UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DE
RIBEIRÃO PRETO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA – ÁREA: ECONOMIA
APLICADA

GABRIEL ORTIZ CETRA

Qualidade da educação e salários nos municípios brasileiros

ORIENTADOR: PROF. DR. LUCIANO NAKABASHI

RIBEIRÃO PRETO

2020

Prof. Dr. Vahan Agopyan
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. André Lucirton Costa
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kanneybley Jr.
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Sérgio Naruhiko Sakurai
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada

GABRIEL ORTIZ CETRA

Qualidade da educação e salários nos municípios brasileiros

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Versão Corrigida. A versão original encontra-se disponível na FEA-RP/USP

ORIENTADOR: PROF. DR. LUCIANO NAKABASHI

RIBEIRÃO PRETO

2020

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Cetra, Gabriel Ortiz

Qualidade da educação e salários nos municípios brasileiros. Ribeirão Preto, 2020. 40 p. : il.

Dissertação de Mestrado, apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto/Universidade de São Paulo. Área: Economia Aplicada. Orientador: Prof. Dr. Luciano Nakabashi

1. Educação 2. Qualidade 3. Salários I. Orientador: Prof. Dr. Luciano Nakabashi. II. Universidade De São Paulo - Campus Ribeirão Preto. III. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. IV. Qualidade da educação e salários nos municípios brasileiros.

CDU

Resumo

CETRA, G. O. **Qualidade da educação e salários nos municípios brasileiros** 2019. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2019.

A literatura sugere que o capital humano tem relação positiva com a renda, de forma que aumentar a escolaridade da população é uma estratégia indispensável para o desenvolvimento econômico. O presente estudo analisou a relação entre a qualidade da escolaridade e o nível da renda do trabalho nos municípios brasileiros, sob a luz das habilidades cognitivas e econometria espacial. Utilizando o Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) e o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) 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, indicando a necessidade de políticas públicas nesse sentido para promover o desenvolvimento econômico.

Palavras-chaves: educação; qualidade; salários.

Abstract

CETRA, G. O. **Education quality and wages in Brazilian municipalities** 2019. Dissertation (Master Degree) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2019.

The literature suggests that human capital has a positive effect on income, so increasing the schooling of the population is a necessary strategy for economic development. The present study has analyzed the relationship between the quality of schooling and the average labor's income across the Brazilian municipalities, considering the cognitive abilities and spatial econometrics. Using the Basic Education Assessment System (Saeb) and the Basic Education Development Index (Ideb) as measures of educational quality, the estimates indicate a consistent importance of educational quality on wages and a relevant spatial effect, indicating the need for public policies in this direction to promote economic development.

Key-words: education; quality; wage.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Distribuição espacial das variáveis renda do trabalho, escolaridade e IDEB	24
Figura 2 – I de Moran local para salário, escolaridade e IDEB	25
Figura 3 – I de Moran para os resíduos das estimações	27
Figura 4 – Distribuição espacial das variáveis capital residencial por trabalhador e população economicamente ativa (24 a 25 anos)	40

Lista de tabelas

Tabela 1	– Estatísticas descritivas	21
Tabela 2	– Estatísticas globais I de Moran	24
Tabela 3	– Diagnóstico de autocorrelação espacial - Multiplicador de Lagrange . .	26
Tabela 4	– Resultados das estimações	30
Tabela 5	– Resultados das estimações com adição de controles	32

Sumário

	Sumário	8
1	Introdução	9
2	Revisão de literatura	12
3	Referencial teórico	15
4	Metodologia	18
4.1	Estratégia de estimação e fontes de dados	18
4.1.1	Variáveis principais	18
4.1.2	Variáveis adicionais de controle de viés	20
4.2	Métodos econométricos espaciais	21
4.2.1	Análise exploratória de dados espaciais	23
5	Resultados e discussão	27
6	Conclusão e considerações finais	34
	 REFERÊNCIAS	 35
	 ANEXOS	 39

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, de forma que olhar para a provisão e distribuição de tais capacidades é importante para políticas públicas que visam o 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 a 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 melhora na produtividade do trabalho e pela influência na criação e difusão de tecnologia, de forma que aumentar a escolaridade da população é uma estratégia indispensável para o desenvolvimento econômico (CANGUSSU; SALVATO; NAKABASHI, 2010; HANUSHEK; 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 esta 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 (OECD), 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 e, em matemática, de 377 pontos, enquanto as médias de países membros da OECD foram de 493 e 490, respectivamente (OECD, 2016).

Segundo dados do INEP/MEC (2018)¹, 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 Saeb² 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 Secretaria de Educação Básica do Ministério da Educação. Na conclusão do ensino

¹ Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, vinculado ao Ministério da Educação

² Sistema de Avaliação da Educação Básica, 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.

médio, o resultado é ainda mais alarmante, indicando nível 2 de proficiência nas disciplinas.

De acordo com a [OECD \(2012\)](#), menor desenvolvimento das habilidades cognitivas, medida pela 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, sendo que 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.

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, mas tal influência deve ocorrer por meio das habilidades cognitivas adquiridas pelos indivíduos, pois passar mais anos no sistema de ensino só será produtivo se houver aumento das habilidades cognitivas ([HANUSHEK; WÖSSMANN, 2008](#)). Assim, não deveria haver uma escolha entre promoção de acesso ou de qualidade educacional, uma vez que a qualidade também pode ser um fator importante na determinação da quantidade a se obter de educação ([HANUSHEK, 1995](#)).

O presente trabalho pretende analisar a relação entre a qualidade da escolaridade e o nível de renda do trabalho nos municípios brasileiros, também sob a luz das habilidades cognitivas adquiridas pelos indivíduos. A partir de uma equação minceriana, a ser detalhada na seção de metodologia, foi estimado o efeito da qualidade educacional no salário médio municipal de trabalhadores do setor formal com 9 anos ou mais de escolaridade, considerando os efeitos espaciais nos métodos de estimação.

Na tentativa de endereçar problemas de endogeneidade, o estudo utiliza uma medida defasada da qualidade da escolaridade na equação 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 se espera 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 possível endogeneidade das variáveis. A abordagem também traz o acompanhamento temporal de forma agregada que, no nível do indivíduo, é comum em estudos sobre efeitos da educação na renda que estudos. A importância de fazer essa análise com dados macroeconômicos é verificar se os resultados encontrados em estudos microeconômicos se mantêm, ou se os efeitos são maiores ou menores. Tais discrepâncias poderiam ocorrer por efeitos de *spillovers* na acumulação de capital humano, por exemplo. Tal 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 eles o Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) e o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb). Além da contribuição pelas estratégias metodológicas adotadas, espera-se contribuir na compreensão dos efeitos 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 indireto, 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 os efeitos da qualidade e quantidade, um aumento de um desvio padrão em ambas características da escolaridade seria de 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 indiretos para a qualidade, mas não para a quantidade, resultados que indicam a importância de coordenação regional nas políticas públicas municipais voltadas à melhora 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 zero, enquanto os indiretos 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 um acréscimo de 4,6% no salário médio (1,7% de efeito direto e 2,9 de indireto). Dessa forma, a melhora 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 do 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, indicando a relevante interação entre essas duas características da escolaridade. Os resultados indicam que o Ideb captura melhor a qualidade em relação ao Saeb, pois além da variação no efeito da quantidade de acordo com a variável utilizada para capturar a qualidade da escolaridade, a primeira medida (Ideb) penaliza a aprovação dos alunos sem que haja qualidade na educação recebida.

Além da presente introdução, o presente estudo está organizado em mais 5 seções: revisão de literatura; referencial teórico; 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 trabalho, o capital humano é central nas teorias de crescimento. Ambas 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 destacam-se 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 \(1990\)](#) a) 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 se basearam no modelo de [Solow \(1956\)](#) para incluir a variável capital humano diretamente na função de produção. Adicionalmente, argumentam que o capital humano é correlacionado com o investimento em capital físico, de forma que a sua exclusão levaria à sobrevalorização da influência deste na renda per capita. Os autores encontraram 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 \(1996\)](#) ressaltou 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 neste fator de produção. O autor apontou o crescimento da renda, a urbanização, a transição demográfica e a participação da mulher no mercado de trabalho não só como consequências, mas também como explicações para o investimento em capital humano.

No entanto, a generalização da relação positiva entre escolaridade, como representante do capital humano, e desenvolvimento econômico deve ser tratada com cautela. [Pritchett \(2001\)](#) observou considerável heterogeneidade entre países quando se considera o efeito da educação no crescimento econômico, em alguns casos chegando 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 o autor, as diferenças na qualidade educacional entre os países podem ter influência na efetiva transmissão de conhecimento e habilidades, gerando distintos retornos salariais à educação e, consequentemente, afetando o processo de crescimento e desenvolvimento econômico.

Nesse contexto, medir a qualidade de capital humano é relevante para entender o processo de crescimento da renda. [Card e Krueger \(1992\)](#) utilizaram 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 em maiores retornos salariais por ano adicional de escolaridade. Já [Hanushek e Wössmann \(2008\)](#) argumentaram a favor da utilização de habilidades cognitivas como medida de qualidade do capital humano. Os autores sugeriram que a desconsideração de variáveis relacionadas à qualidade da educação, como a habilidade cognitiva, pode subestimar a magnitude das diferenças educacionais entre os países e, portanto, enviesando seu efeito sobre a renda. Os autores encontraram evidências de que habilidade cognitiva 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 utilizaram habilidades cognitivas para medir a qualidade do capital humano, argumentando que, por simples razões de investimento, não se espera que variáveis como anos de escolaridade cresça 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 indicaram que o aumento de um desvio padrão na qualidade da força de trabalho eleva em até 1,4 pontos percentuais o crescimento da renda anual per capita. Ao incluir, simultaneamente, medidas de quantidade e qualidade do capital humano, os autores observaram que a variável de quantidade tem seu coeficiente drasticamente diminuído, indicando que a qualidade tem maior impacto potencial no crescimento econômico e que a quantidade captura, de forma indireta, os efeitos da qualidade.

A dificuldade de encontrar uma *proxy* que capture a multidimensionalidade da qualidade do capital humano é destacada por [Saraiva et al. \(2017\)](#), uando 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) estimaram os efeitos diretos do capital humano no desempenho econômico dos estados brasileiros, construindo um índice com aspectos qualitativos e quantitativos. Para qualidade, utilizaram 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. As estimações indicaram que um aumento de 1% da escolaridade acresceria em 0,28% o crescimento da renda média por trabalhador, mantendo a qualidade constante. Já um aumento de 1% do índice de qualidade, acresceria o crescimento da renda por trabalhador em 0,15%. Apesar de magnitudes menores do 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 de capital humano e a renda também no Brasil, pode-se 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 per capita do domicílio. Além disso, por uma análise de componentes principais, os autores mostraram que há forte correlação entre mortalidade infantil, água, pobreza e fertilidade com a nota do obtida no exame.

Curi e Menezes-Filho (2014) também exploraram a relação entre habilidades cognitivas e indicadores econômicos. A partir de um pseudo-painel com dados do Saeb, da PNAD³ de 1982 e 1995 e do Censo Demográfico de 2000, buscaram quantificar o impacto das notas em matemática no Saeb de 1995 sobre os salários em 2000. Ao agrupar os indivíduos por ano de nascimento, Unidade da Federação de residência, raça e gênero, as estimações indicaram que um aumento de 10% na proficiência dos alunos em matemática geraria acréscimo de 3% no salário quando adultos.

Com base na literatura apresentada nesta seção, pretende-se examinar a relação entre os salários nos municípios brasileiros e as habilidades cognitivas, sendo estas utilizadas como representação da qualidade da escolaridade. A próxima seção trata do referencial teórico para a hipótese a ser testada nas estimações.

³ Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

3 Referencial teórico

No presente estudo, pretende-se estimar a influência da qualidade da educação recebida pelos alunos sobre o salário em um momento futuro. [Ferreira, Issler e Pessôa \(2004\)](#) 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; JONES, 1999](#)):

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i H_i)^\beta \quad (1)$$

Em que, Y é o produto, K o estoque de capital físico, A a produtividade e H o estoque de capital humano. α e β são as participações do capital físico e do trabalho na renda, respectivamente. Definindo o capital humano total em termos do trabalho (L) e do capital humano médio (h), temos:

$$H_i = h_i L_i \quad (2)$$

Substituindo (2) em (1):

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i h_i L_i)^\beta \quad (3)$$

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 de qualidade da escolaridade, obtendo:

$$h_i = \exp(\phi_e E_i) \exp(\phi_q Q_i) = \exp(\phi_e E_i + \phi_q Q_i) \quad (4)$$

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

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

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

Multiplicando (5) por L/Y obtemos, então, a participação da renda do trabalho na produção total. Como $Y = K^\alpha (AhL)^\beta$, temos:

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

Ou então:

$$Y_i = \frac{W_i \cdot L_i}{\beta} \quad (7)$$

Portanto, sob as hipóteses de β 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 será feito neste estudo.

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

$$Y_i = K_i^\alpha (A_{i0} \exp(g \cdot t) \exp(\phi_e E_i + \phi_q Q_i) L_i)^\beta \quad (8)$$

Substituindo (7) em (8), temos

$$\frac{W_i \cdot L_i}{\beta} = K_i^\alpha (A_{i0} \exp(g \cdot t) \exp(\phi_e E_i + \phi_q Q_i) L_i)^\beta \quad (9)$$

$$W_i \cdot L_i = A K_i^\alpha (\exp(g \cdot t) \exp(\phi_e E_i + \phi_q Q_i) L_i)^\beta \quad (10)$$

Onde $A = \beta A_{i0}^\beta$.

Definindo (10) em termos por trabalhador e manipulando algebricamente a equação, temos:

$$W_i = \frac{A K_i^\alpha (\exp(g \cdot t) \exp(\phi_e E_i + \phi_q Q_i) L_i)^\beta}{L_i} \quad (11)$$

$$W_i = A \cdot \frac{K_i^\alpha}{L_i^\alpha} \cdot \frac{(\exp(g \cdot t) \exp(\phi_e E_i + \phi_q Q_i))^\beta \cdot L_i^\beta}{L_i^{1-\alpha}} \quad (12)$$

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

$$\ln W_i = \ln A + \alpha \ln k_i + \beta(g \cdot t) + \beta\phi_e E_i + \beta\phi_q Q_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i \quad (13)$$

Por fim, se definirmos $\ln A = a + \varepsilon_i$, uma constante de tecnologia a somada a um choque específico de cada localidade ε_i (MANKIW; ROMER; WEIL, 1992), temos a equação base para estimação:

$$\ln W_i = a + \alpha \ln k_i + \beta(g \cdot t) + \beta\phi_e E_i + \beta\phi_q Q_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

A equação (14) é resultante da derivação de uma função agregada, dando base para o exercício com dados agregados. Ela 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; PESSÔA, 2004). Como o trabalho foi feito com dados em corte transversal, podemos estabelecer um valor arbitrário para t . Escolhendo $t = 0$, o termo $\beta(g \cdot t)$ será igual a zero. Portanto, a equação (14) pode ser representada como:

$$\ln W_i = a + \beta\phi_e E_i + \beta\phi_q Q_i + \alpha \ln k_i + (\alpha + \beta - 1) \ln L_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

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.

4 Metodologia

4.1 Estratégia de estimação e fontes de dados

A equação (15), derivada na seção anterior, foi utilizada como base para as estimações do estudo. Porém, não foi tratada como uma equação final, pois outras variáveis foram utilizadas para testar a robustez dos resultados. Na análise, também está a comparação entre estimações por Mínimos Quadrados Ordinários e estimações que consideram uma possível correlação espacial entre as variáveis.

4.1.1 Variáveis principais

A variável dependente da equação estimada é a renda do trabalho, tendo como fonte a Relação Anual de Informações Sociais de 2017 (RAIS/MTE, 2017). A RAIS é composta por dados de empregados formais, cujas informações são obrigatoriamente declaradas por todas as organizações legais empregadoras do país. Mesmo não cobrindo de forma homogênea todos os setores econômicos e Unidades de Federação, para a variável de rendimento utilizada neste estudo, a dispersão em torno da média é similar à encontrada nos dados da PNAD, alegando a qualidade das informações da RAIS (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 (PNAD, 2017).

Como medida da qualidade educacional, utilizou-se o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) e o Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) para o 9o ano do ensino fundamental do município. O Ideb é uma combinação de informações de desempenho, de acordo com a proficiência média em testes padronizados de português e matemática, e da taxa média de aprovação (INEP/MEC, 2004). O cálculo do Ideb é feito pela multiplicação entre a proficiência padronizada dos alunos (Saeb) e a proporção de aprovados na etapa avaliada. Supõe-se que a qualidade do aprendizado seja captada pelo Ideb e Saeb, 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, bastante comum no Brasil, uma vez que a administração do ensino fundamental é papel de estados e municípios.

Já para a quantidade, a variável utilizada foi construída com base no nível de instrução para adultos empregados coletada nos microdados do IBGE (2010). Originalmente uma variável categórica, foi transformada em anos de escolaridade com

base nas definições do INEP, de forma a facilitar a interpretação dos coeficientes⁴. Assim, foi feita a hipótese de que o nível médio de instrução em cada município se manteve constante entre 2010 e 2017. Adicionalmente, foi necessária a hipótese de que não houve um processo relevante de migração entre os municípios no período de 2007 a 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, possíveis origens ou destinos migratórios.

A (RAIS/MTE, 2017) também fornece informação sobre o nível de instrução dos trabalhadores registrados. Porém, segundo Negri et al. (2001), parece existir diferença significativa entre tais dados e a mesma informação coletada pela PNAD. 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, pode ser produto, e não causa, 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 utilizou-se o IDEB municipal para alunos do 9º ano em 2007⁵, quando tinham entre 14 e 15 anos (INEP/MEC, 2004), 10 anos antes da variável de renda. Já o cálculo do nível de instrução foi restrito a adultos empregados com 24 e 25 anos.

Outro possível problema da utilização do Ideb, neste 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 10 anos à frente não é totalmente correta. Assim, a estimação foi feita utilizando 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 o Ideb utilizado corresponde 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 este nível de escolaridade.

Completando a equação (15), foram utilizadas como *proxy* de capital físico e trabalho a quantidade de capital residencial (*cap_res*), retirado do IPEA (2000), e a população economicamente ativa com 24 e 25 anos (*pea*) também do IBGE (2010), respectivamente. Os dados de capital residencial foram utilizados pela falta de outras variáveis que mensuram o capita produtivo, assim como em Nakabashi, Pereira e Sachsida

⁴ 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; ensino superior = 16.

⁵ A escolha pelo ano de 2007 se dá pelo fato de ser a primeira aplicação com publicação de microdados de caráter censitário.

(2013). Reescrevendo a equação (15) de acordo com a estratégia descrita acima, temos:

$$\ln renda_{i2017} = a + \delta_1 \cdot escolaridade_{i2010} + \delta_2 \cdot ideb_{i2007} + X_i \gamma + \varepsilon_i \quad (16)$$

Onde i é o indicador do município, $renda_{2017}$ é a renda média do trabalho municipal em 2017 (W na equação (15)), $escolaridade$ é a média municipal de anos de escolaridade e $ideb_{2007}$ é o índice de qualidade municipal do ensino em 2007 (E e Q na equação (15), respectivamente). δ_1 e δ_2 são os parâmetros de interesse associados às variáveis que mensuram os dois aspectos do capital humano, resultado da combinação de β com ϕ_e e ϕ_q , respectivamente, na equação (15). Na matriz X estão incluídas as variáveis que medem os estoques de capital físico e trabalho, γ é o vetor de parâmetros associado a X . ε é o termo de erro e a é a constante do modelo como em (15)

4.1.2 Variáveis adicionais de controle de viés

Foram adicionadas variáveis de controle com o intuito de avaliar a robustez das estimações, considerando 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 IBGE (2010) foi utilizada como indicativo da desestruturação familiar média no município (SCORZAFIVE; SOARES; 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 unidade de federação e residentes no município ($prop_mig$), retirada do IBGE (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 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 Neto (2016), Suliano e Siqueira (2012), Resende e Wyllie (2006), Hoffmann e Kassouf* (2005) e Kassouf (1994). Assim, foram incluídas estimções com a proporção municipal de mulheres ($prop_mulher$), negros ($prop_negra$) e população urbana ($prop_urbana$) como forma de controlar para o diferencial salarial destes grupos no mercado de trabalho. Tais proporções foram retiradas do IBGE (2010).

Como indicado anteriormente, o Ideb inclui uma variável de fluxo em seu cálculo, deixando de ser uma caracterização pura do desempenho escolar. Como forma de validar as estimações com o índice, todas as estimações foram repetidas utilizando somente a nota obtida no Saeb por alunos em idade correta no 9º ano em 2007 (*nota*). A amostra final para as estimações é composta pelos municípios com disponibilidade de dados para todas as variáveis utilizadas, totalizando 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	Mín.	Máx.	Desv. Padrão.
<i>renda</i>	1.461,44	1.426,46	131,52	3.652,26	297,86
<i>escolaridade</i>	11,36	11,34	9,28	14,19	0,53
<i>ideb</i>	3,54	3,54	1,50	6,11	0,70
<i>pea</i>	746,77	166,78	7,19	282.914,90	5.112,47
<i>log(pea)</i>	5,28	5,12	1,97	12,55	1,29
<i>cap_res</i>	224,79	28,28	0,91	156.891,70	2.703,89
<i>cap_res/pea</i>	0,21	0,19	0,02	1,38	0,10
<i>log(cap_res/pea)</i>	-1,70	-1,66	-4,02	0,32	0,51
<i>prop_mulherchefe</i>	20,00	18,16	0,00	77,59	10,24
<i>prop_mig</i>	0,11	0,07	0,0004	0,77	0,11
<i>prop_mulher</i>	0,44	0,44	0,00	1,00	0,13
<i>prop_negra</i>	0,52	0,56	0,004	0,93	0,23
<i>prop_urbana</i>	0,64	0,65	0,04	1,00	0,22
<i>saeb</i>	4,60	4,58	2,70	7,17	0,54

Nota: Observações = 5.461. *cap_res* em R\$ mil.

4.2 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 uma determinada variável. Assim, para cada unidade de observação deve ser determinado um conjunto de “vizinhos” que potencialmente interagem com ela.

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, calculou-se estatísticas I de Moran. O valor da estatística varia de -1 a 1 , sendo -1 indicativa de relação negativa perfeita entre o valor da variável e os valores dos seus vizinhos e 1 indicativo de relação positiva perfeita entre a observação e a vizinhança. O valor zero para o I de Moran indica ausência de correlação espacial.

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 borda compartilhado, a Torre considera como vizinhos os municípios 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 5 e os 10 municípios de menor distância entre os centroides. Já 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 inclui-se uma matriz de explicativas defasadas espacialmente que, como é exógena por hipótese, ainda possibilita a estimação por MQO. Se há correlação espacial na variável dependente, deve ser utilizado um modelo de Autorregressivo Espacial (SAR), no qual inclui-se 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, utiliza-se um 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 um modelo Durbin Espacial (SDM). Por fim, se há dependência espacial nas variáveis explicativas e no termo de erro, tanto os valores das explicativas quanto os termos de erro dos vizinhos são incluídos e é estimado um modelo Durbin de Erro (SDEM) (LESAGE; PACE, 2009).

Podemos representar os modelos como em (17):

$$\begin{aligned} y &= \alpha + \rho Py + X\beta + PX\theta + u \\ u &= \lambda Pu + \varepsilon \end{aligned} \tag{17}$$

Onde P é a matriz de ponderação espacial que dá peso às observações dos vizinhos. Se $\rho = \lambda = 0$, temos o modelo SLX. Se $\theta = \lambda = 0$, temos um modelo SAR. Se $\rho = \theta = 0$, temos um modelo SEM. Se $\theta = 0$, o modelo é identificado como SAC. Caso $\lambda = 0$, temos um modelo SDM. Por fim, se $\rho = 0$, temos um 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* testa para dependência espacial na variável dependente, enquanto o teste *ML erro* para correlação espacial na forma de erro. As estatísticas dos testes possuem uma distribuição χ^2 com um grau de liberdade sob a hipótese nula de ausência de dependência espacial. Se ambos os testes rejeitarem a hipótese nula, deve-se incluir a matrizes de

correlação espacial tanto na variável dependente quanto no erro associado à estimação (FLORAX; FOLMER; REY, 2003).

A escolha sobre incluir defasagem espacial das variáveis explicativas foi feita a partir do critério de informação bayesiano (BIC), escolhendo 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 suficientemente 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; TRIVEDI, 2005).

4.2.1 Análise exploratória de dados espaciais

Para explorarmos a relação espacial das variáveis é interessante, inicialmente, analisarmos a distribuição destas 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 dez quantis, indicados na legenda em gradientes de coloração, com valores mais altos das variáveis em gradientes mais escuros e valores mais baixos em gradientes mais claros.

Para as três variáveis há indícios de correlação espacial, ou seja, observam-se agrupamentos de municípios com valores similares para cada variável. Na Figura 1a, percebe-se que nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste os municípios com salários mais altos estão rodeados por municípios também com salários nos quantis superiores. Já na região Nordeste, principalmente, 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, Sudeste e parte do Centro-Oeste, enquanto nas regiões Norte e Nordeste parece existir uma 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, de modo que não reflete 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 se agrupam, principalmente, em áreas do Sudeste e do Sul, enquanto no Nordeste há um agrupamento de municípios com piores resultados.

Buscando confirmar as relações espaciais das variáveis do exercício anterior, calculou-se 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

Figura 1 – Distribuição espacial das variáveis renda do trabalho, escolaridade e IDEB

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

Fonte: Renda do trabalho: [RAIS/MTE \(2017\)](#). Escolaridade: [IBGE \(2010\)](#). IDEB: [INEP/MEC \(2007\)](#).

Elaboração do autor.

a $-0,0002^6$. Na Tabela 2, nota-se que 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.

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<30km	0,278***	0,300***	0,661***

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Os resultados da Tabela 2 também refletem as percepções da Figura 1, que aparenta representar agrupamentos de municípios com valores similares para as três variáveis, sendo o IDEB com maior correlação espacial. O IDEB apresenta valor do I de Moran mais próximo de 1 dentre as variáveis exploradas.

⁶ Para calcular o valor esperado do I de Moran utiliza-se $E(I) = -1/(N - 1)$ ([LESAGE; PACE, 2009](#))

Definimos como convenção para as estimações a matriz de vizinhança do tipo rainha, pois uma definição da vizinhança por quantidade fixa de vizinhos, como K-5 e K-10, poderia alocar como vizinhos mais próximos municípios muito distantes, uma vez que alguns municípios foram retirados da amostra por falta de dados, além dos municípios do Norte e Centro-Oeste do país possuírem áreas 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 o seu grupo de vizinhos (eixo das ordenadas). A reta incluída nos gráficos 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

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Na Figura 2, as observações se concentram nos primeiros e terceiros quadrantes, condizendo com o valor positivo do I de Moran. Também é possível, mais uma vez,

constatar a maior importância do componente espacial para o Ideb, visto que os pontos estão menos dispersos e, portanto, mais concentrados no primeiro e terceiro quadrantes.

Adicionalmente, construiu-se a distribuição espacial para as variáveis de capital físico e trabalho da equação (15) (Figura 4, no Anexo 1). Observa-se uma concentração de maiores valores de capital físico por trabalhador (Figura 4a) nas regiões Sul e Sudeste, como esperado para regiões mais desenvolvidas, enquanto valores menores se concentram nas regiões Norte e Nordeste. Já para a população economicamente ativa com 24 e 25 anos (Figura 4b) os valores são melhores distribuídos pelo país.

Baseando-se na equação (16) a ser estimada, 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. Rejeitou-se a 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 zero. Portanto, os resultados são indicativos de 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

Resta definir se deve-se incluir as 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 melhor modelo, com BIC de $-3937,90$, enquanto SEM apresentou BIC de $-3776,63$.

Definimos, então, a equação final para estimação:

$$\begin{aligned} \ln renda_{i2017} &= a + \delta_1 \cdot escolaridade_{i2010} + \delta_2 \cdot ideb_{i2007} + \\ &\quad \sum_{j=0}^q P_j \cdot (\theta_1 \cdot escolaridade_{ij2010} + \theta_2 \cdot ideb_{ij2007}) + u_i \\ u_i &= \lambda \sum_{j=0}^q P_{ij} u_j + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (18)$$

Onde 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 de cada município. Os parâmetros θ correspondem aos efeitos indiretos de cada variável, ou seja, o efeito das variáveis explicativas nos municípios vizinhos sobre a renda do município i

5 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 uma boa especificação do modelo. Na Figura 3a, 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 3b).

Figura 3 – I de Moran para os resíduos das estimações

Nota: Elaboração do autor. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Os resultados obtidos nas estimações por MQO e SDEM estão na Tabela 4. Nela estão representados os efeitos das variáveis explicativas no próprio município, assim como os coeficientes correspondentes às variáveis na vizinhança indicados com “lag.”. Comparando as estimações por MQO e SDEM do modelo completo (colunas (3) e (6), respectivamente), observa-se uma redução significativa dos coeficientes de quantidade e qualidade da educação ao utilizar a abordagem espacial, o que pode indicar a importância deste componente nas estimações. A maior redução se dá no coeficiente da qualidade, em linha com o encontrado nos testes da Tabela 2, que indicou esta variável com maior dependência espacial. O *lag* espacial da variável de quantidade não teve coeficiente estatisticamente significativo. 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 variável de qualidade reduz o coeficiente da quantidade de escolaridade. Ao comparar os resultados das colunas (4) e (6), o impacto de um ano a mais na média de escolaridade sobre o 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 muda 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 diminuiu o impacto do acréscimo de um desvio padrão de quantidade de escolaridade no crescimento econômico de 1,4 pontos percentuais para 0,3. Para o Brasil, [Nakabashi e Salvato \(2007\)](#) também constataram uma redução significativa do efeito dos anos de escolaridade ao incluir 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 e estimativas 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 melhora de um desvio na educação local seria responsável por um aumento de 2,3% da renda do trabalho, somando os efeitos da qualidade e da quantidade. Observa-se, portanto, um efeito maior da qualidade do que da quantidade da educação, o que pode ser reflexo, em parte, do recorte utilizado na estimação, considerando 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 tem efeitos marginais maiores do que os últimos ([PSACHAROPOULOS; PATRINOS, 2004](#)). Assim, uma vez que parte-se de um nível de instrução maior, a quantidade da educação tende a ter uma 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 \(2014\)](#), um aumento de um desvio padrão na proficiência em matemática, que pode ser *proxy* de qualidade educacional, geraria um aumento de 2,8% no salário. Já [Nakabashi e Salvato \(2007\)](#) encontraram 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 aumentaria em 0,8%, segundo os resultados da Tabela 4, sendo que a diferença do presente estudo em relação aos citados anteriormente decorre, pelo menos em parte, do recorte amostral.

Um ponto interessante dos resultados é o efeito da qualidade da educação da vizinhança sobre o município. Segundo as estimativas, o efeito regional do Ideb no salário é maior do que o efeito local. 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 local de 1,7%, o aumento de um desvio padrão no Ideb do município e dos seus vizinhos seria responsável por um aumento de 7,4% no salário médio municipal. Este resultado pode

indicar uma subestimação do efeito da qualidade da educação em estudos passados, uma vez que desconsidera seu efeito regional. Interessante notar a existência de efeitos regionais para a qualidade, mas não para a quantidade, resultados que indicam a importância de coordenação regional entre políticas públicas municipais voltadas à melhora da qualidade educacional. Em suma, um crescimento de um desvio-padrão na quantidade e na qualidade levaria a um crescimento da renda média em 8,0%, levando em consideração os efeitos locais e regionais.

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 (INEP/MEC, 2018). Esse acréscimo de 0,6 pontos levaria a um aumento de 6,4% no salário médio municipal, sendo 1,4% por efeitos locais e 5,0% por efeitos regionais, aproximadamente R\$ 93. Ainda que o efeito possa ser considerado pequeno decorrente, em parte, do baixo salário médio, deve-se lembrar que a qualidade educacional pode elevar o acesso aos demais níveis de ensino, incluindo o superior, o que teria efeitos relevantes sobre a renda. Portanto, além do efeito isolado da qualidade da educação, sua elevação pode aumentar o nível de instrução médio e potencializar o efeito no salário médio municipal. Apesar de sua relevância, 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 seu *lag* espacial teve sinal positivo e estatisticamente significativo. Portanto, o efeito total da variável teve o resultado esperado. Já para o fator trabalho, seu coeficiente estimado é positivo nas diferentes especificações e métodos, indicando a existência de retornos crescente de escalas de acordo com a equação (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. O coeficiente não foi estatisticamente significativo em nível local, enquanto o da variável de quantidade da educação apresentou significância estatística. O *lag* espacial da nota do Saeb foi estatisticamente diferente de zero na estimação e com magnitude menor do 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.

Já em termos quantitativos, o aumento de um desvio padrão geraria um acréscimo de 4,6% no salário médio (1,7% de efeito locais e 2,9 de efeito regional). Dessa forma, a melhora 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 do que o encontrado na coluna (6), cuja soma dos efeitos locais e regionais 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 sobre os salários médios, indicando a relevante interação entre essas duas características da escolaridade, ou seja, quando a qualidade não é considerada, os impactos da escolaridade na renda acabam sendo capturados pela quantidade. Os resultados indicam que o Ideb captura melhor a qualidade em relação ao Saeb, pois além da variação no efeito da quantidade, a primeira medida penaliza a aprovação dos alunos sem que haja qualidade na educação recebida.

Tabela 4 – Resultados das estimações

	<i>MQO</i>			<i>SDEM</i>			
	(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)
λ				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

Nota: Colunas (1) e (4): modelo sem a variável *ideb*. Colunas (2) e (5): modelo sem a variável *escolaridade*. Colunas (3) e (6): modelo completo. *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01. Coluna (7): modelo completo com a nota do SAEB como variável de qualidade educacional. Desvio-padrão entre parêntesis.

O coeficiente de *lags* espaciais dos erros (λ) é positivo e significativo em todas os resultados com a metodologia espacial. 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 λ pode ser interpretado como o efeito cumulativo dos *spillover* dos municípios vizinhos, isto é, o efeito médio das observações na vizinhança sobre o salário do município (LESAGE, 2014). De uma forma geral, os resultados apresentados na Tabela 4 reforçam a relevância de se considerar aspectos quantitativos e qualitativos da educação em análises empíricas, uma vez que se encontrou um efeito positivo e estatisticamente diferente de zero em praticamente todos os casos. Adicionalmente, os resultados favorecem a realização de políticas públicas voltadas para melhoras no sistema educacional que sejam coordenadas entre os municípios vizinhos.

Na Tabela 5, os resultados apresentados incluem as variáveis de controle indicadas na seção 4.1.2.. Cada coluna da tabela corresponde à estimação com um único controle, indicado no topo de cada uma delas. Para comparação das estimativas, na coluna (1) estão os resultados sem controles, correspondente 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, observa-se 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.

Tabela 5 – Resultados das estimações com adição de controles

	Sem controles (1)	prop_mulherchefe (2)	prop_mig (3)	prop_mulher (4)	prop_negra (5)	prop_urbana (6)
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)
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)
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 (0,007)
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)
controle	-	-0,001*** (0,0003)	0,182*** (0,045)	-0,172*** (0,018)	-0,024 (0,033)	0,011 (0,016)
lag.escolaridade	-0,0004 (0,008)	-0,003 (0,008)	0,0002 (0,008)	0,003 (0,008)	0,006 (0,008)	-0,007 (0,009)
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)
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)
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)
lag.controle	-	-0,001** (0,001)	0,127*** (0,057)	-0,197*** (0,044)	-0,261*** (0,039)	0,100*** (0,031)
λ	0,409*** (0,021)	0,404** (0,018)	0,374** (0,019)	0,392** (0,019)	0,368** (0,019)	0,407** (0,018)
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)
Observações	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461	5.461
BIC	-3937.89	-3943.98	-4006.47	-4017.09	-4020.71	-3931.81

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01. Desvio-padrão entre parêntesis.

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; WALKER, 2011](#); [GOLGHER; FIGUEIREDO; 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. Já os coeficientes das proporções de negros e de população urbana não apresentaram significância estatística para as variáveis em nível local, tendo somente o efeito regional com relevância estatística (colunas (5) e (6), respectivamente). Os efeitos regionais indicam 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.

Na coluna (7), a inclusão dos controles relevantes foi repetida trocando a variável de qualidade da educação pela nota média municipal do Saeb, como feito anteriormente. Os coeficientes da qualidade da educação não são estatisticamente diferentes de zero, demonstrando maior sensibilidade dessa variável aos controles adicionados.

6 Conclusão e considerações finais

O presente estudo se propôs a investigar os efeitos da qualidade da educação nos salários dos municípios brasileiros. Sob a hipótese de que a qualidade é parte relevante do impacto da educação nos salários, utilizou-se 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 do presente 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, indicando maior importância da qualidade do ensino em relação à sua quantidade. Levando em consideração somente os efeitos locais, as estimativas indicam um impacto médio de pelo menos 1% no salário ao aumentar a qualidade em um desvio padrão. Porém, se ampliarmos a análise para os efeitos regionais, o aumento de um desvio padrão na qualidade educacional nos municípios geraria um aumento médio de até 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 o aumento da renda e o desenvolvimento econômico como objetivos. As estimativas do efeito regional ainda trazem à discussão os possíveis *spillovers* de uma educação de qualidade na renda, indicando que, ao tratar a educação e sua qualidade de forma coordenada, uma região pode ser capaz de extrair maiores efeitos da geração de mão de obra mais qualificada. Segundo os resultados encontrados, uma política educacional coordenada regionalmente e que gerasse um aumento de um desvio padrão na qualidade e na quantidade de educação da população, seria capaz de aumentar em média 8% da renda municipal.

A adição de variáveis de controle e de uma medida alternativa de qualidade ao longo da exploração dos resultados indicou relativa estabilidade dos coeficientes estimados da qualidade educacional, indicando a robustez dos resultados. O trabalho não inclui uma maior investigação da possível interação entre quantidade e qualidade de escolaridade, 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**. New York: Marcel Dekker, 1998. p. 237–290. Citado na página 21.
- ANSELIN, L. et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, Elsevier, v. 26, n. 1, p. 77–104, 1996. Citado na página 22.
- BEDARD, K.; FERRALL, C. Wage and test score dispersion: some international evidence. **Economics of Education Review**, Elsevier, v. 22, n. 1, p. 31–43, 2003. Citado 2 vezes nas páginas 19 e 34.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. [S.l.]: Cambridge university press, 2005. Citado na página 23.
- 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)**, SciELO Brasil, v. 40, n. 1, p. 153–183, 2010. Citado na página 9.
- 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**, The University of Chicago Press, v. 100, n. 1, p. 1–40, 1992. Citado na página 13.
- CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. The relationship between school performance and future wages in brazil. **Economia**, Elsevier, v. 15, n. 3, p. 261–274, 2014. Citado 2 vezes nas páginas 14 e 28.
- FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V.; PESSÔA, S. de A. Testing production functions used in empirical growth studies. **Economics Letters**, Elsevier, v. 83, n. 1, p. 29–35, 2004. Citado 2 vezes nas páginas 15 e 17.
- FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Intergenerational mobility of wages in brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p. 181–211, 2006. Citado na página 9.
- FLORAX, R. J.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of hendry’s methodology. **Regional Science and Urban Economics**, Elsevier, v. 33, n. 5, p. 557–579, 2003. Citado na página 23.
- GOLGHER, A. B.; FIGUEIREDO, L. D.; SANTOLIN, R. Migration and economic growth in brazil: Empirical applications based on the solow-swan model. **The Developing Economies**, Wiley Online Library, v. 49, n. 2, p. 148–170, 2011. Citado na página 33.
- HALL, R. E.; JONES, C. I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 114, n. 1, p. 83–116, 1999. Citado na página 15.

HANUSHEK, E. A. Interpreting recent research on schooling in developing countries. **The World Bank Research Observer**, Oxford University Press, v. 10, n. 2, p. 227–246, 1995. Citado na página 10.

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, 2000. Citado 4 vezes nas páginas 13, 19, 20 e 28.

HANUSHEK, E. A.; WÖSSMANN, L. The role of education quality for economic growth. **The Policy Research Working Paper Series**, The World Bank, n. 4122, 2007. Citado na página 9.

_____. The role of cognitive skills in economic development. **Journal of Economic Literature**, v. 46, n. 3, p. 607–68, 2008. Citado 4 vezes nas páginas 10, 13, 15 e 18.

HOFFMANN, R.; KASSOUF*, A. L. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by heckman’s procedure. **Applied Economics**, Taylor & Francis, v. 37, n. 11, p. 1303–1311, 2005. Citado na página 20.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico de 2010: Resultados gerais da amostra**. Brasília, 2010. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-demografico/demografico-2010/inicial>>. Citado 5 vezes nas páginas 18, 19, 20, 24 e 40.

_____. **Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios**. Brasília, 2017. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pnad>>. Citado na página 18.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Capital Residencial - Total**. Brasília, 2000. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Citado 2 vezes nas páginas 19 e 40.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Dicionário de Indicadores Educacionais: Fórmulas de cálculo**. Brasília, 2004. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/>>. Citado 2 vezes nas páginas 18 e 19.

_____. **Índice de desenvolvimento da educação básica (IDEB)**. Brasília, 2007. Citado na página 24.

_____. **Índice de Desenvolvimento da Educação Básica**. Brasília, 2018. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/>>. Citado 2 vezes nas páginas 9 e 29.

KALENKOSKI, C. M.; LACOMBE, D. J. Effects of minimum wages on youth employment: the importance of accounting for spatial correlation. **Journal of Labor Research**, Springer, v. 29, n. 4, p. 303–317, 2008. Citado na página 21.

KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using the heckman procedure. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 14, n. 1, p. 89–107, 1994. Citado na página 20.

KENNAN, J.; WALKER, J. R. The effect of expected income on individual migration decisions. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 79, n. 1, p. 211–251, 2011. Citado na página 33.

LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. [S.l.]: Chapman and Hall/CRC, 2009. Citado 2 vezes nas páginas 22 e 24.

LESAGE, J. P. What regional scientists need to know about spatial econometrics. **Available at SSRN 2420725**, 2014. Citado na página 31.

LYNN, R. et al. Differences in intelligence and socio-economic outcomes across the twenty seven states of brazil. **Mankind Quarterly**, Council for Social and Economic Studies, Inc., v. 57, n. 4, p. 519, 2017. Citado na página 14.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 107, n. 2, p. 407–437, 1992. Citado 3 vezes nas páginas 12, 15 e 16.

MINCER, J. **Schooling, earnings and experience**. New York: Columbia University Press, 1974. Citado na página 15.

_____. Economic development, growth of human capital, and the dynamics of the wage structure. **Journal of Economic Growth**, Springer, v. 1, n. 1, p. 29–48, 1996. Citado na página 12.

MINISTÉRIO DO TRABALHO. **Registro Anual de Informações Sociais**: 2017. Brasília, 2017. Disponível em: <<ftp://ftp.mtps.gov.br/pdet/microdados/RAIS/>>. Citado 3 vezes nas páginas 18, 19 e 24.

NAKABASHI, L.; ASSAHIDE, L. Estimando o retorno da escolaridade dos jovens por classe de renda: 1997-2012. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2017. Citado na página 20.

NAKABASHI, L.; PEREIRA, A. E. G.; SACHSIDA, A. Institutions and growth: a developing country case study. **Journal of Economic Studies**, Emerald Group Publishing Limited, 2013. Citado na página 20.

NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. Human capital quality in the brazilian states. **Revista Economia**, v. 8, n. 2, p. 211–229, 2007. Citado 2 vezes nas páginas 14 e 28.

NEGRI, J. A. D. et al. Mercado formal de trabalho: Comparação entre os microdados da rais e da pnad. **Texto para discussão**, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), n. 840, 2001. Citado 2 vezes nas páginas 18 e 19.

NELSON, R. R.; PHELPS, E. S. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. **The American economic review**, JSTOR, v. 56, n. 1/2, p. 69–75, 1966. Citado na página 12.

ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Equity and quality in education: Supporting disadvantaged students and schools**. Paris, 2012. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1787/9789264130852-en>>. Citado na página 10.

_____. **Programme for International Student Assessment (PISA): Results from PISA 2015 - Brazil**. Paris, 2016. Citado na página 9.

PRITCHETT, L. Where has all the education gone? **The World Bank Economic Review**, Oxford University Press, v. 15, n. 3, p. 367–391, 2001. Citado na página 12.

PSACHAROPOULOS, G.; PATRINOS, H. A. Returns to investment in education: a further update. **Education economics**, Taylor & Francis, v. 12, n. 2, p. 111–134, 2004. Citado na página [28](#).

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, SciELO Brasil, v. 10, n. 3, p. 349–365, 2006. Citado na página [20](#).

ROMER, P. M. Endogenous technological change. **Journal of political Economy**, The University of Chicago Press, v. 98, n. 5, Part 2, p. S71–S102, 1990. Citado na página [12](#).

SARAIVA, M. V. et al. Capital humano nas regiões do brasil: Quantidade ou qualidade? **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 11, n. 1, p. 111–132, 2017. Citado na página [13](#).

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)**, SciELO Brasil, v. 45, n. 3, p. 475–497, 2015. Citado na página [20](#).

SEN, A. Poor, relatively speaking. **Oxford economic papers**, JSTOR, v. 35, n. 2, p. 153–169, 1983. Citado na página [9](#).

SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S. d.; NETO, V. R. d. P. Capital humano e desigualdade salarial no brasil: uma análise de decomposição para o período 1995-2014. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, SciELO Brasil, v. 46, n. 3, p. 579–608, 2016. Citado na página [20](#).

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, MIT Press, v. 70, n. 1, p. 65–94, 1956. Citado na página [12](#).

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, SciELO Brasil, v. 16, n. 1, p. 137–165, 2012. Citado na página [20](#).

Anexos

Anexo 1

Figura 4 – Distribuição espacial das variáveis capital residencial por trabalhador e população economicamente ativa (24 a 25 anos)

Nota: As áreas sem preenchimento pertencem aos municípios retirados da amostra.
Fonte: Capital residencial: [IPEA \(2000\)](#). PEA: [IBGE \(2010\)](#). Elaboração do autor.