

# QUALIDADE DA EDUCAÇÃO E SALÁRIOS NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS<sup>1,2</sup>

Gabriel Cetra<sup>3</sup>

Luciano Nakabashi<sup>4</sup>

Elaine Toldo Pazello<sup>5</sup>

A literatura sugere que o capital humano tem relação positiva com a renda, de forma que aumentar a escolaridade da população é estratégia indispensável para o desenvolvimento econômico. Além de medidas concernentes à quantidade da escolaridade, como geralmente feito em estudos empíricos, é importante considerar aspectos associados à sua qualidade. Tendo-se isso em vista, este estudo analisa a relação entre a qualidade da escolaridade e o nível da renda do trabalho nos municípios brasileiros, considerando-se os efeitos espaciais nos métodos de estimação. Utilizando-se o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Ideb/Inep), vinculado ao Ministério da Educação (MEC), como medidas de qualidade educacional, as estimativas encontradas indicam a importância da qualidade da educação na determinação do salário, além de um efeito espacial relevante, o que indica a necessidade de políticas públicas que levem em consideração esses elementos para promover o desenvolvimento econômico regional.

**Palavras-chave:** educação; desenvolvimento econômico; capital humano; análise espacial.

## EDUCATION QUALITY AND WAGES IN THE BRAZILIAN MUNICIPALITIES

The literature suggests that human capital has a positive relationship with income, so increasing the workers' schooling is indispensable for economic development. In addition to measures related to the quantity of schooling, as usual in empirical studies, it is essential to consider aspects of its quality. Therefore, the present study analyzes the relationship between the quality of schooling and workers' income level in the Brazilian municipalities, considering the spatial effects on the estimation methods. Using the Basic Education Development Index (Ideb) as measures of educational quality, the estimates indicate the importance of educational quality in the workers' wages. In addition, there is a relevant spatial effect. In designing public policies aiming to promote regional economic development, it is essential to consider these elements (quality of education and spatial effects).

**Keywords:** education; economic development; human capital; spatial analysis.

**JEL:** I25; I26; E24.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe53n2art2>

2. Os autores agradecem os comentários de Luiz Guilherme Scorzafave e de Augusta Pelinski Raiher, bem como aos participantes do Seminário do Programa de Pós-Graduação da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG), a um parecerista anônimo, e ao apoio financeiro oferecido pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) a Gabriel Cetra.

3. Coordenador de monitoramento, avaliação e pesquisa para educação e sustentabilidade no Instituto Gesto. *E-mail:* gabriel.ortizcetra@gmail.com.

4. Professor associado do Departamento de Economia na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (Fearn/USP) e pesquisador no Centro de Pesquisa em Economia Regional da Fundação para Pesquisa e Desenvolvimento da Administração, Contabilidade e Economia (Ceper/Fundace). *E-mail:* luciano.nakabashi@gmail.com.

5. Professora do Departamento de Economia na Fearn/USP. *E-mail:* epazello@usp.br.

## 1 INTRODUÇÃO

Amartya Sen (1983) considera a capacidade das pessoas em produzir e usar bens como determinante do padrão de vida. Para ele, a pobreza pode ser vista como a falha em atingir certos níveis de capacidades e habilidades. Dessa forma, olhar para a provisão e a distribuição de tais capacidades é importante para políticas públicas que visam ao desenvolvimento econômico.

A educação obtida pelo indivíduo pode ser interpretada como determinante de parte da capacidade indicada por Sen (1983) e, portanto, elemento essencial para conectar seu argumento com a discussão sobre os efeitos do capital humano no crescimento e nível de renda. A literatura sugere que o capital humano afeta a renda pela melhoria na produtividade do trabalho e pela influência na criação e difusão de tecnologia, de forma que aumentar a escolaridade da população é estratégia indispensável para o desenvolvimento econômico (Cangussu, Salvato e Nakabashi, 2010; Hanushek e Wössmann, 2007).

Ferreira e Veloso (2006), por exemplo, indicam que a melhoria na mobilidade intergeracional de renda no Brasil foi fruto de um aumento na escolaridade média de filhos de famílias pobres comparativamente à educação dos seus pais. Assim, a educação aparenta estar associada a essa mobilidade de renda, sugerindo que políticas de aumento de escolaridade podem ser fonte de crescimento da renda e redução da persistência intergeracional em sua desigualdade.

Porém, a análise somente da quantidade de educação parece limitada. Os resultados dos estudantes brasileiros no Programa Internacional de Avaliação de Alunos (Pisa) estão consideravelmente abaixo da média dos países-membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), principal bloco de economias desenvolvidas do mundo. Aplicado em jovens de 15 anos, na edição de 2015, o desempenho do Brasil em leitura foi de 407 pontos – em matemática, de 377 pontos –, enquanto as médias de países-membros da OCDE foram de 493 e 490, respectivamente (OECD, 2016).

Segundo dados do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Ideb/Inep), vinculado ao Ministério da Educação (MEC),<sup>6</sup> referente a 2018, a rede pública de ensino no Brasil, responsável por mais de 80% das matrículas, apesar da taxa de aprovação de 83% ao final do ensino fundamental, apresentou fraco desempenho nos exames do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) do Inep/MEC,<sup>7</sup> em 2017. Os alunos das escolas públicas atingiram nível 3 de proficiência tanto em língua portuguesa quanto em matemática, resultado abaixo do nível considerado básico (nível 4) pela

6. Disponível em: <http://portal.inep.gov.br/>.

7. Composto por testes padronizados em língua portuguesa e matemática, aplicados de forma censitária bianualmente para alunos do 5º e 9º anos do ensino fundamental e 3º ano do ensino médio.

Secretaria de Educação Básica (SEB) do MEC. Na conclusão do ensino médio, o resultado é ainda mais alarmante, indicando nível 2 de proficiência nas disciplinas.

No debate sobre políticas educacionais, questiona-se sobre uma possível escolha entre a universalização do acesso à educação e a promoção da qualidade educacional. É bem estabelecido na literatura que o nível de escolaridade obtido influencia a renda. Possivelmente, tal influência ocorre por meio de melhor aprendizado dos conteúdos escolares relacionados a cada nível de escolarização.<sup>8</sup> Assim, a qualidade do aprendizado, medida pelos testes de proficiência em disciplinas-chave, que são as variáveis *proxies* para a qualidade da educação, também é relevante (Hanushek e Wössmann, 2008). Portanto, não deveria haver uma escolha entre promoção de acesso ou de qualidade educacional, uma vez que a qualidade também influencia na quantidade obtida de educação (Hanushek, 1995).<sup>9</sup>

Este estudo analisa a relação entre a qualidade da escolaridade e o nível de renda nos municípios brasileiros. A partir de uma equação minceriana, a ser detalhada na seção 3, estimamos o efeito da qualidade educacional no salário médio municipal de trabalhadores do setor formal com nove anos ou mais de escolaridade, considerando-se os efeitos espaciais nos métodos de estimação. O controle para os efeitos espaciais mostra-se relevante, visto que existe substancial fluxo entre municípios vizinhos. Por exemplo, se um município X tem uma rede educacional forte, este deve atrair alunos de sua vizinhança. Melhores escolas no município X formam mão de obra mais capacitada para os municípios vizinhos também. Além disso, políticas educacionais bem-sucedidas em um município X podem ser copiadas pelos municípios de seu entorno, e parte das políticas educacionais pode ser implementada em nível regional, o que afeta o sistema escolar de vários municípios simultaneamente.

Na tentativa de endereçar problemas de endogeneidade, o estudo utiliza uma medida defasada da qualidade da escolaridade na função de produção. Foi considerada a qualidade média municipal da educação recebida pelos jovens com 14 e 15 anos, em 2007, quando matriculados no 9º ano do ensino fundamental, que esperamos ser explicativa da renda média municipal de adultos entre 24 e 25 anos, em 2017. A estratégia é diferente do que é feito habitualmente na literatura, mas com potencial de gerar resultados mais consistentes, ao tratar a potencial endogeneidade das variáveis. O objetivo por trás dessa escolha é utilizar uma abordagem diferente, com a finalidade de explorar a relação entre a qualidade de capital humano e o nível de renda. A importância de realizar essa análise com dados macroeconômicos é verificar se os resultados encontrados em estudos microeconômicos se mantêm,

---

8. Implicitamente, assume-se que esses conteúdos escolares são valorizados no mercado de trabalho.

9. De acordo com OECD (2012), menor proficiência leva a menores salários e maior risco de desemprego. A instituição sugere que aumentar a igualdade da educação inclui tanto garantir a completude da educação básica quanto investir em sua qualidade, e políticas nessa direção tornam a mobilidade de renda e a própria aquisição de educação menos dependentes do contexto socioeconômico em que os indivíduos estão inseridos.

ou se os efeitos são maiores ou menores. Tais discrepâncias poderiam ocorrer por efeitos de *spillovers* na acumulação de capital humano, por exemplo. Essa estratégia ainda não foi utilizada, de acordo com o conhecimento dos autores, pelo menos para o caso brasileiro.

Baseando-se nos desenvolvimentos de autores como Hanushek e Wössmann (2008), foram utilizados índices que consideram o desempenho escolar como uma aproximação da qualidade da educação; sendo estes, o Saeb e o Ideb. Além da contribuição pelas estratégias metodológicas adotadas, esperamos auxiliar na compreensão da importância da qualidade da educação na renda com dados macroeconômicos, que, apesar de sua relevância, ainda é pouco explorada no caso brasileiro.

Os resultados indicam que uma elevação de um desvio-padrão no Ideb aumenta o salário médio municipal em 1,7% pelo efeito direto e em 5,7% pelo efeito de transbordamento, com efeito total de 7,4%. Tal resultado pode indicar uma subestimação do efeito da qualidade da educação em estudos passados, pois existe relevante efeito regional da qualidade educacional no salário médio municipal. Considerando-se os efeitos da qualidade e quantidade, um aumento de um desvio-padrão em ambas as características da escolaridade leva a um crescimento de 8% na renda. Tais resultados são robustos a uma série de controles que podem influenciar o salário médio municipal. Interessante notar a existência de efeitos de transbordamento para a qualidade, mas não para a quantidade, resultados que indicam a importância de coordenação regional nas políticas públicas municipais voltadas à melhoria da qualidade educacional.

Com a utilização do Saeb como variável alternativa para mensurar a qualidade da educação, os efeitos diretos não são estatisticamente diferentes de 0, enquanto os transbordamentos são de apenas 1,7% sobre o salário médio municipal, para uma elevação de um desvio-padrão em tal variável. Em termos quantitativos, o aumento de um desvio-padrão geraria acréscimo de 4,6% no salário médio (1,7% de efeito direto e 2,9% de transbordamento). Dessa forma, a melhoria de um desvio-padrão na qualidade e na quantidade da educação elevaria o salário médio municipal das pessoas com 24 e 25 anos em 6,3%, resultado menor que o encontrado com o Ideb como medida para qualidade. Interessante notar que a queda do efeito da qualidade coincide com a elevação da influência da quantidade sobre os salários médios, o que indica a relevante interação entre essas duas características da escolaridade.

Além desta introdução, este estudo está organizado em mais quatro seções: revisão de literatura; descrição da metodologia e fonte de dados; apresentação e discussão dos resultados; e considerações finais.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Em nível microeconômico, as diferenças na acumulação individual de capital humano, majoritariamente representada pela escolaridade, parecem ser parte importante na explicação do diferencial salarial no mercado de trabalho. No macroeconômico, a ser explorado neste artigo, o capital humano é central nas teorias de crescimento. Ambas as abordagens enxergam esse fator de produção como causa do crescimento da renda.

A literatura teórica sobre a relação entre capital humano e crescimento é extensa, da qual se destacam três contribuições. Nelson e Phelps (1966) argumentam que o capital humano possui forte interação com o processo de difusão tecnológica – isto é, a educação é parte do processo de difusão da tecnologia e gera externalidades, além do retorno privado, propiciando crescimento econômico e aproximando a economia da fronteira tecnológica. Para além da difusão, Romer (1990) aborda a relação entre capital humano e inovação tecnológica. O autor argumenta que a tecnologia e o desenvolvimento de novos conhecimentos utilizados na produção de bens da economia são funções da mão de obra qualificada e do estoque de conhecimento. Sua teoria aponta para uma relação positiva entre capital humano e taxa de crescimento, via criação de novos conhecimentos.

Por fim, Mankiw, Romer e Weil (1992) criticam a formulação proposta por Romer pela geração de um efeito escala e baseiam-se no modelo de Solow (1956), com o objetivo de incluir a variável capital humano diretamente na função de produção. Adicionalmente, argumentam que tal fator de produção é correlacionado com o investimento em capital físico, de forma que sua exclusão levaria à sobrevalorização da influência deste na renda *per capita*. Os autores encontram evidências de que o investimento em capital humano, medido pela taxa de matrícula, é importante para explicar as diferenças no nível de renda *per capita* entre os países, além de melhorar o ajuste do modelo de Solow aos dados.

Mincer (1996) ressalta a existência de uma relação recíproca entre crescimento de capital humano e desenvolvimento econômico. Da mesma forma que o acúmulo de capital humano é responsável por parte do crescimento econômico de longo prazo, diversas transformações sociais geradas no processo de desenvolvimento econômico são motivadoras do investimento das famílias e das diferentes esferas do governo nesse fator de produção. O autor aponta o crescimento da renda, a urbanização, a transição demográfica e a participação da mulher no mercado de trabalho não apenas como consequências, mas também como explicações para o investimento em capital humano.

No entanto, a generalização da relação positiva entre escolaridade, como medida do capital humano, e desenvolvimento econômico deve ser tratada com cautela. Pritchett (2001) observa considerável heterogeneidade entre países quando

se considera o efeito da educação no crescimento econômico; em alguns casos, chega-se a encontrar efeito nulo. Questionando a consistência dos dados, o autor incluiu a qualidade da escolaridade como possível justificativa à variação observada nas estimativas. Segundo Pritchett (2001), as diferenças na qualidade educacional entre os países podem ter influência na efetiva transmissão de conhecimento e habilidades, o que gera distintos retornos salariais à educação e, conseqüentemente, afeta o processo de crescimento e desenvolvimento econômico.

Cabe salientar a importância do capital emocional como um elemento na determinação do capital humano, visto que está relacionado com a resiliência e o aproveitamento do potencial dos estudantes, como enfatizado por Nakabashi (2023). O capital emocional é um dos elementos relevantes que relaciona a quantidade com a qualidade educacional. Em regiões com pouco capital emocional dos estudantes, a relação entre essas duas variáveis torna-se mais fraca. Nesse contexto, medir a qualidade de capital humano é relevante para entender o processo de crescimento da renda. Card e Krueger (1992) utilizam a proporção de alunos por professor, a duração média do ano escolar e o salário relativo dos professores como variáveis que captam a qualidade educacional. Os resultados encontrados sugerem que educação de maior qualidade implica maiores retornos salariais por ano adicional de escolaridade. Nessa linha, Hanushek e Wössmann (2008) argumentam a favor da utilização de medidas da qualidade do capital humano. Os autores sugerem que a desconsideração de variáveis relacionadas à qualidade da educação pode subestimar a magnitude das diferenças educacionais entre os países, enviesando seu efeito sobre a renda.<sup>10</sup> Os autores encontram evidências de que a qualidade da educação<sup>11</sup> tem impacto importante tanto nos ganhos individuais quanto no crescimento econômico de países em desenvolvimento. A conclusão dos autores é que um país cuja população tem maior qualidade de capital humano parece obter melhor desempenho econômico.

Hanushek e Kimko (2000) também utilizam medidas de qualidade da educação.<sup>12</sup> Os autores argumentam que, por simples razões de investimento, não se espera que variáveis como anos de escolaridade cresçam de forma ilimitada, enquanto é mais natural imaginar um crescimento contínuo em sua qualidade. Com uma amostra de 31 países e dados de 1960 a 1990, os resultados do estudo

---

10. No artigo, Hanushek e Wössmann (2008) referem-se ao papel das habilidades cognitivas no desenvolvimento econômico. Dessa forma, usam resultados de exames padronizados em disciplinas-chaves, especificamente em matemática, ciências e leitura, para medir tais habilidades. Os autores estão em busca de uma medida de capital humano, variável latente, não observada. E argumentam que a habilidade cognitiva seria uma forma mais adequada para mensurar esse capital, visto que capta a influência do currículo e da qualidade da escola, além do papel da família. No artigo, denominaremos as medidas de desempenho educacional como medidas da qualidade da educação.

11. Para medir qualidade da educação, os autores utilizam desempenho comparável dos estudantes em matemática, leitura e ciências, em doze exames internacionais que permitem o acompanhamento de um painel de países.

12. Para medir a qualidade da educação, os autores utilizam desempenho comparável dos estudantes em matemática e ciências em seis testes internacionais que permitem o acompanhamento de um painel de países.

indicam que o aumento de um desvio-padrão na qualidade da força de trabalho eleva em até 1,4 pontos percentuais (p.p.) o crescimento da renda anual *per capita*. Ao incluir, simultaneamente, medidas de quantidade e qualidade do capital humano, os autores observam que a variável de quantidade tem seu coeficiente drasticamente diminuído, indicando que a qualidade apresenta maior impacto potencial no crescimento econômico e que a quantidade captura, de forma indireta, os efeitos da qualidade.

A dificuldade em encontrar uma *proxy* que capture a multidimensionalidade da qualidade do capital humano é destacada por Saraiva, Silva e França (2017), quando propõem uma medida que utiliza análise fatorial para as microrregiões do Brasil. Os resultados dos autores sugerem os seguintes determinantes da qualidade do capital humano:

- a média das notas do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem);
- a distorção idade-série;
- a quantidade média de computadores por escola;
- as porcentagens de professores com ensino superior completo e com pós-graduação *stricto sensu*;
- a mortalidade infantil; e
- a média das notas do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade).

Nakabashi e Salvato (2007) estimam os efeitos do capital humano no desempenho econômico dos estados brasileiros, construindo um índice com aspectos qualitativos e quantitativos. Para qualidade, eles utilizam a porcentagem de professores com ensino superior completo, a taxa de aprovação e a quantidade de alunos por sala de aula, enquanto para quantidade, os anos de escolaridade, variável bem estabelecida na literatura para captar tal aspecto do capital humano. Apesar de magnitudes menores que o esperado, os autores encontraram relação positiva e significativa entre o índice de qualidade de capital humano e o nível da renda por trabalhador.

Dada a relação positiva e significativa entre a qualidade do capital humano e a renda também no Brasil, podemos citar o trabalho de Lynn *et al.* (2017), que utilizaram as notas do Pisa de 2009, 2012 e 2015 como medida de conhecimento adquirido, na tentativa de traçar a relação destas com indicadores de qualidade de vida nos estados brasileiros. Levando em conta uma possível dependência espacial das notas, os autores encontraram um coeficiente de correlação de 0,79 entre as médias estaduais do Pisa e da renda domiciliar *per capita*. Além disso, por uma análise de componentes principais, os autores mostraram que há forte correlação

entre mortalidade infantil, acesso à água, pobreza e fertilidade com a nota do obtida no exame.

Curi e Menezes-Filho (2014) exploraram a relação entre qualidade da educação e indicadores econômicos, a partir de um pseudopainel com dados do Saeb, da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), referente a 1982 e 1995, e do Censo Demográfico 2000, ambos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os autores buscam quantificar o impacto das notas em matemática no Saeb de 1995 nos salários em 2000. Ao agrupar os indivíduos por ano de nascimento, Unidade da Federação (UF) de residência, raça e gênero, as estimações indicam que um aumento de 10% na proficiência dos alunos em matemática gera um acréscimo de 3% no salário quando adultos.

Com base na literatura apresentada nesta seção, pretendemos examinar a relação entre os salários nos municípios brasileiros e a qualidade da escolaridade.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Equação a ser estimada

Tendo-se por base uma função de produção minceriana que parte de uma função de produção Harrod-Neutral (Mincer, 1974; Hall e Jones, 1999), equilíbrio de mercado competitivo – que estabelece que o salário é igual ao produto marginal do trabalho – e ausência de externalidades, obtém-se a equação de interesse, em um contexto de corte transversal:

$$\ln W_i = a + \beta \varphi_e E_i + \beta \varphi_q Q_i + \alpha \ln k_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i + \varepsilon_i. \quad (1)$$

Na equação (1),  $i$  é a unidade agregada de interesse – no caso deste artigo, municípios;  $W$  identifica o salário;  $E$  representa os anos de estudo; e  $Q$  é uma medida de qualidade da escolaridade, enquanto  $\varphi_e$  e  $\varphi_q$  são seus respectivos efeitos na formação do capital humano;  $k$  é o estoque de capital físico por trabalhador;  $L$  é estoque de trabalho; e  $\alpha$  e  $\beta$  são as participações do capital físico e do trabalho na renda; finalmente, a constante capta a produtividade. Para maiores detalhes da derivação da equação (1), recomenda-se que se confira o apêndice D.<sup>13</sup>

#### 3.2 Estratégia de estimação e fontes de dados

A equação (1), apresentada anteriormente, foi utilizada como base para as estimações do estudo. Porém, outras variáveis foram utilizadas para testar a robustez dos resultados. Na análise, apresentamos a comparação entre estimações por mínimos quadrados ordinários (MQO) e aquelas que consideram uma possível correlação espacial entre as variáveis.

13. A equação (1) corresponde à equação (D.15) do apêndice D.

### 3.2.1 Variáveis principais

A variável dependente da equação estimada é a renda do trabalho, tendo como fonte a Relação Anual de Informações Sociais do Ministério do Trabalho e Emprego (Rais/MTE), referente a 2017. A Rais é composta por dados de empregados formais, cujas informações são obrigatoriamente declaradas por todas as organizações formais empregadoras do país. Mesmo não cobrindo de forma homogênea todos os setores econômicos e UFs, para a variável de rendimento utilizada neste estudo, a dispersão em torno da média é similar à encontrada nos dados da PNAD, o que indica a qualidade das informações da Rais (De Negri *et al.*, 2001). As médias municipais foram calculadas para adultos de 24 e 25 anos, com pelo menos o ensino fundamental completo e formalmente empregados. No Brasil, 45,5% da população não possuía ensino fundamental completo e 53,7% dos ocupados não tinham carteira assinada no fim de 2017, e, portanto, os resultados podem não ser representativos para toda a população na faixa etária indicada.

Como medida da qualidade educacional, utilizamos o Ideb para o 9º ano do ensino fundamental do município. O Ideb é uma combinação de informações de desempenho e fluxo escolar (Inep, 2004). O cálculo do Ideb é feito pela multiplicação entre a proficiência padronizada (média de português e matemática) dos alunos (nota Saeb) e a proporção de aprovados na etapa avaliada. Também foram estimados modelos considerando-se apenas o componente da proficiência do Ideb – ou seja, a nota do Saeb. Nossa pressuposição é que a qualidade do aprendizado é captada pelo Ideb e pelo indicador puro de proficiência, de forma que um município com maiores índices possui melhor qualidade da educação. Como indicam Hanushek e Wössmann (2008), a principal vantagem da utilização do desempenho escolar – incluído no Ideb – é capturar variações entre sistemas de ensino, o que é bastante comum no Brasil, visto que a administração do ensino fundamental é papel de estados e municípios.

Por sua vez, para a quantidade, a variável utilizada foi construída com base no nível de instrução de adultos empregados, dado coletado nos microdados do Censo Demográfico 2010. Originalmente uma variável categórica, ela foi transformada em anos de escolaridade com base nas definições do Inep, com o objetivo de facilitar a interpretação dos coeficientes estimados.<sup>14</sup> Portanto, consideramos que o nível médio de instrução em cada município se manteve constante entre 2010 e 2017. Adicionalmente, assumimos que não houve um processo relevante de migração entre os municípios no período 2007-2017. Tal hipótese se torna menos restritiva com a abordagem espacial utilizada, uma vez que é levado em conta o efeito das variáveis dos municípios vizinhos, de potenciais origens e de destinos migratórios.

---

14. Multiplicou-se a proporção da população com 24 e 25 anos com cada nível de instrução pelos anos de estudo, para obter o nível: ensino fundamental = 9; ensino médio = 12; e ensino superior = 16.

A Rais 2017 também fornece informações sobre o nível de instrução dos trabalhadores registrados. Porém, segundo De Negri *et al.* (2001), parece existir diferença significativa entre tais dados e a mesma informação coletada pela PNAD ou pelo Censo Demográfico. Dessa forma, decidiu-se não utilizar a Rais como fonte de dados para a quantidade da educação.

É possível que haja endogeneidade nas medidas de quantidade e qualidade de escolaridade. Segundo indicam Hanushek e Kimko (2000), o desempenho escolar, assim como os anos de escolaridade, podem ser produtos, e não causas, de fatores que estão relacionados ao crescimento da renda, como o desempenho econômico do município. Para endereçar tal endogeneidade, foi aplicada a estratégia de Bedard e Ferrall (2003), que utilizaram a variável de capital humano de forma defasada. A renda do trabalho média municipal de 2017 foi calculada para indivíduos com 24 e 25 anos, enquanto utilizamos o Ideb municipal para alunos do 9º ano em 2007,<sup>15</sup> quando tinham entre 14 e 15 anos (Inep, 2004). Por sua vez, o cálculo do nível de instrução ocorre com dados de 2010 e é restrito a adultos empregados com 24 e 25 anos.

Outro possível problema da utilização do Ideb, nesse contexto, é a inclusão em seu cálculo de alunos que não estão na idade correta, de forma que a correspondência com a variável de renda dez anos à frente não é totalmente precisa. Assim, as estimações foram feitas utilizando-se como variável para qualidade educacional o Ideb calculado com a nota dos alunos em idade correta e a taxa de aprovação média no 9º ano do fundamental. Como as medidas de qualidade da educação utilizadas correspondem ao 9º ano do ensino fundamental, as variáveis de renda do trabalho e de nível de instrução também foram restringidas aos indivíduos com pelo menos esse nível de escolaridade.

Completando a equação (1), foram utilizadas como *proxy* de capital físico e trabalho a quantidade de capital residencial urbano (*cap\_res*), retirado do Ipea (capital residencial total), e a população economicamente ativa com 24 e 25 anos (*pea*), também do Censo Demográfico 2010, respectivamente. Os dados de capital residencial foram utilizados pela falta de outras variáveis que mensuram o capital produtivo, assim como em Nakabashi, Pereira e Sachsida (2013). Reescrevendo a equação (1) de acordo com a estratégia descrita anteriormente, temos:

$$\ln renda_{i,2017} = a + \delta_1 \cdot escolaridade_{i,2010} + \delta_2 \cdot ideb_{i,2007} + X_i\gamma + \varepsilon_i, \quad (2)$$

em que  $i$  é o indicador do município;  $renda_{i,2017}$  é a renda média do trabalho do município  $i$ , em 2017 –  $W$  na equação (1);  $escolaridade_{i,2010}$  é a média de anos de escolaridade do município  $i$ , em 2010; e  $ideb_{i,2007}$ <sup>16</sup> é o índice de qualidade da

15. A escolha por 2007 dá-se pelo fato de ser a primeira aplicação com publicação de microdados de caráter censitário.

16. Lembrando que também foram estimados modelos que consideram a nota Saeb como indicador da qualidade educacional.

educação do município  $i$ , em 2007 –  $E$  e  $Q$  na equação (1), respectivamente.  $\delta_1$  e  $\delta_2$  são os parâmetros de interesse associados às variáveis que mensuram os dois aspectos do capital humano, resultado da combinação de  $\beta$  com  $\varphi_e$  e  $\varphi_q$ , respectivamente, na equação (1). Na matriz  $X$ , estão incluídas as variáveis que medem os estoques de capital físico e trabalho;  $\gamma$  é o vetor de parâmetros associado a  $X$ ;  $\varepsilon$  é o termo de erro; e  $a$  é a constante do modelo, como na equação (1).

### 3.2.2 Variáveis adicionais de controle de viés

Foram adicionadas variáveis de controle, com o intuito de avaliar a robustez dos resultados, considerando-se características que poderiam gerar algum viés de variável omitida. Segundo Hanushek e Kimko (2000), o desempenho escolar dos alunos pode ser influenciado por outros fatores, como o ambiente familiar. Alunos pertencentes a famílias desestruturadas tendem a ter pior desempenho escolar, de forma que contaminaria a captação da qualidade do ensino. A proporção de mulheres chefes de família, sem cônjuge e com filhos menores de 15 anos (*prop\_mulherchefe*) em 2010, retirada do Censo Demográfico 2010, foi utilizada como indicativo da desestruturação familiar média no município (Scorzafave, Soares e Dorigan, 2015). Espera-se efeito negativo da variável na nota do município e, conseqüentemente, na renda do trabalho.

Também indicado por Hanushek e Kimko (2000), outro efeito no salário médio de um município pode vir da migração. A migração de mão de obra qualificada pode aumentar o nível da renda local. A proporção de pessoas não naturais da UF e residentes no município (*prop\_mig*), retirada do Censo Demográfico 2010, foi a variável escolhida como controle para o efeito dos migrantes no nível de renda, além do método empregado nas estimações que leva em conta a correlação espacial das variáveis – ou seja, o efeito das variáveis dos municípios vizinhos.

Características demográficas também podem ser determinantes do salário médio municipal. A população negra (pretos e pardos) e do gênero feminino, historicamente, possuem salários mais baixos, enquanto a população urbana apresenta salários mais altos, sendo tais variáveis comumente utilizadas em estudos com dados microeconômicos, como em Nakabashi e Assahide (2017), Silva, França e Pinho Neto (2016), Suliano e Siqueira (2012), Resende e Wyllie (2006), Hoffmann e Kassouf (2005) e Kassouf (1994). Assim, foram incluídas estimações com a proporção municipal de mulheres (*prop\_mulher*), negros (*prop\_negra*) e população urbana (*prop\_urbana*), como forma de controlar para o diferencial salarial desses grupos no mercado de trabalho. Tais variáveis têm como fonte o Censo Demográfico 2010.

A amostra final para as estimações é composta pelos municípios com disponibilidade de dados para todas as variáveis utilizadas, o que totaliza 5.461 municípios, dos

5.561 oficialmente existentes em 2007. A tabela 1 contém as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo.

**TABELA 1**  
**Estatísticas descritivas**

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão
Renda (2017)	1.461,44	1.426,46	131,52	3.652,26	297,86
Escolaridade (2010)	11,36	11,34	9,28	14,19	0,53
Ideb (2007)	3,54	3,54	1,50	6,11	0,70
Nota Saeb (2007)	4,60	4,58	2,70	7,17	0,54
Pea (2010)	746,77	166,78	7,19	282.914,90	5.112,47
log (pea) (2010)	5,28	5,12	1,97	12,55	1,29
cap_res (R\$ 1 mil) (2000)	224,79	28,28	0,91	156.891,70	2.703,89
cap_res/pea (2000)	0,21	0,19	0,02	1,38	0,10
log (cap_res/pea) (2000)	-1,70	-1,66	-4,02	0,32	0,51
prop_mulherchefe (2010)	20,00	18,16	0,00	77,59	10,24
prop_mig (2010)	0,11	0,07	0,0004	0,77	0,11
prop_mulher (2010)	0,44	0,44	0,00	1,00	0,13
prop_negra (2010)	0,52	0,56	0,004	0,93	0,23
prop_urbana (2010)	0,64	0,65	0,04	1,00	0,22

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: Observações = 5.461.

### 3.3 Métodos econométricos espaciais

Anselin e Bera (1998) definem correlação espacial como um fator geográfico não observado que varia de forma sistemática no espaço, formando agrupamentos de observações com valores similares para determinada variável. Assim, para cada unidade de observação, deve ser determinado um conjunto de “vizinhos” que potencialmente interagem com esta.

Segundo Kalenkoski e Lacombe (2008), a dependência espacial em economia, principalmente com dados municipais, pode ser resultado de muitos fatores, como economias de aglomeração e dinâmicas regionais de atração de mão de obra. Também pode haver correlação do erro de medida nas variáveis de interesse, uma vez que a determinação do valor da variável pode ocorrer em nível regional, e não municipal.

Para o diagnóstico da presença de correlação espacial, utilizamos a estatística I de Moran. O valor da estatística varia de -1 a 1, sendo -1 indicativo de relação linear negativa perfeita entre o valor da variável no município em questão e dos

seus vizinhos e 1 indicativo de relação linear positiva perfeita. O valor 0 para o I de Moran indica ausência de correlação espacial linear.

O cálculo foi feito para diferentes estruturas de vizinhança, dos tipos rainha, torre, K-5, K-10 e por distância máxima. Enquanto a rainha considera como vizinhos todos os municípios que possuem ao menos um ponto da fronteira compartilhado, a torre considera como vizinhos aqueles que possuem um segmento de reta compartilhado. As matrizes de vizinhança K-5 e K-10 são construídas pela distância entre os centroides dos municípios e consideram vizinhos, respectivamente, os cinco e dez municípios de menor distância entre os centroides. Por sua vez, a matriz por distância máxima considera vizinho todo município cuja distância entre os centroides é menor ou igual a uma determinada distância.

A próxima etapa foi identificar se a correlação espacial ocorre na variável dependente, no termo de erro ou nas variáveis explicativas. Quando a correlação espacial está nas variáveis explicativas, utiliza-se o modelo espacial de defasagem em X (SLX), no qual se inclui uma matriz de explicativas defasadas espacialmente que, como é exógena por hipótese, possibilita a estimação por MQO. Se há correlação espacial na variável dependente, deve ser utilizado o modelo autorregressivo espacial (SAR), no qual se inclui como variável explicativa o vetor de variáveis dependentes do conjunto de vizinhos. Caso a dependência espacial ocorra no termo de erro, o modelo indicado é o de erros espaciais (SEM), que inclui o vetor de termos de erro do conjunto de vizinhos como componente do erro da estimação. Se existe correlação espacial na variável dependente e no termo de erro, utilizamos o modelo de autocorrelação espacial (SAC), que inclui tanto o vetor de variáveis dependentes, quanto o vetor de termos de erro defasados espacialmente. Para correlação espacial nas variáveis explicativas e na variável dependente, os valores destas nas observações dos vizinhos são incluídas, e estima-se o modelo Durbin espacial (SDM). Por fim, se há dependência espacial nas variáveis explicativas e no termo de erro, não somente os valores das explicativas, mas também os termos de erro dos vizinhos são incluídos, e é estimado o modelo Durbin de erro – SDEM (Lesage e Pace, 2009).

Podemos representar os modelos como em (3):

$$\begin{aligned} Y &= \alpha \iota_N + \rho PY + X\beta + PX\theta + u \\ u &= \lambda Pu + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

em que  $P$  é uma matriz de ponderação espacial  $N \times N$ , que descreve a estruturada dependência espacial entre as unidades da amostra;  $Y$  representa um vetor  $N \times 1$ , que consiste em uma observação da variável dependente para cada unidade da amostra ( $i = 1, \dots, N$ );  $\iota_N$  é um vetor  $N \times 1$  da constante 1 associada ao parâmetro  $\alpha$ ;  $X$  denota uma matriz  $N \times K$  de regressores associada ao vetor  $K \times 1$  de parâmetros  $\beta$  e ao vetor  $K \times 1$  de parâmetros  $\theta$ , que captura o efeitos dos regressores dos vizinhos;  $\rho$  e  $\lambda$  mensuram o grau de dependência entre as unidades; e  $\varepsilon$  é um vetor

dos termos de erro independentes e identicamente distribuídos, com média 0 e variância  $\sigma^2$  (Vega e Elhorst, 2015). O termo  $PY$  denota os efeitos de interação endógenos entre as variáveis dependentes;  $PX$ , os efeitos de interação exógenos entre os regressores; e  $Pu$ , os efeitos de interação entre os termos de erro perturbação das diferentes observações (Vega e Elhorst, 2015). Se  $\rho = \lambda = 0$ , temos o modelo SLX. Caso  $\theta = \lambda = 0$ , temos o modelo SAR. Se  $\rho = \theta = 0$ , temos o modelo SEM. Se  $\theta = 0$ , o modelo é identificado como SAC. Caso  $\lambda = 0$ , temos o modelo SDM. Por fim, se  $\rho = 0$ , temos o modelo SDEM.

Para investigar a dependência espacial na variável dependente e no erro, foram utilizados os testes de multiplicador de Lagrange (ML) propostos por Anselin *et al.* (1996). O teste *ML lag* verifica a existência de correlação espacial na variável dependente, enquanto o teste *ML erro*, a correlação espacial no termo de erro. As estatísticas dos testes possuem distribuição  $\chi^2$  com um grau de liberdade sob a hipótese nula de ausência de dependência espacial. Se ambos os testes rejeitarem a hipótese nula, deverão ser incluídas as matrizes de correlação espacial tanto na variável dependente quanto no erro associado à estimação (Florax, Folmer e Rey, 2003).

A escolha sobre incluir defasagem espacial das variáveis explicativas foi feita a partir do critério de informação bayesiano (BIC), escolhendo-se o modelo que apresentou o menor valor calculado do critério. Um critério de informação parte do princípio de que a adição de um parâmetro deve ser feita somente se a melhoria no ajuste do modelo compensar o aumento da sua complexidade (princípio da parcimônia). O BIC, especificamente, é indicado para amostras grandes, para as quais a penalização pela complexidade do modelo é falha em outros critérios de informação (Cameron e Trivedi, 2005).

### 3.4 Análise exploratória de dados espaciais

Para explorarmos a relação espacial das variáveis, é interessante, inicialmente, analisarmos sua distribuição no espaço. Na figura 1, estão as representações da distribuição espacial das variáveis de salário (1A), escolaridade (1B) e Ideb (1C) nos municípios brasileiros. Seus valores foram divididos em decis, indicados na legenda em gradientes de coloração, com valores mais altos das variáveis em gradientes mais escuros.

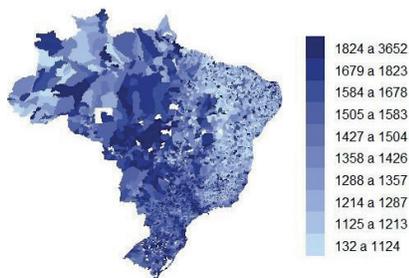
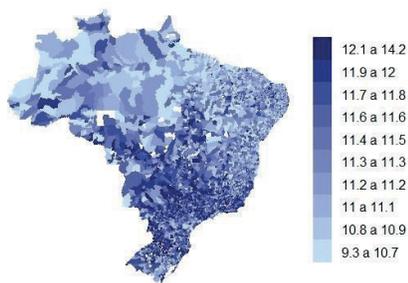
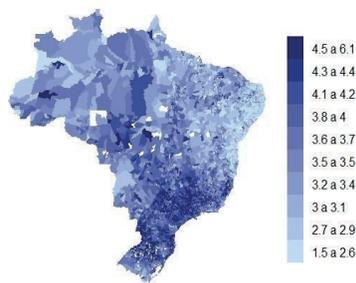
Para as três variáveis, há indícios de correlação espacial – ou seja, observamos agrupamentos de municípios com valores similares para cada variável. Na figura 1A, percebemos que, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, os municípios com salários mais altos estão rodeados por municípios também com salários nos *quantis* superiores. Por sua vez, na região Nordeste, municípios com salários nos *quantis* inferiores estão majoritariamente rodeados por municípios na mesma situação. Para a escolaridade média, representada na figura 1B, o resultado é mais difuso, mas ainda aparenta haver agrupamentos de municípios com médias mais altas em áreas do Sul, do Sudeste e de parte do Centro-Oeste, enquanto nas regiões Norte e Nordeste parece existir concentração de médias menores de anos de escolaridade. Vale lembrar que as variáveis de renda do trabalho e escolaridade média estão restritas a adultos empregados com 24 e 25 anos, com pelo menos nove anos de estudo, de modo que não refletem as médias municipais para toda a população. Na figura 1C, que representa a distribuição espacial do Ideb, a concentração parece ainda mais definida que para salário e escolaridade. *Quantis* mais altos agrupam-se, principalmente, em áreas do Sudeste e do Sul, enquanto no Nordeste há agrupamentos de municípios com piores desempenhos.

Buscando confirmar as relações espaciais das variáveis do exercício anterior, calculamos a estatística I de Moran global. Para a amostra utilizada neste trabalho, o valor esperado da estatística sob a hipótese nula de ausência de correlação espacial é igual a  $-0,0002$ .<sup>17</sup> Na tabela 2, as estatísticas foram significativas a 1% para as três variáveis nas cinco matrizes de vizinhança descritas na seção anterior e, portanto, indicam que há um componente espacial na determinação dos seus valores.

---

17. Para calcular o valor esperado do I de Moran, utiliza-se  $E(I) = -1/(N - 1)$  – Lesage e Pace (2009).

FIGURA 1

**Distribuição espacial das variáveis renda do trabalho, escolaridade e Ideb****1A – Renda do trabalho (R\$)****1B – Escolaridade média (anos)****1C – Ideb**

Fontes: Rais/MTE (2017), Censo Demográfico/IBGE (2010) e Ideb/Inep 2007.  
Elaboração dos autores.

Obs.: As áreas sem preenchimento pertencem aos municípios retirados da amostra.

Os resultados da tabela 2 refletem as percepções da figura 1, que apresenta agrupamentos de municípios com valores similares para as três variáveis, sendo o Ideb com maior correlação espacial – ou seja, apresenta valor do I de Moran mais próximo de 1 entre as variáveis exploradas.

TABELA 2

**Estatísticas globais I de Moran**

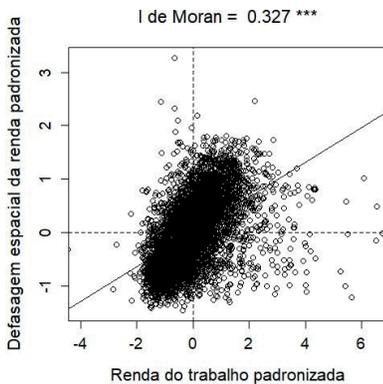
Matriz de vizinhança	Renda	Escolaridade	Ideb
Rainha	0,326***	0,351***	0,697***
Torre	0,329***	0,350***	0,698***
K-5	0,337***	0,352***	0,708***
K-10	0,324***	0,345***	0,698***
d < 30 km	0,278***	0,300***	0,661***

Fontes: Rais/MTE (2017), Censo Demográfico/IBGE (2010) e Ideb/Inep 2007.  
Elaboração dos autores.

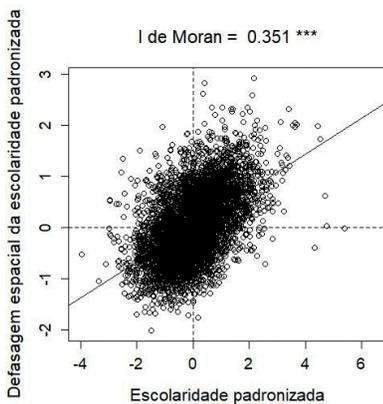
Obs.: Significância: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

Definimos como convenção para as estimações a matriz de vizinhança do tipo rainha, pois matrizes de vizinhança por quantidade fixa de vizinhos, como K-5 e K-10, poderiam selecionar como vizinhos municípios muito distantes, uma vez que alguns municípios foram retirados da amostra por falta de dados, além daqueles do Norte e do Centro-Oeste do país possuírem áreas geográficas maiores. Para visualizarmos a intensidade da correlação espacial testada pelo I de Moran global, na figura 2, estão os valores observados padronizados para cada município para as três variáveis (eixo das abcissas), com relação aos valores observados padronizados para seu grupo de vizinhos (eixo das ordenadas). A reta incluída nas figuras representa um ajuste linear das observações, cuja inclinação é o I de Moran calculado.

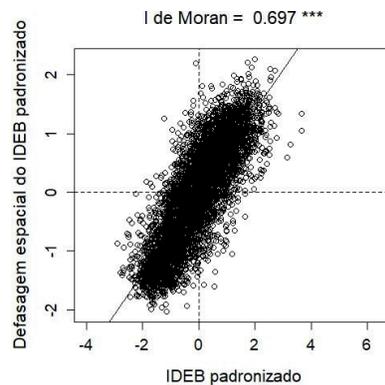
FIGURA 2  
I de Moran local para salário, escolaridade e Ideb  
2A – Salário



2B – Escolaridade média



2C – Ideb



Fontes: Rais/MTE (2017), Censo Demográfico/IBGE (2010) e Ideb/Inep 2007.  
Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

Na figura 2, as observações concentram-se nos primeiros e terceiros quadrantes, condizendo com o valor positivo do I de Moran. Também é possível constatar a maior importância do componente espacial do Ideb, visto que os pontos estão mais concentrados no primeiro e no terceiro quadrantes.

A distribuição espacial para as variáveis de capital físico e trabalho estão na figura A.1, no apêndice A. Nesta, observamos concentração de maiores valores de capital físico por trabalhador (figura A.1.A) nas regiões Sul e Sudeste, como esperado para regiões mais desenvolvidas, enquanto valores menores se concentram nas regiões Norte e Nordeste. Por sua vez, para a população economicamente ativa com 24 e 25 anos (figura A.1.B), os valores estão mais bem distribuídos pelo país.

Baseando-se na equação (2), é necessário compreender em que componentes do modelo a correlação espacial deve ser considerada para estimativas consistentes. Os resultados dos testes de multiplicador de Lagrange estão na tabela 3, o que indica a rejeição da hipótese nula de ausência de dependência espacial nas estatísticas convencional e robusta do teste *ML erro*, enquanto ambas as estatísticas do teste *ML lag* não foram estatisticamente diferentes de 0. Portanto, os resultados revelam a existência de correlação espacial somente no termo de erro, alinhando a especificação ao modelo SEM.

TABELA 3  
Diagnóstico de autocorrelação espacial: multiplicador de Lagrange

Teste	Estatística	p-valor
ML lag	1,76	0,18
ML erro	537,71	0,00
ML lag robusto	0,96	0,33
ML erro robusto	536,91	0,00

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.  
Elaboração dos autores.

Resta definir se devemos incluir variáveis explicativas espacialmente defasadas, além da estrutura espacial no termo de erro. Assim, foi feita a estimação do modelo SDEM para comparação do BIC com o modelo SEM. A avaliação dos critérios de informação indicou que o modelo SDEM é o mais adequado, com BIC de -3937,90, enquanto SEM apresentou BIC de -3776,63.

Definimos, então, a equação final para estimação:

$$\lnrenda_{i, 2017} = a + \delta_1 \cdot escolaridade_{i, 2010} + \delta_2 \cdot ideb_{i, 2007}$$

$$+ \sum_{j=0}^q P_j \cdot (\theta_1 escolaridade_{i, j_{2010}} + \theta_2 \cdot ideb_{i, j_{2007}}) + u_i \quad (4)$$

$$u_i = \lambda \sum_{j=0}^q P_j u_j + \varepsilon_i$$

em que  $j$  é o indexador dos vizinhos; e  $P$ , a matriz de ponderação espacial do tipo rainha, que vai de 0 a  $q$ , dependendo da quantidade de vizinhos. Os parâmetros  $\theta$  correspondem aos efeitos das variáveis explicativas dos vizinhos na renda do município  $i$ .

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com o encontrado na análise exploratória dos dados espaciais, o modelo escolhido foi o SDEM. Inicialmente, é interessante confirmar se o componente espacial foi retirado dos resíduos da estimação, o que atestaria boa especificação do modelo. Na figura B.1 do apêndice B, observa-se a concentração de observações nos primeiro e terceiro quadrantes, o que caracteriza existência de correlação espacial. Tal concentração não se mantém após a estimação do modelo SDEM, e o  $I$  de Moran não é estatisticamente diferente de zero (figura B.1.B).

Por não incluir a defasagem espacial do regressando, os coeficientes estimados do modelo SDEM não precisam de cálculos adicionais para encontrar os efeitos diretos e de transbordamento, pois não possuem efeitos *feedback* – ou seja, aqueles que passam para os municípios vizinhos e voltam para o município que proveja a mudança (Vega e Elhorst, 2015). Utilizando-se a equação (4), por exemplo, as estimativas dos parâmetros  $\delta s$  já fornecem os efeitos diretos, enquanto as estimativas dos parâmetros  $\theta s$  apresentam os efeitos de transbordamento.

Os resultados obtidos nas estimações por MQO e SDEM estão na tabela 4. Nesta, estão os efeitos das variáveis explicativas no próprio município, assim como os coeficientes estimados correspondentes às variáveis na vizinhança indicados com o termo *lag* antes do nome da variável. Comparando as estimações por MQO e SDE (do modelo completo) – colunas (3) e (6), respectivamente –, observamos redução significativa dos coeficientes de quantidade e qualidade da educação, ao utilizarmos a abordagem espacial, o que pode indicar a importância desse componente nas estimações. A maior redução ocorre no coeficiente da qualidade, em linha com o encontrado nos testes da tabela 2, que indica a maior dependência espacial dessa variável. A defasagem espacial da medida de quantidade da educação não apresentou coeficientes estatisticamente significativos. A interpretação dos resultados foi feita de acordo com aqueles apresentados nas colunas (4) a (6), que utilizam a metodologia espacial na estimação.

A adição da medida de qualidade reduz o coeficiente da quantidade de escolaridade. Ao se comparar os resultados das colunas (4) e (6), o impacto de um ano a mais na média de escolaridade no salário médio do município diminui de 2,4% para 1,1% quando se inclui a qualidade da educação. O contrário não parece ser válido, uma vez que o coeficiente da qualidade da educação pouco se altera entre as estimações sem e com a quantidade de escolaridade – colunas (5) e (6),

respectivamente. Tal observação está em linha com o encontrado na literatura. No estudo de Hanushek e Kimko (2000), a inclusão da medida de qualidade da educação diminui o impacto do acréscimo de um desvio-padrão de quantidade de escolaridade no crescimento econômico de 1,4 p.p. para 0,3 p.p. Para os estados brasileiros, Nakabashi e Salvato (2007) também constataram redução significativa do efeito dos anos de escolaridade na renda, ao incluírem um índice de qualidade de capital humano, passando de 17,2% para 12,2% a cada ano de estudo adicional. Dessa forma, ainda que com coeficientes em magnitudes menores, as estimativas da tabela 4 apresentam o comportamento esperado, indicando que parte importante do efeito da educação nos salários provém da sua qualidade. Desse modo, estimações que não considerem essa importância levam a conclusões equivocadas pelo viés gerado.

Segundo as estimativas na coluna (6), um desvio-padrão a mais (0,7 pontos) no Ideb municipal acresceria a renda do trabalho em 1,7%, enquanto o acréscimo de um desvio-padrão nos anos de estudo (0,53 anos) aumentaria a renda em 0,6%. Logo, uma melhoria de um desvio-padrão na educação local seria responsável por um aumento de 2,3% da renda do trabalho, somando-se os efeitos da qualidade e da quantidade. Observa-se, portanto, um efeito maior da qualidade que da quantidade da educação, o que pode ser reflexo, em parte, do recorte utilizado na estimação, que considera apenas indivíduos com pelo menos o ensino fundamental completo. Parte da literatura indica que a quantidade de escolaridade tem efeitos marginais decrescentes – ou seja, os primeiros anos de estudo têm efeitos marginais maiores que os últimos (Psacharopoulos e Patrinos, 2004). Assim, uma vez que se parte de um nível de instrução maior, a quantidade da educação tende a ter influência menor nos rendimentos.

Em termos de comparação com a literatura, os resultados estão abaixo dos usualmente encontrados. No trabalho de Curi e Menezes-Filho (2014), uma elevação de um desvio-padrão na proficiência em matemática, que pode ser *proxy* de qualidade educacional, gera um aumento de 2,8% no salário. Por sua vez, Nakabashi e Salvato (2007) encontram um acréscimo de 5,7% no salário para um aumento de 10% na qualidade da educação; enquanto, para os mesmos 10% de acréscimo no Ideb médio, o salário se eleva em 0,8%, segundo os resultados da tabela 4. A diferença deste estudo em relação aos citados anteriormente decorre, pelo menos em parte, do recorte amostral e do método de estimação que controla para a correlação espacial.

Um ponto interessante dos resultados é o efeito da qualidade da educação da vizinhança sobre o município. Segundo as estimativas, o efeito de transbordamento do Ideb no salário é maior que o efeito direto. Para um desvio-padrão a mais no Ideb dos municípios vizinhos, o acréscimo da renda do trabalho no município é de

5,7%. Somado ao efeito direto de 1,7%, o aumento de um desvio-padrão no Ideb do município e dos seus vizinhos seria responsável por um acréscimo de 7,4% no salário médio total do municipal. Esse resultado pode indicar uma subestimação do efeito da qualidade da educação em estudos passados, uma vez que desconsidera seu efeito espacial. Interessante notar a existência de efeitos de transbordamento da qualidade, mas não da quantidade, resultados que indicam a importância de coordenação regional entre políticas públicas municipais voltadas à melhoria da qualidade educacional. Em suma, um aumento de um desvio-padrão na quantidade e na qualidade levaria a um crescimento da renda média em 8,0%, levando-se em consideração os efeitos diretos e de transbordamento.

Para relacionar os resultados com a realidade atual da educação brasileira, considere que o Inep projetava um Ideb médio de 5,0 pontos no 9º ano do fundamental para 2019. Em 2017, o Ideb médio era de 4,4 pontos. Esse acréscimo de 0,6 ponto levaria a um aumento de 6,4% no salário médio municipal, sendo 1,4% por efeitos diretos e 5,0% por efeitos de transbordamento, aproximadamente R\$ 93,00. Ainda que o efeito possa ser considerado pequeno, decorrente, em parte, do baixo salário médio, ressaltamos que a qualidade educacional pode elevar o acesso aos demais níveis de ensino, incluindo-se o superior, com efeitos potencialmente relevantes sobre a renda. Apesar de sua importância, a análise do efeito da qualidade sobre a quantidade de educação será deixada para estudos posteriores.

A estimativa para o logaritmo da variável de capital físico por trabalhador não se mostrou estatisticamente significativa, mas o coeficiente de sua defasagem espacial apresentou sinal positivo e estatisticamente significativo. Portanto, o efeito total da variável tem o resultado esperado. Por sua vez, para o fator trabalho, seu coeficiente estimado é positivo nas diferentes especificações e métodos, o que indica a existência de retornos crescente de escalas de acordo com a equação (D.15); ou seja,  $\alpha + \beta > 1$ .

Na coluna (7), constam os resultados da equação completa trocando o Ideb pela nota média municipal no exame do Saeb como variável alternativa de qualidade da educação. No apêndice C, é apresentada uma tabela completa, semelhante a essa, tendo a nota do Saeb como medida de qualidade. O coeficiente não foi estatisticamente significativo em nível local, enquanto o da variável de quantidade da educação apresentou significância estatística. A defasagem espacial da nota do Saeb foi estatisticamente diferente de 0 na estimação e com magnitude menor que a estimação utilizando o Ideb. Segundo as estimações, o aumento de um desvio-padrão na nota média municipal do Saeb (0,54) em toda a região significaria um acréscimo de 1,7% no salário médio municipal.

Por sua vez, em termos quantitativos, o aumento de um desvio-padrão geraria acréscimo de 4,6% no salário médio (1,7% de efeito direto e 2,9% de

transbordamento). Dessa forma, a melhoria de um desvio-padrão na qualidade e na quantidade da educação elevaria a renda média do trabalho municipal das pessoas com 24 e 25 anos em 6,3%. O resultado é menor que o encontrado na coluna (6), cujos efeitos totais do aumento de um desvio-padrão na educação média em termos quantitativos e qualitativos acresceria o salário médio municipal em 8%. Essa diferença decorre de um efeito menor da qualidade quando medida pelo Saeb, que não compensa o aumento do efeito da quantidade da educação. Interessante notar que a queda do efeito da qualidade coincide com a elevação da influência da quantidade nos salários médios, o que indica a relevante interação entre essas duas características da escolaridade – ou seja, quando a qualidade não é considerada, sua influência na renda acaba sendo capturada pela quantidade. Os resultados revelam que o Ideb captura melhor a qualidade em relação ao Saeb, pois, além da queda no efeito da quantidade na renda em linha com outros estudos citados anteriormente,<sup>18</sup> o Ideb considera a taxa de reprovação – isto é, penaliza o bom desempenho escolar quando há elevada taxa de reprovação. Esse elemento é relevante, visto que o bom desempenho em determinado ano escolar pode ocorrer justamente pela alta taxa de reprovação dos alunos com desempenho escolar mais fraco.

O coeficiente das defasagens espaciais dos erros ( $\lambda$ ) é positivo e significativo em todas as especificações. O sinal está de acordo com o esperado, pois imagina-se que uma vizinhança com valores mais altos (baixos) de salário ou educação influencia positivamente (negativamente) os valores observados no município em questão. O coeficiente  $\lambda$  pode ser interpretado como o efeito médio das observações na vizinhança no salário do município (Lesage, 2014). De forma geral, os resultados apresentados na tabela 4 reforçam a relevância de considerar aspectos quantitativos e qualitativos da educação em análises empíricas, uma vez que encontramos efeitos positivos e estatisticamente diferentes de zero em praticamente todos os casos. Adicionalmente, os resultados favorecem a realização de políticas públicas voltadas para melhorias no sistema educacional que sejam coordenadas entre os municípios vizinhos.

---

18. Uma observação que corrobora esse ponto é que a nota do Saeb como medida de qualidade deixa de ser estatisticamente significativa quando a medida de quantidade foi adicionada na equação – resultados mostrados no apêndice D –, mas isso não é verdade para o Ideb. Inclusive, a medida da quantidade de escolaridade que na estimativa com o Ideb não é estatisticamente significativa (coluna 6 da tabela 4) mostra-se positiva e estatisticamente significativa na equação que tem a nota média do Saeb como medida de qualidade educacional (coluna 7 da tabela 4).

TABELA 4  
Resultados das estimações

	MQO			SDEM			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Escolaridade	0,084*** (0,005)	-	0,021*** (0,005)	0,024*** (0,005)	-	0,011** (0,005)	0,022** (0,005)
Ideb	-	0,119*** (0,003)	0,115*** (0,003)	-	0,026*** (0,005)	0,024*** (0,005)	-
Saeb	-	-	-	-	-	-	0,005 (0,006)
log (cap_res/pea)	0,064*** (0,005)	0,036*** (0,004)	0,030*** (0,004)	0,004 (0,006)	-0,003 (0,006)	-0,004 (0,006)	-0,002 (0,006)
log (pea)	0,014*** (0,001)	0,030*** (0,001)	0,028*** (0,001)	0,013*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)
lag.escolaridade	-	-	-	0,045*** (0,008)	-	-0,0004 (0,008)	0,054*** (0,009)
lag.ideb	-	-	-	-	0,084*** (0,008)	0,082*** (0,008)	-
lag.saeb	-	-	-	-	-	-	0,031*** (0,009)
lag.log (cap_res/pea)	-	-	-	0,079*** (0,010)	0,036*** (0,010)	0,035*** (0,010)	0,073*** (0,008)
lag.log (pea)	-	-	-	0,014*** (0,004)	0,018*** (0,004)	0,019*** (0,004)	0,014*** (0,004)
$\lambda$	-	-	-	0,473*** (0,017)	0,411*** (0,018)	0,409*** (0,021)	0,458*** (0,017)
Constante	6,363*** (0,063)	6,746*** (0,019)	6,522*** (0,057)	6,479*** (0,111)	6,755*** (0,043)	6,645*** (0,108)	6,677*** (0,135)
Observações	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Colunas (1) e (4) – modelo sem a variável *ideb*; colunas (2) e (5) – modelo sem a variável *escolaridade*; colunas (3) e (6) – modelo completo; e coluna (7) – modelo completo com a nota do Saeb como variável de qualidade educacional.

2. Significância: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

3. Desvio-padrão entre parênteses.

Na tabela 5, os resultados apresentados incluem as variáveis de controle indicadas na subseção 3.1.2. Cada coluna da tabela corresponde à estimação com apenas um controle, indicado no topo de cada uma destas. Para comparação das estimativas, na coluna (1) estão os resultados sem controles, concernentes à coluna (6) da tabela 4.

Na coluna (2), foi adicionada a proporção de mulheres chefe de família. Seu coeficiente foi estatisticamente significativo e com sinal negativo, como esperado. Também observamos redução no coeficiente relacionado à qualidade educação, indicando que parte da importância do desempenho dos alunos no exame é decorrente da estrutura familiar. Adicionalmente, o coeficiente da variável de quantidade

de educação deixou de ser estatisticamente significativo. Se o efeito da estrutura familiar na renda passa pela determinação do nível de escolaridade obtido, é possível que, ao incluir uma variável que a represente, o efeito da quantidade de educação na renda perca significância estatística.

Na coluna (3), a adição do controle de proporção de migrantes de UF no município também apresentou resultado esperado, pois municípios com rendas mais elevadas podem atrair maior quantidade de migrantes (Kennan e Walker, 2011; Golgher, Figueiredo e Santolin, 2011). Além de significância estatística, a estimativa apresentou sinal positivo, mas pouco alterou os coeficientes relacionados à educação. Na coluna (4), a proporção de mulheres apresentou sinal negativo e significância estatística, como se imaginava, além de não influenciar os coeficientes de educação de forma considerável. Por sua vez, os coeficientes das proporções de negros e população urbana não apresentaram significância estatística para as variáveis em nível local, tendo somente o efeito de transbordamento com relevância estatística – colunas (5) e (6), respectivamente –, indicando que municípios cujos vizinhos possuem maior proporção de negros experimentam salários médios mais baixos, enquanto aqueles com vizinhos mais urbanizados possuem salários médios mais elevados.

Fizemos também uma regressão que abrange todos os controles e suas respectivas defasagens espaciais. É a última coluna da tabela 5.<sup>19</sup> Como é possível observar, quando todos os controles são incluídos, a variável que mensura a qualidade da escolaridade (Ideb) deixa de ser significativa; vale notar que a variável de quantidade se mantém significativa. Como já argumentado anteriormente, esses controles influenciam o desempenho dos alunos na escola e quantos anos eles estudam. Portanto, ao incluí-los, o efeito da qualidade da escolaridade na renda acabou sendo captado por essas variáveis. Importante destacar que os efeitos de transbordamento da escolaridade se mantiveram estatisticamente significativos, embora com influência menor no regressando.

TABELA 5  
Resultados das estimações com controles

	Sem controles (1)	prop_ mulherchefe (2)	prop_ mig (3)	prop_mulher (4)	prop_negra (5)	prop_ urbana (6)	Todos os controles (7)
Escolaridade	0,011** (0,005)	0,007 (0,005)	0,010* (0,005)	0,012* (0,005)	0,010* (0,005)	0,010* (0,005)	0,009*** (0,005)
Ideb	0,024*** (0,005)	0,020*** (0,005)	0,022*** (0,005)	0,023*** (0,005)	0,015*** (0,005)	0,024*** (0,005)	0,007 (0,005)
log (cap_res/pea)	-0,004 (0,006)	-0,008 (0,006)	-0,001 (0,006)	-0,005 (0,006)	-0,011* (0,006)	-0,002 (0,006)	-0,006 (0,007)

(Continua)

19. A tabela completa está no apêndice C (tabela C.3).

(Continuação)

	Sem controles (1)	prop_mulherchefe (2)	prop_mig (3)	prop_mulher (4)	prop_negra (5)	prop_urbana (6)	Todos os controles (7)
log (pea)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,013*** (0,002)	0,013*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,017*** (0,002)	0,015*** (0,002)
Controle	-	-0,001*** (0,0003)	-0,182*** (0,045)	-0,172*** (0,018)	-0,024 (0,033)	-0,011 (0,0003)	todos
lag.escolaridade	-0,0004 (0,008)	-0,003 (0,008)	0,000 (0,008)	0,003 (0,008)	0,006 (0,008)	-0,007 (0,009)	0,005*** (0,008)
lag.ideb	0,082*** (0,008)	0,072*** (0,009)	0,071*** (0,008)	0,083*** (0,008)	0,041** (0,009)	0,083** (0,008)	0,022** (0,009)
lag.log (cap_res/pea)	0,035*** (0,010)	0,020* (0,011)	0,043*** (0,010)	0,035*** (0,010)	-0,007 (0,011)	0,020* (0,011)	-0,017 (0,012)
lag.log (pea)	0,019*** (0,004)	0,021*** (0,004)	0,016*** (0,004)	0,016*** (0,004)	0,020*** (0,004)	0,012*** (0,004)	0,01*** (0,004)
lag.controle	-	-0,001** (0,004)	-0,127** (0,057)	-0,197*** (0,044)	-0,261*** (0,039)	0,100*** (0,031)	todos
$\lambda$	0,409*** (0,021)	0,404*** (0,018)	0,374*** (0,019)	0,392*** (0,019)	0,368*** (0,019)	0,407*** (0,018)	0,297*** (0,020)
Constante	6,645*** (0,108)	6,785*** (0,112)	6,708*** (0,106)	6,774*** (0,107)	6,795*** (0,108)	6,674*** (0,108)	7,098*** (0,108)
Observações	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461	5.457
BIC	-3.937,89	-3.943,98	-4.006,47	-4.017,09	-4.020,71	-3.931,81	-4.193,39

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

2. Desvio-padrão entre parênteses.

Por fim, uma tabela análoga à tabela 5 foi incluída no apêndice C (tabela C.2), mas tendo a nota do Saeb como medida de qualidade. O coeficiente do próprio município associado à medida de qualidade não foi significativo em nenhuma das especificações. O coeficiente relacionado à medida de quantidade manteve-se positivo e significativo em todas as especificações. Tais resultados podem acontecer pela interação entre as medidas de quantidade e qualidade quando medida pela Saeb, e uma análise mais aprofundada dessas interações seria importante em estudos futuros. Os efeitos de transbordamento via quantidade e qualidade continuaram relevantes. Em apenas duas especificações, a defasagem espacial da medida de qualidade educacional deixou de ser significativa: na especificação em que o controle *proporção da população urbana* foi incluído e na especificação com todos os controles.

## 5 CONCLUSÃO E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo se propôs a investigar os efeitos da qualidade da educação nos salários dos municípios brasileiros. A partir da derivação de uma função de produção clássica,

utilizamos um modelo para estabelecer a relação entre a renda do trabalho e o capital humano em termos qualitativos e quantitativos.

Sob a hipótese de que a qualidade é parte relevante do impacto da educação nos salários, utilizamos abordagens diferentes das usuais para a estimação dos resultados. Seguindo a estratégia de Bedard e Ferrall (2003), a variável de qualidade da educação foi incluída com medida defasada na tentativa de contornar um possível problema de endogeneidade. No caso deste estudo, foi calculado o efeito do Ideb municipal do 9º ano do ensino fundamental em 2007 sobre o salário médio de pessoas com 24 e 25 anos, em 2017.

Os resultados mostram efeitos relevantes da educação no salário médio municipal, o que indica maior importância da qualidade do ensino, quando medida pelo Ideb, em relação à sua quantidade. Levando-se em consideração somente os efeitos locais, as estimativas indicam impacto médio de pelo menos 1% no salário, ao aumentar a qualidade em um desvio-padrão. Porém, se ampliarmos a análise para os efeitos de transbordamento, a elevação de um desvio-padrão na qualidade educacional nos municípios geraria um aumento médio de 7,4% na renda do trabalho. Assim, os resultados indicam que a qualidade educacional é parte crucial na determinação do salário, podendo ser um instrumento primordial de políticas públicas que tenha aumento de renda e o desenvolvimento econômico como objetivo.

Destacamos que, ao não se considerar os efeitos de transbordamento da qualidade da educação, se subestima o real impacto de melhorias da qualidade educacional no salário. Adicionalmente, uma discussão relevante é a respeito do mecanismo por meio do qual maior qualidade educacional nos municípios vizinhos implica maior renda local. A questão da migração é importante, mas outras hipóteses podem ser formuladas. Será que ações de um município são copiadas por municípios vizinhos? Dinâmica setorial interfere nos resultados da qualidade educacional sobre a renda? Uma indústria forte em determinado município deve criar incentivos não apenas para o próprio município, mas também para seus vizinhos? Entender como se dá esse processo foge do escopo deste artigo, mas trata-se de tema de estudo bastante promissor.

A adição de variáveis de controle ao longo da exploração dos resultados indicou relativa estabilidade dos coeficientes estimados da qualidade educacional, o que revela a robustez dos resultados. No entanto, o uso da nota do Saeb como medida de qualidade educacional não trouxe os mesmos resultados dos obtidos via Ideb como medida de qualidade educacional. Ou seja, os resultados indicam que o Ideb parece capturar melhor a variação da qualidade entre os municípios em relação ao Saeb, possivelmente porque a primeira medida penaliza boas notas que ocorrem em detrimento da reprovação escolar – isto é, quando uma alta taxa

de reprovação melhora o desempenho médio dos alunos que passam para o ano seguinte, o que reflete mais um efeito de composição que de qualidade. Por fim, vale destacar que o trabalho não inclui uma investigação mais detalhada da possível interação entre quantidade e qualidade de escolaridade, o que pode estar por trás da falta de significância do Saeb como medida de qualidade educacional, sendo uma linha de análise para estudos futuros.

## REFERÊNCIAS

- ANSELIN, L.; BERA, A. K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. *In*: ULLAH, A.; GILES, D. E. A. (Ed.). **Handbook of applied economic statistics**. Nova York: Marcel Dekker, 1998. p. 237-290.
- ANSELIN, L. *et al.* Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, v. 26, n. 1, p. 77-104, 1996.
- BEDARD, K.; FERRALL, C. Wage and test score dispersion: some international evidence. **Economics of Education Review**, v. 22, n. 1, p. 31-43, 2003.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Nova York: Cambridge University Press, 2005.
- 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.
- CARD, D.; KRUEGER, A. B. Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 1, p. 1-40, fev. 1992.
- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. The relationship between school performance and future wages in Brazil. **Economia**, v. 15, n. 3, p. 261-274, 2014.
- DE NEGRI, J. A. *et al.* **Mercado formal de trabalho: comparação entre os microdados da Rais e da PNAD**. Brasília: Ipea, nov. 2001. (Texto para Discussão, n. 840).
- FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p. 181-211, nov. 2006.
- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. de A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics Letters**, v. 83, n. 1, p. 29-35, 2004.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557-579, set. 2003.

GOLGHER, A. B.; FIGUEIREDO, L. de; SANTOLIN, R. Migration and economic growth in Brazil: empirical applications based on the solow-swan model. **The Developing Economies**, v. 49, n. 2, p. 148-170, 2011.

HALL, R. E.; JONES, C. I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 1, p. 83-116, fev. 1999.

HANUSHEK, E. A. Interpreting recent research on schooling in developing countries. **The World Bank Research Observer**, v. 10, n. 2, p. 227-246, 1995.

HANUSHEK, E. A.; KIMKO, D. D. Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. **American Economic Review**, v. 90, n. 5, p. 1184-1208, dez. 2000.

HANUSHEK, E. A.; WÖSSMANN, L. **The role of education quality for economic growth**. Washington: World Bank, 2007. (Working Paper, n. 4122).

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

HOFFMANN, R.; KASSOUF, A. L. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. **Applied Economics**, v. 37, n. 11, p. 1303-1311, jun. 2005.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Dicionário de indicadores educacionais: fórmulas de cálculo**. Brasília: Inep/MEC, fev. 2004. Disponível em: <https://www.gov.br/inep/pt-br/centrais-de-conteudo/acervo-linha-editorial/publicacoes-institucionais/estatisticas-e-indicadores-educacionais/dicionario-de-indicadores-educacionais-2013-formulas-de-calculo>. Acesso em: 3 mar. 2024.

KALENKOSKI, C. M.; LACOMBE, D. J. Effects of minimum wages on youth employment: the importance of accounting for spatial correlation. **Journal of Labor Research**, v. 29, n. 4, p. 303-317, dez. 2008.

KASSOUF, A. L. Wage rate estimation using Heckman procedure. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 89-107, abr.-out. 1994.

KENNAN, J.; WALKER, J. R. The effect of expected income on individual migration decisions. **Econometrica**, v. 79, n. 1, p. 211-251, 2011.

LESAGE, J. P. **What regional scientists need to know about spatial econometrics**. San Marcos: Texas State University, jan. 2014.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. Nova York: Chapman and Hall/CRC, 15 jan. 2009.

LYNN, R. *et al.* Differences in intelligence and socio-economic outcomes across the twenty-seven states of Brazil. **Mankind Quarterly**, v. 57, n. 4, p. 519-541, 2017.

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.

MINCER, J. A. **Schooling, earnings and experience**. Nova York: Columbia University Press, 1974.

MINCER, J. A. Economic development, growth of human capital, and the dynamics of the wage structure. **Journal of Economic Growth**, v. 1, n. 1, p. 29-48, mar. 1996.

NAKABASHI, L. O capital humano e o capital emocional. **Rádio USP**, set. 2023. Disponível em: <https://jornal.usp.br/radio-usp/o-capital=-humano-e-o-capital-emocional/#:~:text=O%20capital%20emocional%20%C3%A9%20um,se%20possa%20acumular%20capital%20humano>. Acesso em: 3 mar. 2024.

NAKABASHI, L.; ASSAHIDE, L. Estimando o retorno da escolaridade dos jovens por classe de renda: 1997-2012. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 47, n. 3, p. 137-183, dez. 2017.

NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. Human capital quality in the Brazilian states. **Revista Economia**, Brasília, v. 8, n. 2, p. 211-229, maio-ago. 2007.

NAKABASHI, L.; PEREIRA, A. E. G.; SACHSIDA, A. Institutions and growth: a developing country case study. **Journal of Economic Studies**, v. 40, n. 5, p. 614-634, out. 2013.

NELSON, R. R.; PHELPS, E. S. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. **The American Economic Review**, v. 56, n. 1-2, p. 69-75, 1º mar. 1966.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Equity and quality in education: supporting disadvantaged students and schools**. Paris: OECD, 9 fev. 2012. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264130852-en>.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Programme for International Student Assessment (Pisa): results from Pisa 2015 – Brasil**. Paris: OECD, 2016.

PRITCHETT, L. Where has all the education gone? **The World Bank Economic Review**, v. 15, n. 3, p. 367-391, 2001.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Returns to investment in education: a further update. **Education Economics**, v. 12, n. 2, p. 111-134, 2004.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 349-365, jul.-set. 2006.

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

SARAIVA, M. V.; SILVA, C. E. L.; FRANÇA, M. T. A. Capital humano nas regiões do Brasil: quantidade ou qualidade? **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 1, p. 111-132, 2017.

SCORZAFAVE, L. G.; SOARES, M. K.; DORIGAN, T. A. Vale a pena pagar para desarmar? Uma avaliação do impacto da campanha de entrega voluntária de armas sobre as mortes com armas de fogo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 3, p. 475-497, jul.-set. 2015.

SEN, A. Poor, relatively speaking. **Oxford Economic Papers**, v. 35, n. 2, p. 153-169, jul. 1983.

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 2001-2012. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 3, p. 579-608, 2016.

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

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 137-165, mar. 2012.

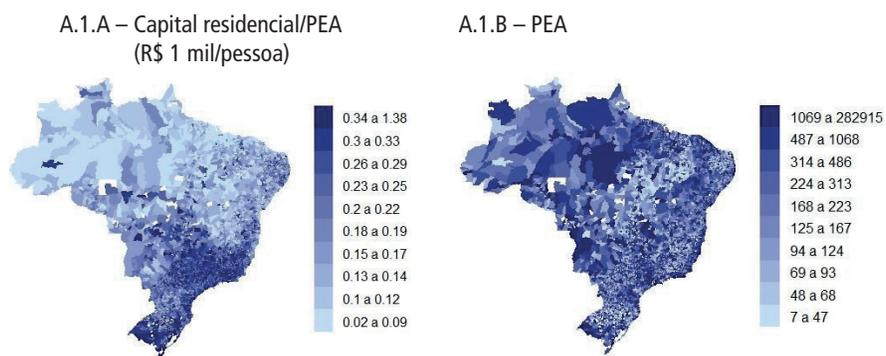
VEGA, S. H.; ELHORST, J. P. The SLX model. **Journal of Regional Science**, v. 55, n. 3, p. 339-363, jun. 2015.

#### **BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. de A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics Letters**, v. 83, n. 1, p. 29-35, 2004.

## APÊNDICE A

FIGURA A.1  
**Distribuição espacial das variáveis capital residencial por trabalhador e PEA: 24 a 25 anos**



Fontes: Capital Residencial Total 2000 do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e Censo Demográfico 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. PEA – população economicamente ativa.

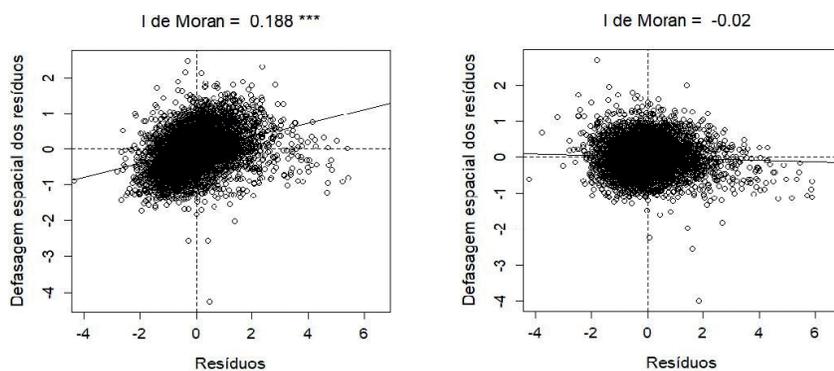
2. As áreas sem preenchimento pertencem aos municípios retirados da amostra.

## APÊNDICE B

FIGURA B.1  
I de Moran para os resíduos das estimações

B.1.A – MQO

B.1.B – SDEM



Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significância: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

2. MQO – mínimos quadrados ordinários; e SDEM – modelo Durbin de erro.

## APÊNDICE C

TABELA C.1  
Resultados das estimações com Saeb

	MQO			SDEM		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Escolaridade	0,084*** (0,005)	-	0,064*** (0,005)	0,024*** (0,005)	-	0,022** (0,005)
Saeb	-	0,079*** (0,005)	0,057*** (0,005)	-	0,011* (0,006)	0,005 (0,006)
log (cap_res/pea)	0,064*** (0,005)	0,071*** (0,004)	0,053*** (0,005)	0,004 (0,006)	0,006 (0,006)	-0,002 (0,006)
log (pea)	0,014*** (0,001)	0,025*** (0,001)	0,019*** (0,001)	0,013*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,014*** (0,002)
lag.escolaridade	-	-	-	0,045*** (0,008)	-	0,054*** (0,009)
lag.nota	-	-	-	-	0,056*** (0,010)	0,031*** (0,009) (0,009)
lag.log (cap_res/ pea)	-	-	-	0,079*** (0,010)	0,066*** (0,011)	0,073*** (0,008)
lag.log (pea)	-	-	-	0,014*** (0,004)	0,017*** (0,004)	0,014*** (0,004)
$\lambda$	-	-	-	0,473*** (0,017)	0,488*** (0,017)	0,458*** (0,017)
Constante	6,363*** (0,063)	6,900*** (0,033)	6,275*** (0,063)	6,479*** (0,111)	6,909*** (0,066)	6,677*** (0,135)
Observações	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Colunas (1) e (4) – modelo sem a variável *nota*; colunas (2) e (5) – modelo sem a variável *escolaridade*; e colunas (3) e (6) – modelo completo.2. Significância: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

3. Desvio-padrão entre parênteses.

4. Saeb – Sistema de Avaliação da Educação Básica; MQO – mínimos quadrados ordinários; e SDEM – modelo Durbin de erro.

TABELA C.2  
Resultados das estimações com Saeb com controles

	Sem controles (1)	prop_ mulherchefe (2)	prop_mig (3)	prop_mulher (4)	prop_negra (5)	prop_urbana (6)	Todos os controles (7)
Escolaridade	0,022** (0,005)	0,014** (0,005)	0,019*** (0,005)	0,014*** (0,005)	0,016*** (0,005)	0,021*** (0,005)	0,011*** (0,005)
Saeb	0,005 (0,006)	0,004 (0,006)	0,008 (0,006)	0,004 (0,006)	-0,003 (0,006)	0,008 (0,006)	-0,004 (0,006)
log (cap_res/pea)	-0,002 (0,006)	-0,007 (0,006)	0,003 (0,006)	-0,007 (0,006)	-0,009 (0,006)	0,004 (0,007)	-0,005 (0,007)
log (pea)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,015*** (0,002)
Controle	-	-0,002*** (0)	0,2*** (0,045)	-0,002*** (0)	-0,007*** (0,034)	-0,026*** (0,016)	Todos
lag.escolaridade	0,054*** (0,009)	0,019** (0,009)	0,024*** (0,009)	0,019*** (0,009)	0,029*** (0,008)	0,024*** (0,009)	0,011*** (0,008)
lag.Saeb	0,031*** (0,009)	0,026** (0,011)	0,04*** (0,011)	0,026*** (0,011)	-0,009 (0,011)	0,037*** (0,011)	0,008 (0,01)
lag.log (cap_res/pea)	0,073*** (0,008)	0,026** (0,012)	0,064*** (0,011)	0,026*** (0,012)	-0,002*** (0,011)	0,046*** (0,012)	-0,019 (0,012)
lag.log (pea)	0,014*** (0,004)	0,019*** (0,004)	0,012*** (0,004)	0,019*** (0,004)	0,019*** (0,004)	0,007*** (0,005)	0,01** (0,004)
lag.controle	-	-0,003*** (0,001)	0,197*** (0,058)	-0,003*** (0,001)	-0,335*** (0,038)	0,108*** (0,033)	Todos
$\lambda$	0,458*** (0,017)	0,442*** (0,018)	0,415*** (0,018)	0,442*** (0,018)	0,382*** (0,018)	0,465*** (0,017)	0,299*** (0,019)
Constante	6,677*** (0,135)	6,719*** (0,117)	6,493*** (0,109)	6,719*** (0,117)	6,792*** (0,112)	6,445*** (0,112)	7,109*** (0,11)
Observações	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457	5.457
BIC	-3.975,22	-3.837,83	-3.886,08	-3.868,06	-3.975,22	-3.778,48	-4.174,70

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. BIC – critério de informação bayesiano.

2. Significância: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

3. Desvio-padrão entre parênteses.

TABELA C.3  
Resultados das estimações com todos os controles

	Ideb (1)	Saeb (2)
Escolaridade	0,009*** (0,005)	0,011*** (0,005)
Ideb	0,007 (0,005)	-
Saeb	-	-0,004 (0,006)
log (cap_res/pea)	-0,006 (0,007)	-0,005 (0,007)
log (pea)	0,015*** (0,002)	0,015*** (0,002)
prop_mulherchefe	-0,001*** (0)	-0,001*** (0)
prop_mig	0,192*** (0,046)	0,198*** (0,047)
prop_mulher	-0,169*** (0,018)	-0,172*** (0,018)
prop_negra	-0,01*** (0,034)	-0,017*** (0,034)
prop_urbana	-0,044*** (0,016)	-0,044*** (0,016)
lag.escolaridade	0,005*** (0,008)	0,011*** (0,008)
lag.Ideb	0,022** (0,009)	-
lag.Saeb	-	0,008 (0,01)
lag.log (cap_res/pea)	-0,017 (0,012)	-0,019 (0,012)
lag.log (pea)	0,01*** (0,004)	0,01** (0,004)
prop_mulherchefe	0,001 (0,001)	0 (0,001)
prop_mig	0,089*** (0,057)	0,104* (0,057)
prop_mulher	-0,181*** (0,044)	-0,181** (0,045)
prop_negra	-0,294*** (0,039)	-0,323*** (0,039)
prop_urbana	0,076** (0,031)	0,08*** (0,031)
$\lambda$	0,297*** (0,020)	0,299*** (0,019)
Constante	7,098*** (0,108)	7,109*** (0,11)
Observações	5.457	5.457
BIC	-4.193,39	-4.174,70

Fontes: IBGE, Ipea, Rais/MTE e Inep/MEC.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Ideb – Índice de Desenvolvimento da Educação Básica.

2. Significância: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; e \*\*\*  $p < 0,01$ .

3. Desvio-padrão entre parênteses.

## APÊNDICE D

## MODELO TEÓRICO

Neste estudo, estimamos a influência da qualidade da educação recebida pelos alunos sobre o salário em um momento futuro. Ferreira, Issler e Pessoa (2004) encontraram evidências de que a especificação minceriana é a mais apropriada para dados macroeconômicos, em contraponto ao modelo de Mankiw, Romer e Weil (1992). Assim, utilizaremos uma função de produção minceriana que parte de uma função de produção Harrod-Neutral (Mincer, 1974; Hall e Jones, 1999):

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i H_i)^\beta, \quad (\text{D.1})$$

em que  $Y$  é o produto;  $K$ , o estoque de capital físico;  $A$ , a produtividade; e  $H$ , o estoque de capital humano.  $\alpha$  e  $\beta$  são as participações do capital físico e do trabalho na renda, respectivamente. Definindo-se o capital humano total em termos do trabalho ( $L$ ) e do capital humano médio ( $h$ ), temos:

$$H_i = h_i L_i, \quad (\text{D.2})$$

Substituindo-se (D.2) em (D.1):

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i h_i L_i)^\beta. \quad (\text{D.3})$$

No modelo minceriano, o capital humano médio,  $h$ , é introduzido de forma exponencial e é representado pelo nível de escolaridade. Baseando-se na especificação proposta por Hanushek e Wössmann (2008), define-se  $h$  como a multiplicação dos componentes de quantidade e qualidade da escolaridade, obtendo:

$$h_i = \exp(\varphi_e E_i) \exp(\varphi_q Q_i) = \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i), \quad (\text{D.4})$$

em que  $E$  representa os anos de estudo;  $Q$  é uma medida de qualidade da escolaridade recebida; e  $\varphi_e$  e  $\varphi_q$  são seus respectivos efeitos na formação do capital humano. Assim, o termo  $\exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i)$  pode ser interpretado como o diferencial do capital humano de um trabalhador com capital humano  $h$  e o trabalhador sem instrução.

Retomando-se a equação (D.3) e derivando-a em relação a  $L$ , tem-se a produtividade marginal do trabalho, que corresponde ao salário ( $W$ ) em um cenário de concorrência perfeita e ausência de externalidades:

$$\frac{\partial Y_i}{\partial L_i} = PMg_{L_i} = \beta K_i^\alpha (A_i h_i L_i)^{\beta-1} L_i^{-1} = W_i. \quad (\text{D.5})$$

Multiplicando-se (D.5) por  $L/Y$ , obtém-se, então, a participação da renda do trabalho na produção total. Como  $Y = K^\alpha (AhL)^\beta$ , tem-se que:

$$W_i \cdot \frac{L_i}{Y_i} = \frac{\beta K_i^\alpha (A_i h_i L_i)^\beta}{L_i} \cdot \frac{L_i}{K_i^\alpha (A_i h_i L_i)^\beta} = \beta, \quad (\text{D.6})$$

ou então:

$$Y_i = \frac{W_i L_i}{\beta}. \quad (\text{D.7})$$

Portanto, sob as hipóteses de  $\beta$  constante e do produto marginal do trabalho igual ao salário, a parcela da renda destinada ao trabalho possui relação constante com o produto. Assim, medir  $Y$  pela renda do trabalho é uma aproximação razoável, como feito neste estudo.

Assumindo-se  $A_i = A_{i0} \exp(g \cdot t)$  – ou seja, que a tecnologia possui taxa de crescimento constante  $g$  – e substituindo-se (D.4) em (D.3):

$$Y_i = K_i^\alpha (A_{i0} \exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i)^\beta. \quad (\text{D.8})$$

Substituindo-se (D.7) em (D.8), tem-se que:

$$\frac{W_i \cdot L_i}{\beta} = K_i^\alpha (A_{i0} \exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i), \quad (\text{D.9})$$

$$W_i \cdot L_i = \beta K_i^\alpha (\exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i), \quad (\text{D.10})$$

em que  $A = \beta A_{i0}^\beta$ .

Definindo-se (D.10) em termos por trabalhador e manipulando-se algebricamente a equação, tem-se que:

$$W_i = \frac{\beta K_i^\alpha (\exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i)^\beta}{L_i}, \quad (\text{D.11})$$

$$W_i = A \cdot \frac{K_i^\alpha}{L_i^\alpha} \cdot \frac{(\exp(g \cdot t) \exp(\varphi_e E_i + \varphi_q Q_i) L_i)^\beta}{L_i^{1-\alpha}}. \quad (\text{D.12})$$

Sendo  $k_i = K_i/L_i$  o estoque de capital por trabalhador, e aplicando-se o logaritmo natural em (D.12), chega-se à seguinte equação:

$$\ln W_i = \ln A + \alpha \ln k_i + \beta(g \cdot t) + \beta \varphi_e E_i + \beta \varphi_q Q_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i. \quad (\text{D.13})$$

Por fim, se definirmos  $\ln A = a + \varepsilon_p$  uma constante de tecnologia  $a$  somada a um choque específico de cada localidade  $\varepsilon_i$  (Mankiw, Romer e Weil, 1992), temos a equação base para estimação:

$$\ln W_i = a + \alpha \ln k_i + \beta(g \cdot t) + \beta \varphi_e E_i + \beta \varphi_q Q_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i + \varepsilon_i. \quad (\text{D.14})$$

A equação (D.14) é resultante da derivação de função agregada, dando base para o exercício com dados agregados. Esta representa a relação entre os salários e a formação de capital humano, por aspectos quantitativos e qualitativos, sendo o capital humano representado em nível na equação de produção, permitindo que sua elasticidade varie entre unidades e ao longo do tempo (Ferreira, Issler e Pessoa, 2004). Como o trabalho foi feito com dados em corte transversal, podemos estabelecer um valor arbitrário para  $t$ . Escolhendo-se  $t = 0$ , o termo  $\beta(g \cdot t)$  será igual a 0. Portanto, a equação (A14) pode ser representada como:

$$\ln W_i = a + \beta\varphi_e E_i + \beta\varphi_q Q_i + \alpha \ln k_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i + \varepsilon_i. \quad (\text{D.15})$$

Assim, a variação da elasticidade será apenas entre municípios, o que é importante para o estudo, uma vez que se imagina que existem diferenças no efeito da educação no salário entre municípios no Brasil.

## REFERÊNCIAS

- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. de A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics Letters**, v. 83, n. 1, p. 29-35, 2004.
- HALL, R. E.; JONES, C. I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 114, n. 1, p. 83-116, fev. 1999.
- HANUSHEK, E. A.; WÖSSMANN, L. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 3, p. 607-668, set. 2008.
- 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.
- MINCER, J. A. **Schooling, earnings and experience**. Nova York: Columbia University Press, 1974.

Originais submetidos em: abr. 2020.

Última versão recebida em: jul. 2022.

Aprovada em: jul. 2022.