _between		0.23	0.28		0.27	0.28		0.53	0.38		0.53	0.38
R ² _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						
Teste de Hausman (1978) associado ao Modelos D: $\chi^2 = 11274.40; Prob. > \chi^2 = 0.000$												

Fonte: Elaboração do autor utilizando o software STATA.

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

b) * p < 0.05; ** p < 0.01; *** p < 0.001.

Como o teste de Hausman (1978) indicou que os modelos FE são sempre preferíveis ao RE, pode-se concluir que um crescimento de 1% na taxa de alfabetização faria a renda *per capita* dos municípios brasileiros crescer, em média, 1,684%. Com base nesse resultado, foram efetuadas simulações sobre: a) o valor provável do PIB *per capita* brasileiro, caso o país atingisse o mesmo nível de alfabetização da Europa Central e Países Bálticos (rever Tabela 1); b) o possível ganho na renda *per capita* dos estados brasileiros, com piores taxas de analfabetismo, caso atingissem o nível médio de alfabetização do país. Os resultados estão disponíveis nas Tabelas 2 e 3 e, em ambos os casos, utilizou-se o ano de 2010 como referência.

TABELA 2 - Alteração no PIB *per capita* brasileiro oriunda da melhora na taxa de alfabetização (ano-base: 2010)

POSIÇÃO	PAÍS	PIB 2010 REAL	NOVA POSIÇÃO	PAÍS	PIB 2010 SIMULADO
1	Catar	129852,73	1	Catar	129852,73
5	Cingapura	73060,99	5	Cingapura	73060,99
10	Suíça	54365,36	10	Suíça	54365,36
30	Japão	35883,03	30	Japão	35883,03
60	Chile	19348,13	60	Chile	19348,13
61	Argentina	18911,82	61	Argentina	18911,82
62	Letônia	18225,03	62	Letônia	18225,03
63	Irã	17879,37	63	Irã	17879,37
64	Peru	17248,62	64	Peru	17248,62
65	Uruguai	16970,30	65	Brasil	17015,75
66	Venezuela	16837,10	66	Uruguai	16970,30
67	Romênia	16730,24	67	Venezuela	16837,10
68	Barbados	16633,45	68	Romênia	16730,24
69	Líbano	16451,76	69	Barbados	16633,45
70	Azerbaijão	16318,09	70	Líbano	16451,76
71	Bielorrússia	16218,12	71	Azerbaijão	16318,09
72	México	16137,34	72	Bielorrússia	16218,12
73	Bulgária	15993,41	73	México	16137,34
74	Ilhas Maurício	15938,43	74	Bulgária	15993,41
75	Gabão	15642,07	75	Ilhas Maurício	15938,43
76	Panamá	15549,15	76	Gabão	15642,07
77	Brasil	14679,29	77	Panamá	15549,15
78	Suriname	14076,51	78	Suriname	14076,51
79	Montenegro	13845,83	79	Montenegro	13845,83
80	Tailândia	13750,23	80	Tailândia	13750,23
100	Paraguai	9712,92	100	Paraguai	9712,92
192	Congo	568,92	192	Congo	568,92

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da World Economic Outlook da International Monetary Fund (WEO/IMF, 2018).

Nota: Valores a preços constantes de 2010 avaliados em US\$ de paridade de poder de compra.

Retornando à Tabela 1, nota-se que a taxa de alfabetização brasileira em 2010 (*i.e.*, $100 - 9,62 = 90,38\%$) precisaria crescer, aproximadamente, 9,45% para atingir o mesmo nível da Europa Central e Países Bálticos (*i.e.*, $100 - 1,08 = 98,92\%$). Nesse caso, o crescimento econômico brasileiro aumentaria em $9,45 * 1,684 = 15,91\%$. Como a relação $(\text{PIB}_{2010}/\text{PIB}_{1980}) = (14.679,29/11.372,17) = 1,2908$ no Brasil,²⁶ a melhora na alfabetização impulsionaria o crescimento para $1,2908 * 1,1591 = 1,4962$. Logo, o PIB *per capita* brasileiro de 2010 atingiria $1,4962 * 11372,17 = 17015,75$,²⁷ ou seja, 15,91% a mais que o valor original do mesmo período. Tal avanço na alfabetização faria o PIB *per capita* brasileiro saltar da 77ª posição para a 65ª (entre 192 países), ultrapassando países como Bulgária, México, Venezuela e Uruguai e se aproximando do Peru, Argentina e Chile (Tabela 2).

As simulações associadas aos estados brasileiros (Tabela 3) seguiram o mesmo procedimento da Tabela 2.²⁸ Contudo, visando a apurar qual seria o ganho em termos de renda *per capita*, caso os estados atingissem a média de alfabetização nacional em 2010 (*i.e.*, 90,38%), consideraram-se apenas aqueles com taxas inferiores à média brasileira.

O estado de Alagoas, por ter a taxa mais alta de analfabetismo do país (24,33%), seria o mais beneficiado com o esforço em alcançar a média nacional. Tal política geraria um crescimento extra na renda *per capita* desse estado de, aproximadamente, 32,77%, fazendo-o subir da 24ª colocação para a 15ª no *ranking* de maiores rendas *per capita* estaduais do Brasil. Os efeitos positivos desse nivelamento da alfabetização seriam sentidos em 14 dos 26 estados, com destaque (além de Alagoas, já mencionado) para Piauí, Paraíba e Maranhão, onde o crescimento extra da renda *per capita*, oriundo exclusivamente da política de alfabetização, alcançaria 29,09%, 26,53% e 23,97%, respectivamente.

Note que os efeitos benéficos sobre a renda desses quatro estados, caso atingissem a média nacional de alfabetização, seriam equivalentes (ou superiores) aos descritos por Gustafsson *et al.* (2010) para a África do Sul, caso o país atingisse os níveis de alfabetização dos principais países desenvolvidos (de 23% a 30% de crescimento).

No que se refere à classificação das maiores rendas do país, destaca-se a melhora verificada no Piauí (do 25º lugar para o 17º) e na Paraíba (do 21º para o 13º) (Tabela 3). Como os estados mais pobres seriam os mais privilegiados nessa simulação, acredita-se que tal política estimule o crescimento e reduza as desigualdades simultaneamente.

26 Os valores do PIB, a preços constantes de 2010 e cotados em US\$ de paridade de poder de compra, estão disponíveis na base de dados da WEO/IMF (2018).

27 Devido à supressão de casas decimais (no texto), este valor diverge ligeiramente do exposto na Tabela 2.

28 Os cálculos foram feitos com base no crescimento econômico no período de 1991 a 2010.

TABELA 3 - Alteração na renda *per capita* dos estados brasileiros oriunda da melhora na taxa de alfabetização (ano-base: 2010)

N.	ESTADO	TAXA DE ALFABETIZAÇÃO (A)	RENDA 1991 (B)	RENDA 2010 (B)	NOVA POSIÇÃO	RENDA 2010 SIMULADA	VARIAÇÃO ORIUNDA DA ALFABETIZAÇÃO
1	São Paulo	95,68	746,22	1084,46	n.c.	983,46	n.c.
2	Rio de Janeiro	95,73	608,8	1039,30	n.c.	941,64	n.c.
3	Santa Catarina	95,87	449,78	983,90	n.c.	889,16	n.c.
4	Rio Grande do Sul	95,48	507,61	959,24	n.c.	873,10	n.c.
5	Paraná	93,72	439,09	890,89	n.c.	837,57	n.c.
6	Espírito Santo	91,88	377,38	815,43	n.c.	793,15	n.c.
7	Goiás	92,06	410,55	810,97	n.c.	786,19	n.c.
8	Mato Grosso do Sul	92,33	433,21	799,34	n.c.	771,05	n.c.
9	Mato Grosso	91,52	395,34	762,52	n.c.	746,66	n.c.
10	Minas Gerais	91,69	373,85	749,69	n.c.	731,79	n.c.
11	Rondônia	91,27	304,9	670,82	n. c.	659,92	n.c.
12	Roraima	89,67	437,24	605,59	12	613,78	1,35%
13	Amapá	91,6	378,57	598,98	n.c.	585,65	n.c.
14	Tocantins	86,91	243,58	586,62	12	626,19	6,74%
15	Rio Grande do Norte	81,46	240,33	545,42	12	646,14	18,47%
16	Amazonas	90,16	345,82	539,80	16	542,12	0,43%
17	Pernambuco	82	275,49	525,64	12	616,24	17,24%
18	Sergipe	81,6	247,78	523,53	12	618,53	18,15%
19	Acre	83,52	284,96	522,15	14	594,50	13,86%
20	Bahia	83,42	234,57	496,73	15	566,64	14,07%
21	Paraíba	78,09	196,59	474,94	13	600,95	26,53%
22	Ceará	81,26	219,83	460,63	15	547,81	18,93%
23	Pará	88,26	273,22	446,76	22	464,92	4,07%
24	Alagoas	75,67	211,98	432,56	15	574,30	32,77%
25	Piauí	77,08	167,03	416,93	17	538,20	29,09%
26	Maranhão	79,13	156,47	360,34	24	446,71	23,97%
	Brasil	90,38	447,56	793,87	-	-	-

Fonte: Elaboração do autor com base no Atlas-Brasil do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, 2018).

Nota: A = percentual de pessoas com 15 anos ou mais que não sabem ler nem escrever; B = somatório da renda dos indivíduos residentes em domicílios particulares dividido pelo número total desses indivíduos. Valores em R\$ de 1 de agosto de 2010; n. c. = não calculado.

CONCLUSÃO

Esta pesquisa considerou uma versão espacial do modelo MRW (1992) com dados em painel, a fim de avaliar o impacto da taxa de alfabetização sobre o crescimento da renda *per capita* dos municípios brasileiros no período de 1980 a 2010. Os resultados sugerem que o impacto da alfabetização é maior em regiões mais homogêneas. Acredita-se que a heterogeneidade espacial gere a necessidade de

políticas educacionais mais específicas e mão de obra mais especializada do que ocorreria em regiões com maior semelhança em termos de cultura, clima, relevo e preferência locais. A título de exemplo, considere a dificuldade em alfabetizar povoados com dialetos distintos.

Ademais, constatou-se que melhorias na alfabetização geram transbordamentos positivos sobre a renda da vizinhança, aumentando o impacto total dessa variável. Os resultados ainda sugerem que o impacto total da alfabetização sobre o crescimento econômico ficaria superestimado se a dependência espacial fosse ignorada. Se isso ocorresse com a heterogeneidade espacial ou se ambos os efeitos espaciais fossem ignorados, o impacto dessa variável tenderia a ficar subestimado. Logo, é possível que o custo do analfabetismo no mundo, sugerido por Suresh Lal (2015), seja ainda maior que os US\$ 1,19 trilhão previstos pelo autor.

Realizados os devidos controles espaciais, estimou-se que um crescimento de 1% na taxa de alfabetização aumentaria a renda *per capita* em, aproximadamente, 1,684%. Tal resultado é coerente com a afirmação de Mankiw, Romer e Weil (1992), de que pequenas alterações no capital humano poderiam causar grandes alterações na renda. Com base nesse impacto, verificou-se que o PIB *per capita* brasileiro poderia ser, aproximadamente, 15,91% maior caso a taxa de alfabetização do país (90,38%) atingisse o nível da Europa Central (98,92%). Tal avanço faria o PIB brasileiro saltar da 77ª posição (no *ranking* dos 192 países mais ricos) para a 65ª, ultrapassando Bulgária, México, Venezuela e Uruguai e se aproximando do Peru, da Argentina e do Chile.

Alternativamente, simulou-se qual seria a renda *per capita* dos estados brasileiros caso eles atingissem a taxa média de alfabetização nacional. Os resultados indicam que haveria melhora na renda de 14 dos 26 estados, com destaque para Alagoas, Piauí, Paraíba e Maranhão, onde o crescimento oriundo exclusivamente da alfabetização atingiria 32,77%, 29,09%, 26,53% e 23,97%, respectivamente. Esses valores estão próximos aos estimados por Gustafsson *et al.* (2010) para a África do Sul, caso o país atingisse os níveis de alfabetização dos principais países desenvolvidos (onde o crescimento ficaria entre 23% e 30%). Se apenas Alagoas, com a pior taxa de alfabetização (75,67%), adotasse tal medida, sua renda subiria da 24ª para a 15ª colocação no *ranking* de maiores rendas *per capita* estaduais do Brasil.

Como não foram incluídas outras variáveis associadas ao capital humano (devido ao período e à escala considerados), é possível que seu efeito esteja subdimensionado. Além disso, caso a taxa de alfabetização também capte outras características municipais associadas a níveis mais elevados de educação, seu impacto ficaria supervalorizado. Por fim, como a exclusão dos municípios com informações faltantes

(*missings*) parece ter elevado a taxa média de analfabetismo,²⁹ é possível que o impacto da alfabetização seja ainda maior no Brasil (caso todos os municípios pudessem ter sido incluídos). Apesar das limitações mencionadas, os resultados desta pesquisa sugerem o uso mais racional e menos arbitrário dos recursos destinados à educação, ao indicar quais regiões seriam mais sensíveis às melhorias nessa área, e reforçam a importância desse tipo de investimento como instrumento de combate à pobreza e redução das desigualdades.

AGRADECIMENTOS

O autor agradece a colaboração do Prof. Dr. Ricardo da Silva Freguglia por suas importantes contribuições, principalmente no que se refere à metodologia adotada nesta pesquisa.

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*, Paris, v. 21, p. 13-44, 2005.

ADELAKUN, O. J. Human capital development and economic growth in Nigeria. *European Journal of Business and Management*, Bruxelles, v. 3, n. 9, p. 29-38, 2011.

AGHION, P.; HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, New York, v. 60, n. 2, p. 323-351, Mar. 1992.

ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Alínea, 2012.

ALMEIDA, F. M.; VALADARES, J. L.; SEDIYAMA, G. A. S. A contribuição do empreendedorismo para o crescimento econômico dos estados brasileiros. *Revista de Empreendedorismo e Gestão de Pequenas Empresas*, São Paulo, v. 6, n. 3, p. 466-494, 2017.

ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, Columbus, v. 27, n. 1, p. 93-115, 1995.

ARROW, K. J. The economic implications of learning by doing. *Review of Economic Studies*, Oxford, v. 29, n. 3, p. 155-173, June 1962.

AZARIADIS, C.; DRAZEN, A. Threshold externalities in economic development. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford, v. 105, n. 2, p. 501-526, 1990.

BANCO MUNDIAL. *Indicadores de educação*. 2018. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator>. Acesso em: 15 out. 2018.

29 A taxa de analfabetismo brasileira em 1980 era 25,41% e caiu para 9,62% em 2010 (Tabela 1). Todavia, ao excluir os *missings*, essas taxas subiram para 36,74% e 15,89%, respectivamente.

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

BAUMONT, C. *Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon*. Dijon: Université de Bourgogne; Pôle d'Economie et de Gestion, 1999. (Research Report).

BECKER, G. S. *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. New York: Columbia University, 1964.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The LM test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, London, v. 47, n. 1, p. 239-254, 1980.

CASTELLÓ-CLIMENT, A.; MUKHOPADHYAY, A. Mass education or a minority well educated elite in the process of growth: the case of India. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 105, p. 303-320, 2013.

CHRISTALLER, W. *Central places in Southern Germany*. New Jersey: Prentice-Hall, 1966.

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

EASTERLY, W.; LEVINE, R. Troubles with the neighbours: Africa's problem, Africa's opportunity. *Journal of African Economies*, Oxford, v. 7, n. 1, p. 120-142, 1998.

ERTUR, C.; KOCH, W. Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence. *Journal of Applied Econometrics*, Hamburg, v. 22, n. 6, p. 1033-1062, 2007.

FIRME, V. 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, 1991-2000. *Revista de Economia Aplicada*, São Paulo, v. 18, n. 4, p. 679-716, 2014.

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*, Azores, v. 82, n. 2, 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*, Sacramento, v. 4, n. 3, p. 175-205, 2016.

GROSSMAN G. M.; HELPMAN, E. *Innovation and growth in the global economy*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, 1991.

GUSTAFSSON, M. A.; BERG, S. V. D.; SHEPHERD, D. L.; BURGER, C. *The costs of illiteracy in South Africa*. Stellenbosch: University of Stellenbosch, 2010. (Working Paper Economic, n. 14/10).

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, New York, v. 46, n. 6, p. 1251-1271, Nov. 1978.

HSIAO, C. *Analysis of panel data*. 2 ed. Cambridge: Cambridge University, 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Dados do CENSO 2011*. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>. Acesso em: 15 out. 2018.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. *Ipeadata*. 2018. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 15 out. 2018.

KELEJIAN, H.; PIRAS, G. *Spatial econometrics*. Cambridge: Academic Press, 2017.

KHALFAOUI, H. Islam and economic growth. *International Journal of Social Science Studies*, Ontario, v. 3, n. 6, p. 62-69, Nov. 2015.

KROTH, D.; 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*, Belo Horizonte, v. 22, n. 3, p. 621-650, set./dez. 2012.

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

LEIJA, H. C. Efectos sociodemográficos en la pobreza municipal en México. Un estudio de econometría espacial. *Revista de Economía*, Mérida, v. 36, n. 92, p. 129-163, 2019.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. Interpreting spatial econometric models. In: FISCHER, M.; NIJKAMP, P. (ed.). *Handbook of regional science*. Berlin; Heidelberg: Springer, 2014. p. 1535-1552.

LIN, S. Education and economic development: evidence from China. *Comparative Economic Studies*, London, v. 39, n. 1, p. 66-85, 1997.

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

MANKIWI, N. G. *Macroeconomia*. 7. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2010.

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

MURTHY, V. N. R.; OKUNADE, A. A. Population health status and economic growth in Chinese provinces: some policy implications. *Applied Economic Letters*, London, v. 21, n. 6, p. 377-382, 2014.

MYRDAL, G. *Economic theory and under-developed regions*. London: Duckworth, 1957.

NEVES, M. F.; LIMA, A. C. C. Investimento em capital humano e retornos da educação nos mercados de trabalho brasileiros, 1991/2010. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, Salvador, v. 1, n. 42, p. 76-107, abr. 2019.

OLIVEIRA, C. A. Externalidades espaciais e o crescimento econômico das cidades do estado do Ceará. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 36, n. 3, p. 319-337, jul. 2005.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO – PNUD. *Atlas do desenvolvimento humano no Brasil*, 2018. Disponível em: <http://atlasbrasil.org.br>. Acesso em: 15 out. 2018.

RAKODI, C. LLOYD-JONES, T. *Urban livelihoods: a people-centred approach to reducing poverty*. London: Earthscan Publications, 2002.

RAUCH, J. E. *The question of international convergence of per capita consumption: an Euler equation approach* San Diego: University of California, 1988. Mimeografado.

RENZI, A.; PAULA JÚNIOR, A.; FERREIRA, G. L. M.; PARRE, J. L. Capital humano: uma análise dos municípios paranaenses com econometria espacial. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL – ANPEC SUL, 22., 2019, Maringá-PR. *Anais [...]*. Maringá-PR: Anpec, 2019.

ROMER, D. *Advanced macroeconomics*. New York: McGraw-Hill, 1996. (Advanced Series in Economics).

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, Oct. 1986.

ROMER, P. M. *Human capital and growth: theory and evidence*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1989. (Working Paper, 3173).

ROMER, P. M. Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 98, n. 5, p. 71-102, Oct. 1990.

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

SCHULTZ, T. W. Investment in human beings. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 70, n. 5, p. 9-17, 1962.

SOARES, W. R. Diferenças salariais no Nordeste: uma análise via regressão quantílica. In: INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ (org.). *Economia do Ceará em debate*. Fortaleza: Ipece, 2009. p. 89-105.

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

SURESH LAL, B. The economic and social cost of illiteracy: an overview. *International Journal of Advance Research and Innovative Ideas in Education*, Ahmedabad, v. 1, n. 5, p. 663-670, 2015.

VIEIRA, R. S. *Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial*. São Paulo: Editora Unesp; Cultura Acadêmica, 2009.

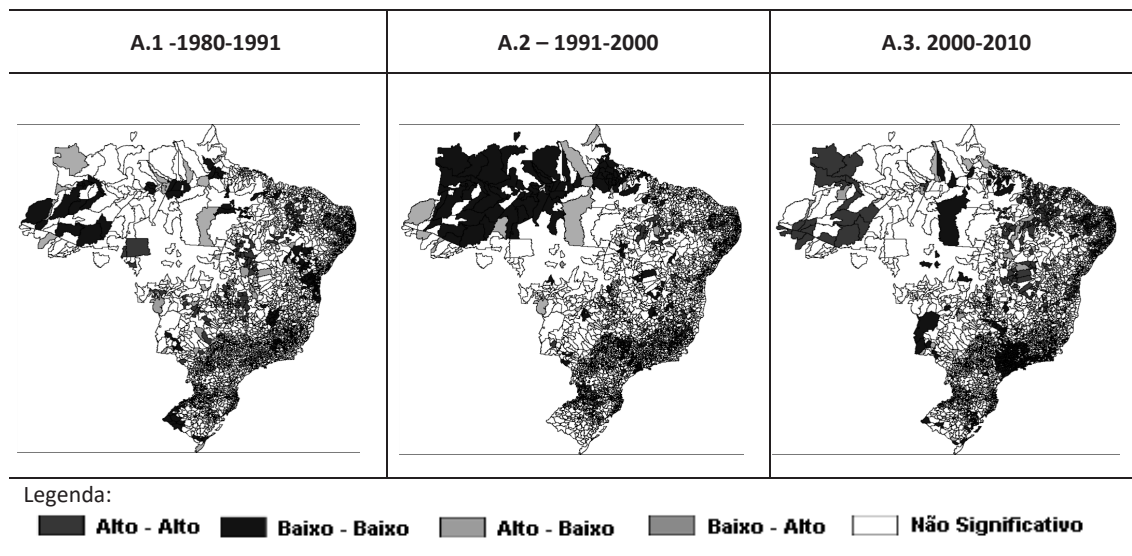
WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, 2002.

WORLD ECONOMIC OUTLOOK/INTERNATIONAL MONETARY FUND – WEO/IMF. *World Economic Outlook Reports*. 2018. Disponível em: <https://www.imf.org/en/publications/weo>. Acesso em: 15 out. 2018.

YANG, X.; BORLAND, J. A microeconomic mechanism for economic growth. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 99, n. 3, p. 460-482, June 1991.

ANEXO

FIGURA A - Mapa de *cluster* para o crescimento de renda *per capita* dos municípios brasileiros



Fonte: Elaboração do autor com base no *software* GEODA.

Nota: Este artigo considerou um painel balanceado, o que fez com que algumas informações fossem perdidas. No Censo do IBGE de 2010 (IBGE, 2011), o Brasil tinha 5.592 municípios. Todavia, só existem informações completas para 3.987 municípios, ou seja, 71,3% do total.

TABELA A.1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO	PERÍODO	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	MÁXIMO	MÍNIMO
$[(Y_t - Y_{t-1}) / Y_{t-1}]$	Variação na renda domiciliar (%)	1980-1991	-14,04	28,42	1012,71	-75,98
		1991-2000	91,59	46,42	500,15	-82,45
		2000-2010	20,05	24,56	145,90	-62,99
Y_{t-1}	Renda domiciliar inicial (R\$ de 2000 - valor mensal)	1980	114,64	65,33	502,03	9,10
		1991	95,86	57,95	515,04	17,28
		2000	177,00	101,10	883,24	34,97
s_k	Gasto médio anual em capital fixo (R\$ de 2000 - <i>per capita</i>)	1985-1991	31,72	41,14	1473,00	2,19
		1992-2000	46,84	44,00	937,52	0,40
		2001-2010	75,60	51,17	989,44	3,09
s_h	Variação na taxa de alfabetização (%)	1980-1991	12,92	15,05	189,17	-40,49
		1991-2000	15,58	13,43	205,31	-2,97
		2000-2010	7,76	5,99	45,57	-13,12
$(n + g + \delta)$	Crescimento populacional (%), assumindo $g + \delta$ fixo	1980-1991	11,84	31,10	510,39	-86,76
		1991-2000	4,47	21,77	346,47	-75,30
		2000-2010	7,58	13,91	181,95	-45,63

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados apresentados na seção “Base de dados”.

Nota: Estatísticas baseadas nos 3.987 municípios considerados nesta pesquisa; a renda domiciliar de 2010 foi R\$ 195,74 (valores de 2000); as taxas de alfabetização (ou analfabetos) de 1980, 1991, 2000 e 2010 foram, em sequência, 63,26% (36,74%), 69,74% (30,26%), 78,65 (21,35%) e 84,11% (15,89%).

Recebido em: 29 MAIO 2020

Aprovado para publicação em: 6 OUTUBRO 2020



Este é um artigo de acesso aberto distribuído nos termos da licença Creative Commons do tipo BY-NC.