

Franca, Máira Penna; Machado, Danielle Carusi; Corseuil, Carlos Henrique

**Working Paper**

## Oferta de escolas e retorno do ensino médio entre os jovens no Brasil

Texto para Discussão, No. 2804

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* Franca, Máira Penna; Machado, Danielle Carusi; Corseuil, Carlos Henrique (2022) : Oferta de escolas e retorno do ensino médio entre os jovens no Brasil, Texto para Discussão, No. 2804, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, <https://doi.org/10.38116/td2804>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/284860>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by/2.5/br/>

**TEXTO PARA DISCUSSÃO**

**2804**

**OFERTA DE ESCOLAS E RETORNO  
DO ENSINO MÉDIO ENTRE  
OS JOVENS NO BRASIL**

**MAÍRA PENNA FRANCA  
DANIELLE CARUSI MACHADO  
CARLOS HENRIQUE CORSEUIL**



**OFERTA DE ESCOLAS E RETORNO  
DO ENSINO MÉDIO ENTRE  
OS JOVENS NO BRASIL**

**MAÍRA PENNA FRANCA<sup>1</sup>  
DANIELLE CARUSI MACHADO<sup>2</sup>  
CARLOS HENRIQUE CORSEUIL<sup>3</sup>**

---

1. Pesquisadora do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF); e professora substituta no Departamento de Economia da UFF. *E-mail*: <maira.apfranca@gmail.com>.

2. Professora associada no Programa de Pós-Graduação em Economia da UFF. *E-mail*: <dani\_carusi@hotmail.com>.

3. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Sociais do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Disoc/Ipea). *E-mail*: <carlos.corseuil@ipea.gov.br>.

**Governo Federal**

**Ministério da Economia**

**Ministro** Paulo Guedes

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente**

**ERIK ALENCAR DE FIGUEIREDO**

**Diretor de Desenvolvimento Institucional**

**ANDRÉ SAMPAIO ZUVANOV**

**Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das  
Instituições e da Democracia**

**FLÁVIO LYRIO CARNEIRO**

**Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**  
**MARCO ANTÔNIO FREITAS DE HOLLANDA CAVALCANTI**

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,  
Urbanas e Ambientais**

**NILO LUIZ SACCARO JUNIOR**

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais,  
de Inovação, Regulação e Infraestrutura**

**JOÃO MARIA DE OLIVEIRA**

**Diretor de Estudos e Políticas Sociais**  
**HERTON ELLERY ARAÚJO**

**Diretor de Estudos Internacionais**  
**PAULO DE ANDRADE JACINTO**

**Assessor-chefe de Imprensa e  
Comunicação (substituto)**  
**JOÃO CLÁUDIO GARCIA RODRIGUES LIMA**

**Ouvidoria:** <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

**URL:** <http://www.ipea.gov.br>

## Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2022

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica  
Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.  
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).  
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: J21; J24; J31.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td2804>

# SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO .....	6
2 DISCUSSÃO CONCEITUAL E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS .....	8
3 DADOS .....	12
4 MODELO EMPÍRICO .....	23
5 RESULTADOS .....	24
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	35
REFERÊNCIAS .....	36

## SINOPSE

A evolução da escolaridade no Brasil foi significativa, sobretudo para o ensino fundamental, praticamente universalizado entre crianças e adolescentes. Entretanto, para os jovens, a etapa escolar do nível médio é marcada por baixo ingresso ou abandono. Nesse contexto, entender a magnitude do retorno salarial do nível médio é crucial para lançar luz sobre as vantagens em cursá-lo e sua importância para desigualdade de renda. No Brasil, existem poucos estudos sobre o retorno salarial do ensino médio que considerem explicitamente o problema de endogeneidade da escolaridade em uma equação salarial e que explorem variabilidade de fatores institucionais. Este artigo visa complementar essa lacuna, pois estima o retorno salarial do ensino médio para os jovens de 20 a 24 anos no Brasil empregando um conjunto de instrumentos que captam a densidade de oferta de escolas no município quando o jovem tinha 15 anos, idade de entrada no ensino médio. Como as medidas de oferta de escolas apresentaram uma relação positiva e significativa com a probabilidade de o jovem ter o ensino médio completo, conseguimos identificar o retorno do ensino médio pelo método de variáveis instrumentais que ficou entre 11% e 20%.

**Palavras-chave:** retornos econômicos; ensino médio; variáveis instrumentais; capital humano.

## ABSTRACT

Schooling attendance improved significantly in Brazil, mainly for primary schooling. Attendance levels however are still deficient at secondary level; where dropout levels also worries policy makers. This paper aims to estimate the wage premium for secondary education attained by young workers aged 20 to 24 in Brazil; as this could potentially lead to low levels of interest for attending secondary schools. We take into account the endogeneity of education in the wage equation, by employing a set of instruments that capture the supply density of schools in the municipality when the young worker was 15 years old; considered as the entry age for secondary school. The return estimates obtained by the method of instrumental variables ranged from 11% to 20%. The results also indicate that measures of school supply have a positive and significant relationship with the probability of a young person having completed high school.

**Keywords:** economic returns; high school education; instrumental variables; human capital.

## 1 INTRODUÇÃO

Nas últimas duas décadas, verificou-se uma expansão considerável do sistema educacional brasileiro, o que resultou no aumento do nível de escolaridade da população de jovens e adultos. O acesso ao ensino fundamental foi praticamente universalizado, com 97% de crianças e adolescentes de 7 a 14 anos frequentando a escola já em 2010. No entanto, a cobertura do nível médio ainda se encontra aquém do desejado. Entre os jovens de 15 a 17 anos, cerca de 80% frequentavam a escola em qualquer nível, porém somente 50% desse grupo frequentava o nível de ensino médio, havendo, portanto, um percentual considerável de jovens fora da escola e com defasagem escolar.

Apesar da quase universalização do ensino fundamental, o ingresso e a conclusão do ensino médio por parte dos jovens no Brasil ainda são, portanto, desafios para política educacional.<sup>1</sup> De acordo com Barros *et al.* (2017), a não permanência dos jovens no ensino médio, resultando em uma baixa taxa de conclusão, decorre de fatores extra e intraescolares. Os fatores fora da escola estão basicamente relacionados às condições sociais e econômicas das famílias destes jovens, capazes de limitar a ida ou a permanência na escola. Os fatores escolares associam-se, sobretudo, as dificuldades de um bom ambiente escolar, que garantam aprendizagem de qualidade e uma percepção mais clara da importância da educação para uma boa inserção profissional e trajetória de vida futura.

A literatura econômica, a exemplo de Crespo e Reis (2009) e Barbosa Filho e Pêsoa (2008), aponta que o mercado de trabalho brasileiro proporciona ganhos elevados para o nível médio de escolaridade e que a desigualdade de renda no Brasil é fortemente explicada pelas desigualdades educacionais (Menezes-Filho, 2001; Barros, Foguel e Ulyssea, 2007). Portanto, é de extrema importância entender melhor como os rendimentos se relacionam com o nível de educação, sobretudo na etapa do nível médio.

Na literatura internacional, Psacharopoulos e Patrinos (2004) evidenciam que os retornos à escolaridade são decrescentes em relação ao nível de desenvolvimento socioeconômico. As maiores taxas de retorno são observadas na América Latina e Caribe e na África Subsaariana. No grupo de países mais desenvolvidos, pertencentes à Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), os retornos estimados são mais baixos. No nível médio de ensino, os retornos na América Latina são estimados em 17% e em 11,3% nos países da OCDE.

---

1. O Plano Nacional de Educação (Lei nº 13.005/2014) estabeleceu como metas elevar a taxa líquida de matrículas da população de 15 a 17 anos no ensino médio para 85% e elevar a escolaridade média da população de 18 a 29 anos, de modo a alcançar, no mínimo, doze anos de estudo (o que equivale à conclusão do ensino médio) até 2024.

Este artigo tem por objetivo estimar o retorno salarial do ensino médio para os jovens de 20 a 24 anos no Brasil. Há um desafio metodológico para a correta identificação desse retorno, uma vez que a comparação do salário entre indivíduos que completam ou não o ensino médio pode refletir outras diferenças entre esses grupos de indivíduos que também interferem na determinação do salário, bem como no progresso educacional. Por exemplo, indivíduos mais resilientes tendem a progredir mais tanto na trajetória escolar como na profissional. Levando em consideração esse problema (a endogeneidade da educação na equação de rendimentos), este trabalho contribui com a literatura ao empregar um conjunto de instrumentos que exploram fatores institucionais, relacionados especificamente à variabilidade da densidade de oferta de escolas no município quando o jovem tinha 15 anos, idade de entrada no ensino médio.

Intuitivamente o uso desse instrumento permite que comparemos salários de indivíduos que tinham a mesma chance de ingressar no ensino médio (por exemplo, indivíduos igualmente resilientes) mas que progrediram de forma distinta nessa etapa do ensino devido, exclusivamente, a uma diferença na disponibilidade de escolas no seu entorno naquele momento.

Considerando que a oferta de escolas na região aumenta o conjunto de possibilidades dos jovens de frequentarem o ensino médio, e que os indivíduos irão atribuir um peso maior às instituições que estão mais próximas, foram construídas medidas de oferta de escolas ponderadas pelas distâncias entre municípios. Seguindo o proposto por Doyle e Skinner (2016), além da variável de oferta de escolas no próprio município de residência quando em idade escolar, agregamos uma medida de densidade da oferta escolar nos municípios próximos. A variável do número de escolas foi ponderada pela distância geodésica entre as coordenadas centrais dos municípios de forma a captar uma *proxy* de densidade escolar.

Os resultados do primeiro estágio, que informam a relevância do nosso instrumento, comprovam que a densidade de escolas possui um efeito significativo na probabilidade de conclusão do ensino médio. No segundo estágio, quando se estima o nosso parâmetro de interesse, observamos que a conclusão do ensino médio está associada a um retorno salarial que varia entre 11% e 20% de acordo com os instrumentos utilizados. Na especificação com apenas a variável de escolas por 1 mil habitantes, o retorno estimado, 11%, é muito próximo à estimativa por mínimos quadrados ordinários (MQO), 10%.

O artigo está dividido em seis seções, sendo a primeira esta introdução. A seção 2 aborda aspectos teóricos e apresenta uma breve revisão da literatura sobre o tema. Em seguida, na seção 3, apresentamos as bases de dados e fazemos uma análise descritiva das variáveis. A seção 4 descreve a estratégia empírica, enquanto a seção 5 apresenta os resultados. Por fim, a seção 6 apresenta as considerações finais.



## 2 DISCUSSÃO CONCEITUAL E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A relação entre educação e salários tem sido amplamente estudada pela literatura econômica desde os trabalhos seminais de Becker (1962; 1975) e Mincer (1958; 1974). De acordo com modelo proposto por Becker (1975), os agentes irão decidir o nível de educação que irão alcançar tendo em vista os custos e benefícios de obtenção de cada ano de escolaridade. Nesse arcabouço teórico, considerando a alocação de tempo finita entre estudo e trabalho, os indivíduos incorrem em um custo de oportunidade durante a escolarização devido aos rendimentos que deixam de ser recebidos no mercado de trabalho. Em contrapartida, o retorno da educação se traduz em aumentos salariais. A mensuração dos retornos educacionais baseia-se na equação (1) de rendimentos proposta por Mincer (1974):

$$\ln(y_i) = \alpha + \beta s_i + \delta X_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

em que  $\ln(y_i)$  é o logaritmo do rendimento do trabalho;  $s_i$ , a escolaridade, em geral medida por anos de estudo;  $X_i$ , um vetor de variáveis de controle; e  $\varepsilon_i$ , o distúrbio aleatório que comporta fatores não observados que influenciam os rendimentos. O coeficiente  $\beta$  é frequentemente interpretado como retorno da educação. No entanto, como apontado por Heckman, Lochner e Todd (2003), o coeficiente minceriano só poderá ser interpretado como taxa de retorno da educação sob determinadas circunstâncias.

A identificação do efeito causal da educação sobre os rendimentos esbarra em diversas dificuldades, entre elas o chamado "viés de variável omitida". Segundo Card (1999), esse viés surge pela correlação entre a habilidade individual, não observada no modelo, e o custo marginal da escolaridade. Em geral, espera-se que indivíduos com maior habilidade tenham menor custo marginal de se escolarizar e, com isso, tenderão a completar um número maior de anos de estudo. Paralelo a isso, indivíduos mais habilidosos são também aqueles com maior potencial de auferir renda. Desse modo, espera-se que haja uma correlação positiva entre anos de estudo e salários mesmo na ausência de efeito causal de escolaridade sobre os rendimentos do trabalho.

Para que  $\beta$  recupere o efeito causal da escolaridade, é preciso que a hipótese de exogeneidade seja atendida. Um dos métodos mais utilizado para lidar com o problema é o de variável instrumental (VI). Com base em Ashenfelter, Harmon e Osterbeek (1999), a essência do método VI consiste em explorar uma variação natural nos dados que influencie na decisão de se escolarizar e que não seja correlacionada com o resíduo da equação de rendimentos. A VI não irá afetar diretamente o resultado de interesse, ela só irá afetar o rendimento por meio da sua relação com a probabilidade de se escolarizar ou não. Além disso, assume-se que o efeito do tratamento, isto é, o retorno à educação, é homogêneo para cada indivíduo  $i$ .

Sob a hipótese de retornos homogêneos, o método VI irá recuperar o efeito da educação sobre salários para a população de interesse. No entanto, quando o efeito do tratamento diferir para determinados grupos, Imbens e Angrist (1994) demonstram que o método VI irá captar um efeito médio de tratamento local (*local average treatment effect – Late*), ou seja, o efeito para uma subpopulação cujo *status* de tratamento é influenciado pelo instrumento.

Pela terminologia descrita em Angrist e Pischke (2008), a população de interesse pode ser particionada em três subgrupos, de acordo com a maneira em que os indivíduos reagem ao instrumento.

- 1) *Compliers*: é o grupo de indivíduos que tem seu comportamento afetado pelo instrumento. Supondo que nossa VI seja a oferta de escolas, esse grupo de indivíduos será tão mais induzido a concluir o ensino médio quanto maior for a oferta de escolas.
- 2) *Never-takers*: são os indivíduos que não irão adquirir mais escolaridade, independentemente do valor do instrumento.
- 3) *Always-takers*: são os indivíduos que irão se escolarizar independentemente do valor do instrumento.

Nesse arcabouço, o Late é calculado para a subpopulação de *compliers*. O problema de validade externa é o principal desafio do método VI, tendo em vista que o efeito estimado para *compliers* pode diferir do efeito para a população de interesse.

## 2.1 Evidências internacionais

Na literatura empírica, tem sido recorrente a utilização de instrumentos relacionados a fatores institucionais do sistema educacional como a idade mínima de escolaridade compulsória, os custos de mensalidades ou a proximidade geográfica das escolas (Card, 1999).

O estudo pioneiro de Angrist e Krueger (1991) explorou uma variação exógena da escolaridade induzida pela combinação entre a idade de entrada na escola e a lei de escolaridade compulsória nos Estados Unidos. Os autores observaram que os indivíduos que nasciam no início do ano entravam na escola um pouco mais velhos (com 6,5 anos) e permaneciam menos tempo até completar a idade mínima de escolaridade compulsória, de 16 anos. Angrist e Krueger (1991) usaram o trimestre de nascimento como instrumento para escolaridade dos homens nascidos entre 1930 e 1959. Somente a variabilidade dos anos de estudos associada ao trimestre de nascimento foi utilizada para identificar o efeito da escolaridade sobre o salário. O trimestre de nascimento possuía um efeito pequeno na escolaridade dos homens, e o efeito da escolaridade sobre o salário, com base no método de IV, não diferiu muito do estimado por MQO.

Card (1995), por sua vez, utilizou como instrumento para educação a presença de instituições de nível superior no distrito onde o jovem morava aos 17 anos, idade em torno da qual a decisão de ingressar na universidade é tomada. A ideia era explorar a variabilidade de acesso a instituições de ensino superior, que influencia de forma positiva o ingresso na universidade, para identificar o efeito da escolaridade sobre o salário. A estimativa por VI do retorno à escolaridade foi de 13%. Quando são adicionados controles de *background* familiar, este efeito reduziu para 10%.

Seguindo na linha dos instrumentos relacionados a fatores institucionais, Duflo (2001) avaliou um programa de construção de escolas implementado pelo governo da Indonésia entre 1972 e 1978. Explorando a variação exógena causada pelo aumento da oferta educacional, a autora estima um modelo de mínimos quadrados em dois estágios, utilizando como instrumento para escolaridade uma interação entre *dummies* das coortes e o número de escolas construídas na região, que definem a exposição do indivíduo ao tratamento. A autora conclui que uma escola construída para cada 1 mil habitantes aumenta a escolaridade dos beneficiados em 0,12 a 0,19 anos, bem como 1,5% a 2,7% de aumento nos salários. Isso implica estimativas de retornos econômicos para a educação variando de 6,8% a 10,6%. Fora isso, o retorno estimado para Indonésia foi similar as estimativas reportadas para países desenvolvidos. A literatura em geral reporta retornos educacionais maiores para países em desenvolvimento.

Doyle e Skinner (2016), baseando-se no trabalho de Card (1995), utilizam também a variação geográfica da oferta educacional para identificar o retorno educacional de nível superior nos Estados Unidos para diferentes coortes de jovens que tinham entre 23 a 30 anos entre 2007 e 2010. Os autores implementaram um grande conjunto de instrumentos, considerando o local onde o jovem morava aos 17 anos: a presença de uma faculdade de quatro ou dois anos no distrito, o logaritmo do inverso da distância para as faculdades do Estado, as matrículas ponderadas pela distância, as mensalidades ponderadas pela distância e o inverso da distância para todas as faculdades do país. Na estimação preferida, um ano adicional de escolaridade superior resulta em um aumento de 9,7% nos rendimentos anuais.

Em uma meta-análise da literatura empírica, Card (1999) conclui que a estimativa do retorno educacional por VI tipicamente excede a estimativa por MQO correspondente, em geral por 30% ou mais. Uma possível justificativa para esse fenômeno, elaborada por Card (1999), baseia-se na hipótese de que os retornos educacionais são heterogêneos e decrescem para níveis mais altos de escolaridade. Fatores como a escolaridade obrigatória ou a proximidade das escolas têm maior probabilidade de afetar as escolhas de indivíduos que, de outra forma, teriam uma escolaridade relativamente mais baixa. Se esses indivíduos apresentarem retornos à educação

acima da média, é esperado que o estimador IV baseado nesses fatores produza estimativas dos retornos à escolaridade acima das estimativas MQO.

## 2.2 Evidências nacionais

No Brasil, os primeiros estudos que investigaram o retorno educacional foram realizados na década de 1970 por Castro (1971) e Langoni (1974). Nos dois estudos, comprova-se que os retornos educacionais eram elevadíssimos devido à baixa escolaridade da população e ao processo de desenvolvimento econômico que demandava mão de obra qualificada.

Barbosa Filho e Pessôa (2008) atualizam o estudo de Langoni (1974) e estimam a taxa interno de retorno (TIR<sup>2</sup>) por anos de estudo e por ciclo de escolaridade no Brasil usando dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) entre 1980 e 2004. Os autores corroboram a existência do chamado efeito-diploma, que aparece na forma de um retorno maior para o ano de educação em que se completa um ciclo. A TIR do ensino médio foi estimada em 20,2% em 1981, tendo decrescido para 13,9% em 2004.

Para o mesmo período de análise, Crespo e Reis (2009) também constatarem uma queda no retorno salarial para o nível médio. Os autores utilizam uma metodologia mais flexível para equação de rendimento, que, além de um termo linear para os anos de escolaridade, inclui *dummies* as quais permitem captar mudanças de inclinação e saltos para graus completos do ciclo educacional. Os resultados indicam que o prêmio salarial associado ao ensino médio era de 32% em 1982, tendo decrescido para 27% em 2004.

Uma linha de estudos brasileiros se preocupou em lidar com o problema de seletividade amostral na equação de rendimentos, decorrente do fato da participação no mercado de trabalho não ocorrer de maneira aleatória. Nesse sentido, os estudos de Kassouf (1994, 1998) e Resende e Wyllie (2006) aplicam o modelo de seleção amostral desenvolvido por Heckman (1979) para estimar os retornos educacionais.

Outra linha de estudos busca captar a influência de fatores familiares no retorno à educação. Lam e Schoeni (1993), para uma amostra de homens casados da PNAD 1982, incluem a escolaridade dos pais e dos sogros na equação de rendimentos. As estimativas de retorno à educação

---

2. A TIR corresponde à taxa de desconto que iguala o valor presente dos custos de educação com o valor presente de seus benefícios. Conforme descrito por Moura (2008), devido às hipóteses do modelo de Mincer, o coeficiente minceriano só pode ser considerado como taxa de retorno sob circunstâncias restritas.

diminuem em cerca de um terço quando as medidas de escolaridade da família são incluídas na regressão. Por sua vez, Ueda e Hoffmann (2002) consideram características familiares, escolaridade dos pais e a ocupação do pai quando o indivíduo estava em idade escolar, como instrumentos na equação de rendimentos. Utilizando dados da PNAD 1996, os autores estimam retornos por anos de estudo de 12% com o método MQO e de 9,8% com o método VI.

Suliano e Siqueira (2012) estimam os retornos educacionais para as regiões Nordeste e Sudeste, usando dados das PNADs de 2001 a 2006. Os autores utilizam como instrumento o número de pessoas na família. Na estimativa por IV, o retorno salarial de um ano adicional de escolaridade foi de 16% no Nordeste e de 13% no Sudeste. Cabe destacar que, para o Nordeste, o coeficiente estimado por VI excedeu a estimativa por MQO; no Sudeste, por sua vez, isso não ocorreu.

Poucos estudos exploram os fatores institucionais na identificação do efeito da escolaridade no rendimento. Nessa linha, Teixeira e Menezes-Filho (2012), usando dados das PNADs de 1997 a 2007, construíram um grande conjunto de instrumentos, que incluem a oferta de escolas no estado e no ano de nascimento, o produto interno bruto (PIB) estadual e a Lei nº 5.692/1971 que ampliou a escolaridade obrigatória de quatro anos para oito anos. As estimativas por VIs variaram entre 5% e 9%, dependendo dos instrumentos utilizados, abaixo do retorno estimado por MQO, de 11%.

Diante do exposto, percebe-se que há uma escassez de estudos na literatura nacional que se propõem a estimar o retorno salarial da educação no nível médio de ensino. Tendo em vista os problemas de evasão escolar nesse nível e a escassez de estudos que exploram os fatores institucionais relacionados à oferta educacional para identificar o efeito da escolaridade sobre os rendimentos, este trabalho busca contribuir com as literaturas de economia da educação e do trabalho ao empregar medidas de densidade de oferta de escolas para estimar o retorno salarial no ensino médio.

### 3 DADOS

Neste artigo, utilizamos duas fontes de dados principais: i) o Censo Demográfico 2010, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que traz informações socioeconômicas sobre escolaridade, trabalho, renda e migração para uma grande amostra da população brasileira; e ii) os Censos Escolares de 2001 a 2005, que nos fornece o total de escolas de ensino médio por município. Para análise empírica, foi feito um cruzamento entre as informações socioeconômicas do Censo Demográfico, no nível individual, e a oferta de escolas no nível municipal, no ano em que o jovem tinha 15 anos.

Em um primeiro momento, selecionamos os indivíduos que tinham entre 20 e 24 anos na data de referência do Censo Demográfico e, a partir das variáveis de migração, identificamos os municípios onde esses jovens moravam aos 15 anos. Em seguida, construímos outra base cruzando as informações de oferta de escolas dos Censos Escolares e as distâncias geodésicas entre os municípios. As distâncias foram calculadas entre as coordenadas centrais de cada município, fornecida pelo IBGE. As próximas subseções descrevem, de forma detalhada, como foi feita a seleção da amostra e como foram construídas as VIs.

### 3.1 Seleção da amostra

Para estimar o retorno econômico do ensino médio entre os jovens, foram selecionados os indivíduos que tinham entre 20 e 24 anos em 31 de julho de 2010, data de referência do Censo Demográfico. Do total de jovens dessa faixa etária, foram escolhidos aqueles que tinham nível de escolaridade fundamental completo, médio incompleto ou médio completo e que estavam ocupados na semana de referência da pesquisa. Para esses jovens identificamos o município de residência aos 15 anos, idade adequada para entrada no ensino médio<sup>3</sup>, e, a partir daí, construímos as medidas de oferta escolar com base nos dados dos Censos Escolares e das distâncias geodésicas entre municípios. Sendo assim, para os indivíduos que declararam ter 20 anos, utilizou-se a informação do Censo Escolar 2005. Para aqueles com 21 anos, foi usado o Censo Escolar 2004 e, assim por diante, conforme exposto na tabela 1.

**TABELA 1**  
Seleção da amostra

Coorte	Data de nascimento	Censo Escolar utilizado	Idade no Censo Demográfico (31/7/2010)
1	1º/8/1989-31/7/1990	2005	20
2	1º/8/1988-31/7/1989	2004	21
3	1º/8/1987-31/7/1988	2003	22
4	1º/8/1986-31/7/1987	2002	23
5	1º/8/1985-31/7/1986	2001	24

Elaboração dos autores.

3. Até 2006, a Lei de Diretrizes e Bases da Educação estabelecia a idade mínima de 7 anos para o ingresso no ensino fundamental, com duração de oito anos. Apesar de não estabelecer uma idade mínima para a entrada no ensino médio, é esperado que o aluno que não tenha atraso escolar chegue a essa etapa de ensino aos 15 anos.

Entre os jovens selecionados para amostra pelos critérios de escolaridade e ocupação, 84% moravam no mesmo município desde os 15 anos. Para o restante, que migrou em algum momento de tempo, buscamos identificar, por meio de perguntas relativas à migração, o município de residência na respectiva data. O questionário do Censo Demográfico fornece informações do tempo de moradia e município de residência em três momentos do tempo. As variáveis utilizadas para identificar o município de residência são citadas a seguir.

- Tempo de moradia no município: tempo ininterrupto de moradia no município de residência, contado em anos completos até a data de referência.
- Município de residência atual: município que o indivíduo morava na data de referência.
- Município de residência em 31 de julho de 2005: município em que residia há cinco anos da data de referência, para a pessoa que, na data da referência, morava, sem interrupção, há menos de seis anos no município atual.
- Município de residência anterior: município em que residia anteriormente, para a pessoa que, na data da referência, morava, sem interrupção, há menos de dez anos no município de residência atual.

A maioria dos jovens morava no mesmo município desde os 15 anos. Para esses jovens, o município de residência aos 15 anos coincide com o município de residência atual. No caso específico dos jovens com 20 anos na data do censo, o município de residência em 2005 corresponde ao município de residência aos 15 anos, portanto a variável é perfeitamente identificada. Para os mais velhos, há duas possibilidades: entre os que reportaram tempo de moradia menor do que cinco anos, isto é, migraram entre 2005 e 2010, utilizamos o município de residência em 2005. Para os jovens que reportaram tempo de moradia, em anos completos, maior ou igual a cinco, utilizamos o município de residência anterior. Portanto, os critérios estabelecidos foram:

- município de residência atual: tempo de moradia  $\geq$  idade - 15;
- município de residência em 2005: tempo de moradia  $<$  5 anos; e
- município de residência anterior:  $5 \leq$  tempo de moradia  $<$  idade - 15.

A tabela 2 expõe os percentuais de jovens em cada idade por tempo de moradia no município. O esquema de cores se refere à variável de código de município utilizada para construir o município de residência aos 15 anos.

**TABELA 2**

**Proporção de indivíduos de 20 a 24 anos por tempo de moradia no município**  
(Em %)

Tempo de moradia no município	Idade				
	20 anos	21 anos	22 anos	23 anos	24 anos
< 5 anos	13,4	14,0	14,5	14,3	14,0
5 anos	1,0	1,1	1,3	1,5	1,4
6 anos	1,3	1,4	1,4	1,6	1,8
7 anos	1,0	1,0	1,1	1,1	1,3
8 anos	1,1	1,2	1,2	1,3	1,3
> = 9 anos	82,2	81,4	80,6	80,2	80,1
Residentes no município desde os 15 anos	86,6	84,9	82,9	81,6	80,1

Variável de município utilizada:

Município de residência em 31/7/2005

Município de residência anterior

Município de residência em 31/7/2010

Fonte: Dados do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

A amostra final é composta por 597.467 jovens, que representavam, com fator de expansão, 5,7 milhões de brasileiros de 20 a 24 anos.

O grupo de jovens com ensino médio completo é considerado como grupo de tratamento. Como nosso interesse reside em estimar o retorno salarial do nível médio, não foram considerados os jovens que tenham cursado algum semestre do ensino superior, tendo em vista que esses jovens já teriam acumulado mais capital humano e, portanto, estaríamos captando um retorno salarial que vai além do nível médio. Em contrapartida, o grupo de controle abrange duas categorias de indivíduos, citadas a seguir.

- 1) Ensino fundamental completo: jovens que se formaram no nível fundamental e encerraram a escolaridade nessa etapa de ensino sem nunca ter frequentado o ensino médio.
- 2) Ensino médio incompleto: jovens que concluíram o ensino fundamental e frequentaram alguma série do nível médio.



A especificação básica do modelo considera as duas categorias como grupo de controle. Na análise de robustez do modelo, retiramos os jovens com ensino médio incompleto com intuito de isolar um possível efeito de se ter frequentado, sem concluir, o ensino médio.

### 3.2 Variáveis instrumentais

Com os dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005, construímos a variável de oferta total de escolas de ensino médio por município. Foram considerados todos os estabelecimentos das redes pública e privada com a condição de funcionamento ativa no ano.

O número de escolas de ensino médio em cada município foi dividido pela respectiva população de 15 a 19 anos. Os dados de população por município e faixa etária foram extraídos do portal de informações do Ministério da Saúde.<sup>4</sup> Além da oferta de escolas no próprio município, foi construída uma medida de densidade de oferta de escolas nos municípios vizinhos. Para tanto, utilizou-se a distância geodésica entre as coordenadas centrais dos municípios como fator de ponderação para o número de escolas.<sup>5</sup> As coordenadas dos municípios foram obtidas no *site* do IBGE e utilizaram-se as malhas territoriais por município de 2005.

Dois tipos de medidas de oferta de escolas por município foram criados. A primeira corresponde ao número de escolas do próprio município para cada 1 mil habitantes de 15 a 19 anos.

$$Esc_{mt} = \frac{Escolas_{mt}}{Populacao_{15-19_{mt}}} \times 1000, \quad (2)$$

em que  $m$  indexa o município e  $t$ , o ano.

O segundo tipo de instrumento é baseado em Doyle e Skinner (2016) e busca captar a densidade de oferta de escolas na região, isto é, em cidades que estejam próximas do município de residência aos 15 anos. Levando em consideração que a oferta de escolas na região aumenta o conjunto de possibilidades dos jovens de frequentarem o ensino médio, e que os indivíduos irão atribuir um peso maior às instituições que estejam em municípios mais próximos, a nossa medida de densidade escolar contempla pesos baseados no inverso da distância geodésica, conforme ilustrado pela equação 3.

4. Disponível em: <<https://bit.ly/3BlqZsY>>. Acesso em: 28 set. 2018.

5. A distância geodésica é a distância mais curta entre dois pontos em um elipsoide. O cálculo das distâncias foi feito pelo *software R* com pacote Geosphere que produz estimativas de alta precisão.

## TEXTO para DISCUSSÃO

$$w_{\rho mk} = \left( \frac{d_{mk}}{\sum_{k=1}^{K(m)} d_{mk}} \right)^{-\rho}, \quad (3)$$

em que  $d_{mk}$  é a distância geodésica entre as coordenadas dos centroides do município de residência  $m$  e do município  $k$ .<sup>6</sup> O denominador corresponde ao somatório das distâncias entre o município  $m$  e os  $K(m)$  municípios que estavam a uma distância de até 80 km da distância geodésica, incluindo municípios de estados diferentes que fazem divisa. O termo exponencial  $\rho$  é negativo, de forma que municípios mais próximos recebem um peso maior. Com  $\rho = 1$ , os pesos são uma função linear da distância, quando  $\rho > 1$ , os pesos decrescem exponencialmente à medida que a distância aumenta. No limite, com  $\rho \rightarrow \infty$ , todo o peso será atribuído ao município mais próximo. Usamos duas especificações, com  $\rho = 1$  e  $\rho = 2$ . Para cada município  $m$ , a densidade de escolas na região é dada pelo peso do município multiplicado pelo número de escolas por habitantes no respectivo município e no ano  $t$ , conforme mostrado na equação 4.

$$Densidade\_Esc_{\rho mt} = \sum_{k=1}^{K(m)} \frac{w_{\rho mk} \cdot Esc_{kt}}{\sum_{k=1}^{K(m)} w_{\rho mk}}. \quad (4)$$

### 3.3 Análise descritiva

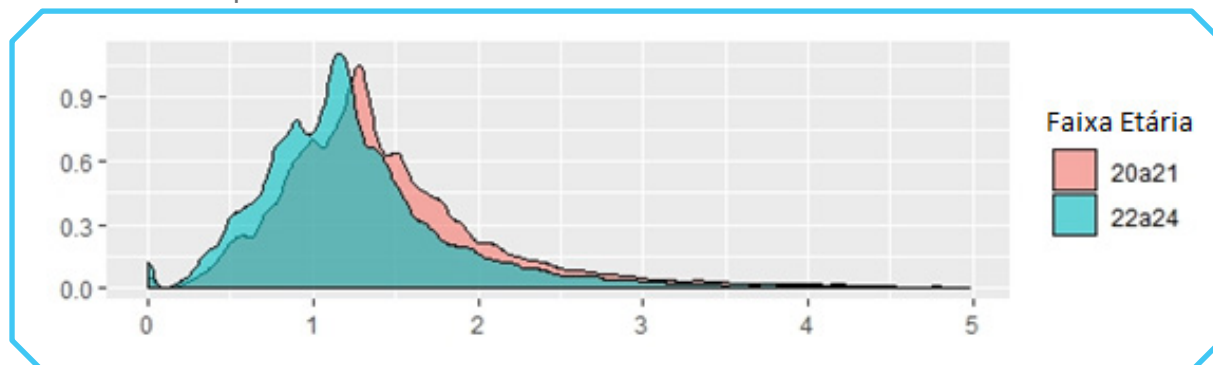
O gráfico 1 apresenta as distribuições das variáveis *escolas por habitantes* e *densidade de escolas na região*, com fator linear, por faixa etária. Os jovens de 20 a 21 anos foram expostos a uma maior oferta de escolas por habitantes (1,5 na média), em relação aos jovens de 22 a 24 anos (1,3 na média). O mesmo ocorre com a medida de densidade, cuja média era de 1,7 para os mais novos, e 1,5 para os jovens de 22 a 24 anos. As distribuições por sexo não apresentaram diferenças significativas.

6. O município de residência aos 15 anos é o menor nível de agregação que obtemos no Censo Demográfico. Para o município de residência na data de referência da pesquisa, é possível localizar o setor censitário. No entanto, para o município de residência em 2005, ou município de residência anterior, não é possível identificar o setor censitário, somente o próprio município.

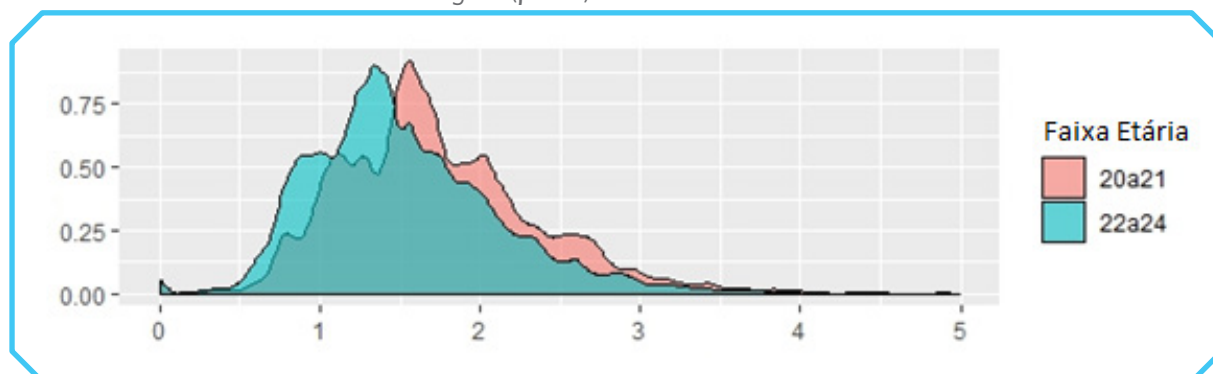
**GRÁFICO 1**

Distribuição do número de escolas por 1 mil habitantes e da densidade de escolas ( $\rho = 1$ ) por faixa etária

1A – Escolas por habitantes



1B – Densidade de escolas na região ( $\rho = 1$ )



Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

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

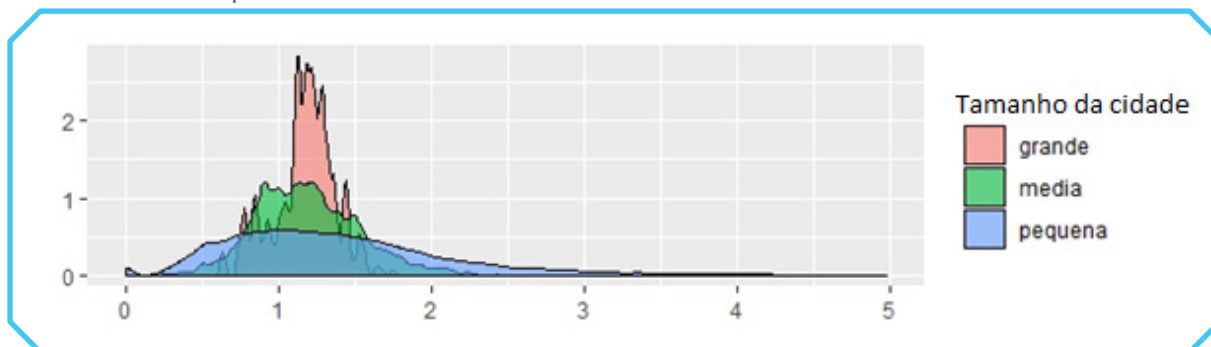
As medidas de ofertas de escolas também são muito influenciadas pelo tamanho da população. O gráfico 2 apresenta a distribuição das duas variáveis por tamanho do município, de acordo com a classificação do IBGE. As cidades pequenas são aquelas que têm até 100 mil habitantes. As cidades médias possuem entre 100 mil e 500 mil habitantes, e as cidades grandes têm população acima de 500 mil. Em 2005, 95% dos municípios brasileiros tinham até 100 mil habitantes. Esses municípios concentravam 50% da população brasileira de 15 a 19 anos, enquanto as cidades médias e grandes respondiam por 24% e 26% da população de jovens, respectivamente. Pelo gráfico 2, pode-se observar uma maior dispersão no número de escolas por habitantes e na medida de densidade de escolas para os jovens de cidades pequenas. Nas cidades grandes, há uma concentração em torno da média de 1,2 escolas por 1 mil habitantes de 15 a 19 anos.

## TEXTO para DISCUSSÃO

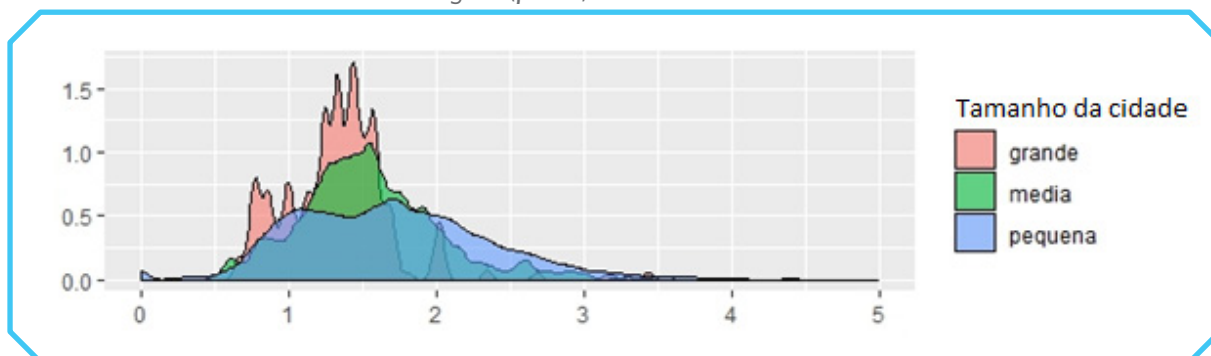
### GRÁFICO 2

Distribuição do número de escolas por 1 mil habitantes e da densidade de escolas ( $\rho = 1$ ) por tamanho do município

2A – Escolas por habitante



2B – Densidade de escolas na região ( $\rho = 1$ )



Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

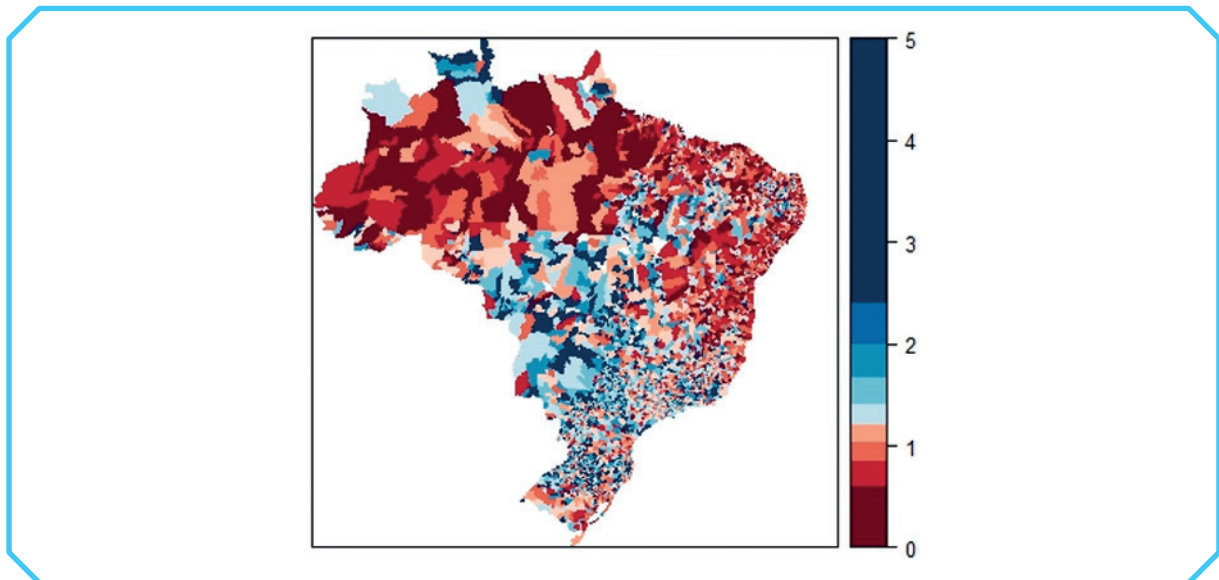
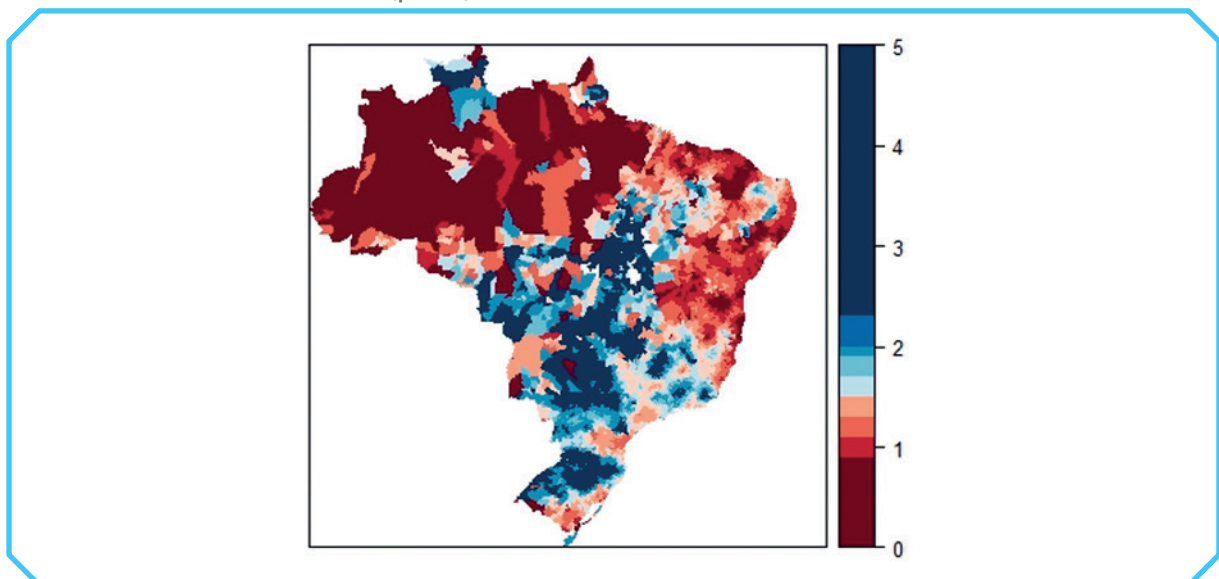
Elaboração dos autores.

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

A figura 1 apresenta a distribuição regional das medidas de escolas por 1 mil habitantes. Na figura 1A, está representada a medida de escolas de ensino médio por 1 mil habitantes. As áreas com tonalidade vermelha possuem menor número relativo de escolas, enquanto as de tons azuis, maior oferta de escolas por habitantes. As regiões Centro-Oeste e Sul apresentam as maiores ofertas relativas de escolas. O Sudeste possui o maior número absoluto de escolas, no entanto essa região também concentra a maior parte da população. Em 2005, cerca de 40% dos jovens de 15 a 19 anos moravam no Sudeste. Nas regiões Norte e Nordeste, verifica-se uma menor oferta relativa de escolas. Por sua vez, para a medida de densidade de escolas, na figura 1B, o padrão regional se torna mais acentuado. Verifica-se uma grande faixa vermelha no Norte, devido à enorme distância entre municípios nessa região.

**FIGURA 1****Medidas de escolas de ensino médio por 1 mil habitantes de 15 a 19 anos**

1A – Número de escolas

1B – Densidade de escolas ( $\rho = 1$ )

Fonte: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. As figuras correspondem à média de 2001 a 2005.

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

**TEXTO para DISCUSSÃO**

A tabela 3 reporta os valores médios das variáveis explicativas usadas no modelo de regressão por grupo de escolaridade. Na primeira coluna, está representado o grupo de tratamento, e, na segunda coluna, o grupo de controle, composto por aqueles indivíduos que concluíram o ensino fundamental, mas não chegaram a concluir o ensino médio.

Observa-se uma maior predominância de homens, cerca de 65%, nos grupos de menor escolaridade, em comparação a 54% no grupo com médio completo. A média salarial dos jovens com nível médio completo, de R\$ 5,40 por hora, é 7,5% maior do que a média salarial dos jovens que não concluíram o ensino médio. No entanto, é preciso ressaltar que há uma grande heterogeneidade no grupo de controle. As terceira e quarta colunas mostram as características socioeconômicas dos jovens com nível de escolaridade fundamental completo e médio incompleto, respectivamente.

A média salarial por hora dos jovens com ensino médio incompleto (R\$ 4,77) se mostrou inferior à média dos jovens que não chegaram a frequentar essa etapa de ensino. Na comparação entre jovens com fundamental completo (R\$ 5,35) e médio completo (R\$ 5,39), a diferença salarial é pouco expressiva.

Os jovens com ensino médio incompleto apresentaram uma média de idade menor, com 43% na faixa etária de 20 a 21 anos, em comparação a 36,0% nos demais grupos. Nesse grupo, também se verificou maior presença de negros (58,4%) do que entre os jovens com apenas fundamental completo (52,8%) e entre os que concluíram o ensino médio (50,9%).

**TABELA 3****Características da amostra por grupo de escolaridade**

	Médio completo	Fundamental completo + médio incompleto	Fundamental completo	Médio incompleto
<b>Características socioeconômicas</b>				
Salário/hora (R\$)	5,39	5,01	5,35	4,77
20-21 anos (%)	36,2	40,4	36,3	43,4
22-24 anos (%)	63,8	59,6	63,7	56,6
Homens (%)	53,8	64,8	64,9	64,8
Mulheres (%)	46,2	35,2	35,1	35,2
Branco (%)	49,1	44,0	47,2	41,6
Negro (%)	50,9	56,0	52,8	58,4
<b>Características regionais</b>				
Cidade pequena (até 100 mil hab.) (%)	45,5	50,3	51,5	49,4
Cidade média (100-500 mil hab.) (%)	26,7	24,5	24,0	24,9
Cidade grande (> 500 mil hab.) (%)	27,7	25,2	24,6	25,6
Região não metropolitana (%)	48,2	51,6	51,6	51,7
Região metropolitana (%)	51,8	48,4	48,4	48,3
Norte (%)	6,8	7,7	5,9	9,1
Nordeste (%)	23,3	23,6	19,6	26,4
Sudeste (%)	46,9	42,5	47,5	38,9
Sul (%)	15,5	17,9	19,8	16,5
Centro-Oeste (%)	7,5	8,3	7,2	9,1
<b>Variáveis instrumentais</b>				
Escolas/hab.	1,26	1,24	1,25	1,24
Densidade de escolas ( $\rho = 1$ )	1,52	1,53	1,54	1,52
Densidade de escolas ( $\rho = 2$ )	1,48	1,49	1,51	1,48
Observações	358.884	238.583	100.621	137.962

Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

Uma possível explicação para a média salarial dos jovens com apenas fundamental completo ser maior do que a dos jovens com algum ensino médio é que o primeiro grupo possui maior experiência potencial. Isto é, esses indivíduos encerraram a escolaridade mais cedo, com oito anos de estudo, e provavelmente ingressaram há mais tempo no mercado de trabalho, tendo acumulado mais experiência do que os indivíduos que seguiram para etapa de ensino médio. Outra possibilidade é que a seleção baseada em características não observáveis para determinar a condição de empregado seja mais intensa para quem tem apenas o ensino fundamental.

No que tange às características regionais, verifica-se uma maior concentração dos jovens com médio completo em regiões metropolitanas (51,8%) e em cidades grandes (27,7%). Também foram incluídas as médias das VIs. A oferta relativa de escolas no município é levemente maior para os jovens com médio completo (1,26) do que para jovens com fundamental completo (1,25) e médio incompleto (1,24). No entanto, as medidas de densidade de escolas apresentam uma pequena diferença de 0,3 a mais para o grupo de menor escolaridade.

#### 4 MODELO EMPÍRICO

Para estimar o retorno salarial associado a cursar o nível médio de ensino, partimos de uma equação de rendimentos adaptada:

$$\ln(y_i) = \alpha + \beta d_i + X'_i \delta + u_i, \quad (5)$$

em que  $d_i$  representa uma variável binária com valor igual a 1 para indivíduos que tenham completado o ensino médio;  $X_i$  é um vetor de características do indivíduo que inclui sexo, cor, faixa etária e características regionais; e  $\ln(y_i)$  é o logaritmo do rendimento por hora no trabalho principal.

Uma especificação como (5) é problemática, visto que há fatores não observados que podem estar afetando simultaneamente a probabilidade de completar o ensino médio e a capacidade de auferir renda, tal como a resiliência do indivíduo que citamos na seção 1. Na ausência de dados experimentais, buscamos encontrar características do município em que o jovem morava aos 15 anos que possam estar razoavelmente correlacionadas ao seu nível de escolaridade, mas que estejam relacionadas aos rendimentos apenas por meio do mecanismo de escolaridade.

Para lidar com o problema de endogeneidade explicado, aplicamos o método de mínimos quadrados em dois estágios (*two stages least square – 2SLS*). Nesse contexto, o termo  $Z_i$  é um vetor de instrumentos que inclui a medida de escolas por município e a medida de densidade de municípios vizinhos.



Primeiro estágio:

$$d_i = \pi_{10} + Z'_i \pi_{11} + X'_i \pi_{12} + e_{1i}. \quad (6)$$

Segundo estágio:

$$\ln(y_i) = \alpha + \beta d_i + X'_i \delta + u_i. \quad (7)$$

O nosso parâmetro de interesse é o coeficiente  $\beta$  da equação (7). Para que esse coeficiente possa ser interpretado como efeito do prêmio salarial associado ao ensino médio, é necessário que o modelo satisfaça certas restrições conhecidas como hipóteses de identificação. A princípio, a densidade de escola deve ser um bom preditor da probabilidade de conclusão do ensino médio, o que implica  $\pi_{11}$  não ser nulo.

A outra restrição muito importante para a correta identificação de  $\beta$  é que a densidade de escolas não deve afetar diretamente o salário. Qualquer influência da densidade no salário deve se dar exclusivamente pela sua relação com a probabilidade de se escolarizar ou não. Essa restrição não seria satisfeita, por exemplo, para a medida de densidade de escolas, só do próprio município se considerarmos que municípios semelhantes nas características observáveis consideradas na tabela 3 podem diferir na importância dada pelos seus habitantes ao ensino médio e ao emprego formal (que remunera mais).

Nesse cenário, o prêmio salarial que estimaríamos usando a primeira opção de instrumento estaria contaminada por um efeito derivado de uma norma social e, portanto, diferiria do verdadeiro valor do prêmio salarial associado ao ensino médio. Essa restrição não é diretamente testável, e nos resta argumentar o quão plausível são argumentos que a refutam, tal como o colocado anteriormente. Desse modo, podemos dizer que as VIs que incorporam a oferta de escolas em municípios em torno do próprio município do indivíduo tendem a ter uma maior probabilidade de satisfazer essa restrição, haja visto que as decisões de ampliar ou não a rede de escolas em municípios ao redor extrapola a influência de qualquer fator determinante limitado ao próprio município.

## 5 RESULTADOS

Nesta seção, são apresentadas as estimativas do retorno salarial de ensino médio pelo método VI, considerando as duas especificações para o grupo de controle: i) fundamental completo mais médio incompleto; e ii) fundamental completo, bem como pelo método de MQO para fins de comparação. A tabela 4 expõe o resultado do segundo estágio para o primeiro grupo de controle.

**TEXTO para DISCUSSÃO**

A segunda coluna da tabela traz os coeficientes e os respectivos erros-padrão obtidos por MQO. A partir da terceira coluna, temos os modelos de VIs. Em *VI (1)*, apenas o número de escolas por 1 mil habitantes no próprio município é incluído como instrumento. Em *VI (2)* e *VI (3)*, além de escolas por 1 mil habitantes, inserimos a variável de escolas nos municípios do entorno, ponderadas pelo inverso da distância. Em *VI (2)*, o fator de ponderação utilizado é linear, e, em *VI (3)*, quadrático. Essas duas últimas especificações são as nossas preferidas pelos motivos expostos ao final da seção anterior.

O retorno do ensino médio estimado por VI é de 14,6% ou 20,0% quando consideramos as escolas de municípios vizinhos ponderando suas distâncias de forma linear ( $\rho = 1$ ) ou quadrática ( $\rho = 2$ ), respectivamente. A estimativa de retorno para o ensino médio que considera apenas a densidade de escolas do próprio município do indivíduo (*VI 1*) é de 10,9%, muito próxima daquela obtida por MQO (10%). Os coeficientes do segundo estágio são significativos ao nível de 10%.

As variáveis explicativas se mostraram significativas e com sinal esperado na equação de rendimentos. As diferenças salariais entre homens e mulheres e brancos e negros são significativas. O rendimento é crescente com a idade e, em termos regionais, verificam-se maiores salários nas regiões metropolitanas e nas cidades médias e grandes.

**TABELA 4**

**Retorno do ensino médio – grupo de controle: ensino fundamental completo mais ensino médio incompleto**

	MQO	VI (1)	VI (2)	VI (3)
Médio completo	0,100*** (0,002)	0,109* (0,059)	0,199*** (0,060)	0,146** (0,059)
Homens	0,175*** (0,002)	0,175*** (0,007)	0,185*** (0,007)	0,179*** (0,007)
Branco	0,091*** (0,002)	0,091*** (0,004)	0,086*** (0,004)	0,089*** (0,004)
21 anos	0,034*** (0,003)	0,034*** (0,004)	0,031*** (0,004)	0,033*** (0,004)
22 anos	0,070*** (0,003)	0,070*** (0,004)	0,066*** (0,004)	0,068*** (0,004)
23 anos	0,109*** (0,003)	0,108*** (0,005)	0,103*** (0,005)	0,106*** (0,005)
24 anos	0,138*** (0,003)	0,137*** (0,005)	0,131*** (0,005)	0,135*** (0,005)
Região metropolitana	0,140*** (0,002)	0,139*** (0,003)	0,138*** (0,003)	0,139*** (0,003)
Cidade média	0,083*** (0,002)	0,083*** (0,003)	0,080*** (0,003)	0,082*** (0,003)
Cidade grande	0,141*** (0,003)	0,141*** (0,003)	0,140*** (0,003)	0,141*** (0,003)
Constante	0,756*** (0,007)	0,751*** (0,036)	0,698*** (0,036)	0,729*** (0,036)
Controles de Unidades da Federação (UF)	✓	✓	✓	✓
Observações	597.467	597.467	597.467	597.467
R <sup>2</sup>	0,116	0,116	0,111	0,115

Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

Ao excluir do modelo o grupo com ensino médio incompleto, a estimativa MQO caiu para 6,8% (tabela 5). O único coeficiente VI significativo é o da especificação com densidade de escolas ( $\rho = 1$ ). O retorno de 16,3% difere bastante das demais estimativas VI e MQO. Como já havia sido constatado nas estatísticas descritivas, a média salarial do grupo com apenas o fundamental completo é superior à média salarial dos jovens com algum ensino médio, e muito

## TEXTO para DISCUSSÃO

próxima da média dos que concluíram o nível médio. É provável que o primeiro grupo apresente características não observáveis que influenciam tanto na inserção no mercado de trabalho quanto no rendimento auferido.

**TABELA 5**

**Retorno do ensino médio – grupo de controle: ensino fundamental completo**

	MQO	VI (1)	VI (2)	VI (3)
Médio completo	0,068*** (0,003)	-0,009 (0,072)	0,163** (0,072)	0,041 (0,072)
Homens	0,174*** (0,002)	0,168*** (0,006)	0,181*** (0,006)	0,172*** (0,006)
Branco	0,093*** (0,002)	0,095*** (0,003)	0,090*** (0,003)	0,093*** (0,003)
21 anos	0,036*** (0,004)	0,036*** (0,004)	0,036*** (0,004)	0,036*** (0,004)
22 anos	0,069*** (0,004)	0,069*** (0,004)	0,069*** (0,004)	0,069*** (0,004)
23 anos	0,109*** (0,004)	0,109*** (0,004)	0,109*** (0,004)	0,109*** (0,004)
24 anos	0,139*** (0,004)	0,139*** (0,004)	0,139*** (0,004)	0,139*** (0,004)
Região metropolitana	0,134*** (0,003)	0,134*** (0,003)	0,132*** (0,003)	0,134*** (0,003)
Cidade média	0,084*** (0,003)	0,087*** (0,003)	0,081*** (0,003)	0,085*** (0,003)
Cidade grande	0,144*** (0,004)	0,146*** (0,004)	0,142*** (0,004)	0,145*** (0,004)
Constante	0,809*** (0,008)	0,872*** (0,060)	0,732*** (0,059)	0,831*** (0,060)
<i>Dummies</i> de UF	✓	✓	✓	✓
Observações	459.505	459.505	459.505	459.505
R-squared	0,108	0,106	0,104	0,107

Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

## 5.1 Resultados do primeiro estágio

As tabelas 6 e 7, a seguir, apresentam as estimações do primeiro estágio e as estatísticas de teste de validade dos instrumentos para as duas especificações do grupo de controle. A oferta de escolas no próprio município teve efeito levemente maior na probabilidade de conclusão do ensino médio quando se considera os jovens com ensino médio incompleto (0,024) do que na especificação só com fundamental (0,022). Esse resultado sugere que, no grupo com apenas o ensino fundamental completo, pode haver mais gente do tipo *never-taker*, que não são influenciados pelo instrumento. Por sua vez, no grupo com médio incompleto, pode haver maior proporção de *compliers* e, com isso, um efeito maior da oferta de escolas na conclusão do ensino médio.

Em compensação, o efeito da medida de escolas ponderadas pela distância é maior na regressão com o grupo que tem só fundamental (0,007 e 0,003) em comparação ao grupo de controle que inclui os jovens com médio incompleto (0,004 e 0,002).

Em relação aos testes para instrumentos fracos no primeiro estágio, a estatística *Kleibergen-Paap rk LM* indica que podemos rejeitar a hipótese nula de que a variável endógena é não identificada para todas as especificações. Isso deixa em aberto a possibilidade de que os instrumentos sejam apenas fracamente correlacionados com a variável de escolaridade. Para testar essa hipótese, utilizamos a estatística *Kleibergen-Paap rk Wald F*. Os valores elevados dessa estatística sugerem que podemos rejeitar a hipótese nula de que os instrumentos são fracos.

**TABELA 6**

**Primeiro estágio – grupo de controle: ensino fundamental completo mais ensino médio incompleto**

	VI (1)	VI (2)	VI (3)
Oferta de escolas no município	0,024*** (0,001)	0,023*** (0,001)	0,024*** (0,001)
Densidade de escolas ( $\rho = 1$ )	-	0,004** (0,002)	-
Densidade de escolas ( $\rho = 2$ )	-	-	0,002 (0,001)
Homens	-0,106*** (0,001)	-0,106*** (0,001)	-0,106*** (0,001)
Branços	0,053*** (0,002)	0,053*** (0,002)	0,053*** (0,002)
21 anos	0,033*** (0,002)	0,033*** (0,002)	0,033*** (0,002)
22 anos	0,051*** (0,002)	0,051*** (0,002)	0,051*** (0,002)
23 anos	0,064*** (0,002)	0,065*** (0,002)	0,064*** (0,002)
24 anos	0,078*** (0,002)	0,078*** (0,002)	0,078*** (0,002)
Região metropolitana	0,025*** (0,002)	0,025*** (0,002)	0,025*** (0,002)
Cidade média	0,031*** (0,002)	0,031*** (0,002)	0,031*** (0,002)
Cidade grande	0,018*** (0,002)	0,019*** (0,002)	0,019*** (0,002)
Constante	0,557*** (0,005)	0,553*** (0,005)	0,555*** (0,005)
Controles de UF	✓	✓	✓
Observações	597.467	597.467	597.467
$R^2$	0,024	0,024	0,024
Teste F	307,4	299,2	299,1
Kleibergen-Paap rk LM	475,7	478,5	476,4
$p$ -valor	0,00	0,00	0,00
Kleibergen-Paap rk Wald F	474,7	238,9	237,8
Anderson-Rubin chi-sq	3,354	149	63,38
$p$ -valor	0,0671	0,00	0,00

Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

**TABELA 7****Primeiro estágio – grupo de controle: ensino fundamental completo**

	VI (1)	VI (2)	VI (3)
Oferta de escolas no município	0,022*** (0,001)	0,021*** (0,001)	0,021*** (0,001)
Densidade de escolas ( $\rho = 1$ )	-	0,007*** (0,002)	-
Densidade de escolas ( $\rho = 2$ )	-	-	0,003** (0,001)
Homens	-0,073*** (0,001)	-0,073*** (0,001)	-0,073*** (0,001)
Branco	0,029*** (0,002)	0,029*** (0,002)	0,029*** (0,002)
21 anos	0,005** (0,002)	0,006** (0,002)	0,005** (0,002)
22 anos	0,004* (0,002)	0,005** (0,002)	0,005** (0,002)
23 anos	0,007*** (0,002)	0,009*** (0,002)	0,008*** (0,002)
24 anos	0,008*** (0,002)	0,010*** (0,002)	0,009*** (0,002)
Região metropolitana	0,016*** (0,002)	0,017*** (0,002)	0,016*** (0,002)
Cidade média	0,040*** (0,002)	0,040*** (0,002)	0,040*** (0,002)
Cidade grande	0,027*** (0,002)	0,027*** (0,002)	0,027*** (0,002)
Constante	0,788*** (0,004)	0,779*** (0,005)	0,784*** (0,005)
Controles de UF	✓	✓	✓
Observações	459.505	459.505	459.505
$R^2$	0,016	0,016	0,016
Teste F	168,9	164,5	164,3
Kleibergen-Paap rk LM	430,4	444,5	433
$p$ -value	0,00	0,00	0,00
Kleibergen-Paap rk Wald F	425,5	220,2	214,3
Anderson-Rubin chi-sq	0,0161	86,98	27,67
$p$ -value	0,899	0,00	0,00

Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

## 5.2 Heterogeneidade dos retornos por sexo e faixa etária

Nesta subseção, investigamos se o retorno salarial do ensino médio varia de acordo com sexo e a faixa etária dos indivíduos. Na hipótese de retornos heterogêneos da educação, a estimativa produzida pelo método VI pode ser interpretada como uma média ponderada dos retornos marginais para a educação na população, em que o peso para qualquer indivíduo é dado pelo tamanho relativo do incremento em sua escolaridade induzida pelo instrumento (Card, 2001).

Tendo isso em vista, reportamos os retornos e as estatísticas de testes dos instrumentos para homens e mulheres e para jovens por faixa etária: 20-21 anos e 22-24 anos. Para esses recortes, consideramos a especificação com ensino médio incompleto.

De acordo com os resultados das tabelas 8 e 9, o retorno salarial estimado por MQO é maior para homens (10,8%) do que para mulheres (8,9%). No entanto, pelo método VI, o retorno estimado para mulheres é bem mais expressivo, variando entre 18,4% e 28,8%. Para os homens, apenas a estimativa VI (2) é significativa ao nível de 10%, o coeficiente de 12,2% é bem mais próximo ao obtido pelo MQO do que o observado para mulheres com os mesmos instrumentos.

Os coeficientes de oferta de escolas no município, no primeiro estágio, se mostraram significativos, para ambos os sexos. Para os homens, a oferta de escolas por 1 mil habitantes eleva a probabilidade de conclusão do ensino médio em 2,6 pontos percentuais (p.p.). Para as mulheres, esse valor é um pouco mais baixo, de 2,1 p.p.

A literatura sobre gênero destaca a existência de barreiras relacionadas à composição familiar e a presença de filhos que dificultam a inserção das mulheres no mercado de trabalho. Sendo assim, é provável que as mulheres *compliers* façam parte de um grupo mais bem selecionado do que os homens, e, por isso, a estimativa VI é significativamente mais alta para as mulheres.



**TABELA 8**

**Retorno do ensino médio de homens – grupo de controle: ensino fundamental completo mais ensino médio incompleto**

	MQO	VI (1)	VI (2)	VI (3)
Médio completo	0,108*** (0,003)	0,051 (0,070)	0,122* (0,071)	0,077 (0,071)
Primeiro estágio				
Oferta de escolas no município	-	0,026*** (0,001)	0,026*** (0,001)	0,026*** (0,001)
Densidade de escolas ( $\rho = 1$ )	-	-	0,003 (0,002)	-
Densidade de escolas ( $\rho = 2$ )	-	-	-	0,002 (0,002)
Observações	354.044	354.044	354.044	354.044
$R^2$	-	0,016	0,016	0,016
Teste F	-	127,9	124,4	124,4
Kleibergen-Paap rk LM	-	328,3	329,2	328,4
$p$ -value	-	0,0	0,0	0,0
Kleibergen-Paap rk Wald F	-	327,7	164,4	163,9
Anderson-Rubin chi-sq	-	0,514	109,3	43,01
$p$ -value	-	0,474	0,0	0,0

Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

**TABELA 9**

**Retorno do ensino médio de mulheres – grupo de controle: ensino fundamental completo mais ensino médio incompleto**

	MQO	VI (1)	VI (2)	VI (3)
Médio completo	0,089*** (0,003)	0,184* (0,106)	0,288*** (0,107)	0,233** (0,107)
Primeiro estágio				
Oferta de escolas no município	-	0,021*** (0,002)	0,021*** (0,002)	0,021*** (0,002)
Densidade de escolas ( $\rho = 1$ )	-	-	0,004 (0,003)	-
Densidade de escolas ( $\rho = 2$ )	-	-	-	0,003 (0,002)
Observações	243.423	243.423	243.423	243.423
$R^2$	-	0,008	0,008	0,008
Teste F	-	44,15	42,96	42,92
Kleibergen-Paap rk LM	-	154,4	156,1	155,1
$p$ -value	-	0,0	0,0	0,0
Kleibergen-Paap rk Wald F	-	154	77,86	77,35
Anderson-Rubin chi-sq	-	3	42,71	20,64
$p$ -value	-	0,0832	0,0	0,0

Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

Com base nas tabelas 10 e 11, no que tange à faixa etária, verificam-se retornos maiores para os mais velhos, na faixa de 22 a 24 anos. A estimativa MQO para esses dois grupos é bem próxima, 9,2% para os mais novos, e 10,5% para os jovens de 22 a 24 anos. No entanto, os resultados produzidos pelo método VI diferem substancialmente. Entre os jovens de 20 a 21 anos, os coeficientes VIs não são significativos. Para os mais velhos, VI tende a elevar o retorno, com coeficientes significativos ao nível de 5% que variam entre 19% e 28%.

**TABELA 10**

**Retorno do ensino médio da faixa etária de 20 a 21 anos – grupo de controle: ensino fundamental completo mais ensino médio incompleto**

	MQO	VI (1)	VI (2)	VI (3)
Médio completo	0,092*** (0,003)	0,044 (0,088)	0,134 (0,088)	0,090 (0,088)
Primeiro estágio				
Oferta de escolas no município	-	0,025*** (0,002)	0,024*** (0,002)	0,024*** (0,002)
Densidade de escolas ( $\rho = 1$ )	-	-	0,005* (0,003)	-
Densidade de escolas ( $\rho = 2$ )	-	-	-	0,003 (0,002)
Observações	228.145	228.145	228.145	228.145
$R^2$	-	0,026	0,026	0,026
Teste F	-	143,7	139,6	139,5
Kleibergen-Paap rk LM	-	208,5	210,5	209,8
$p$ -value	-	0,0	0,0	0,0
Kleibergen-Paap rk Wald F	-	208,3	105,2	104,9
Anderson-Rubin chi-sq	-	0,252	45,84	17,68
$p$ -value	-	0,616	0,0	0,0

Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

**TABELA 11**

**Retorno do ensino médio da faixa etária de 22 a 24 anos – grupo de controle: ensino fundamental completo mais ensino médio incompleto**

	MQO	VI (1)	VI (2)	VI (3)
Médio completo	0,105*** (0,003)	0,191** (0,082)	0,276*** (0,082)	0,211** (0,082)
Primeiro estágio				
Oferta de escolas no município	-	0,023*** (0,001)	0,023*** (0,002)	0,023*** (0,002)
Densidade de escolas ( $\rho = 1$ )	-	-	0,003 (0,002)	-
Densidade de escolas ( $\rho = 2$ )	-	-	-	0,001 (0,002)
Observações	369.322	369.322	369.322	369.322
$R^2$	-	0,019	0,019	0,019
Teste F	-	165,3	160,7	160,6
Kleibergen-Paap rk LM	-	257,8	258,6	257,8
$p$ -value	-	0,0	0,0	0,0
Kleibergen-Paap rk Wald F	-	257	129	128,5
Anderson-Rubin chi-sq	-	5,450	114,4	51,81
$p$ -value	-	0,0196	0,0	0,0

Fontes: Dados dos Censos Escolares de 2001 a 2005 e do Censo Demográfico 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erros-padrão robustos entre parênteses.

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

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo estimar o retorno salarial de nível médio para jovens brasileiros em 2010. Além de atualizar as estimativas encontradas na literatura para períodos anteriores, este estudo propôs um conjunto de VIs que buscam captar a densidade de escolas quando o jovem tinha 15 anos, idade de entrada no ensino médio. O trabalho também inova ao usar dados censitários e no enfoque para população de jovens de 20 a 24 anos, recém-formados no ensino médio.

Os resultados apontam que as medidas de oferta de escolas têm uma relação positiva e significativa com a probabilidade de o jovem ter o ensino médio completo em 2010. O retorno

salarial obtido pelo método VI variou entre 11% e 20%, acima da estimativa obtida pelo método de mínimos quadrados, ao se considerar como grupo de controle os jovens com nível de ensino fundamental completo e médio incompleto. Esse resultado é condizente com a literatura empírica que utiliza fatores institucionais relacionados ao sistema educacional como instrumento para educação.

Se os retornos educacionais não foram constantes, o que se estima pelo método de VI é justamente o retorno para o grupo de indivíduos cuja decisão de completar o ensino médio é mais sensível à proximidade de escolas. Dessa forma, diferentes métricas para o cálculo de proximidade podem identificar o retorno ao ensino médio para diferentes grupos, o que explica a variação obtida nas nossas estimativas entre as diferentes formas que usamos para o cálculo de densidade de escolas.

A fim de verificar a hipótese de retornos heterogêneos, estimamos os modelos separadamente para homens e mulheres, e por faixa etária. Os resultados por sexo variam de acordo com o método empregado. Na estimação por MQO, a diferença salarial associada ao nível médio é maior para os homens (11%) do que para mulheres (9%), enquanto que, no modelo VI, essa situação se reverte, com retornos elevados para mulheres (18% a 29%) e retornos pouco significativos para homens. Em relação à faixa etária, jovens de 22 a 24 anos apresentaram maiores retornos do que os mais novos em ambas as metodologias, sendo que, para os jovens de 20 a 21 anos, as estimativas por VI não foram significativas.

Diversos desdobramentos do exercício empírico aqui apresentado podem ser feitos. Um deles é a aplicação da mesma metodologia para o Censo Demográfico 2000 e para as edições de 1991 a 1995 do Censo Escolar, de modo a possibilitar a comparação dos retornos de ensino médio entre 2000 e 2010. Outra possibilidade é estender a análise para o nível de ensino superior.

## REFERÊNCIAS

ANGRIST, J.; KRUEGER, A. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? **Quarterly Journal of Economics**, v. 106, n. 4, p. 979-1014. Nov. 1991.

ANGRIST, J.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless economics**: an empiricist's companion. Princeton: Princeton University Press, 2008.

ASHENFELTER, O.; HARMON, C.; OSTERBEEK, H. A review of estimates of the schooling/earnings relationship with tests of publication bias. **Labour Economics**, v. 6, n. 4, p. 453-470, 1999.

BARBOSA FILHO, F. H.; PÊSSOA, S. A. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 38, n. 1, p. 97-125, 2008.

BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007. v. 3.

BARROS, R. P. *et al.* **Políticas públicas para redução do abandono e evasão escolar de jovens**. São Paulo: Fundação Brava; Instituto Unibanco; Insper; Instituto Ayrton Senna, 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/2yefRpe>>. Acesso em: 13 out. 2022.

BECKER, G. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, n. 70, p. 9-49, 1962.

\_\_\_\_\_. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis. New York: Columbia University Press, 1975.

CARD, D. Earnings, schooling and ability revisited. **Research in Labor Economics**, v. 14, p. 23-48, 1995.

\_\_\_\_\_. The causal effect of education on earnings. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**. New York: North-Holland, 1999.

\_\_\_\_\_. Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems. **Econometrica**, v. 69, n. 5, p. 1127-1160, 2001.

CASTRO, C. M. Investimento em educação no Brasil: uma réplica. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 1, n. 2, 1971.

CRESPO, A.; REIS, M. Sheepskin effects and the relationship between earnings and education: analyzing their evolution over time in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 3, p. 209-231, 2009.

DOYLE, W. R.; SKINNER, B. T. Estimating the education-earnings equation using geographic variation. **Economics of Education Review**, v. 53, p. 254-267, 2016.

DUFLO, E. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: evidence from an unusual policy experiment. **American Economic Review**, v. 91, n. 4, p. 795-813, 2001.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 153-161, 1979.

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. **Fifty years of mincer earnings regressions**. National Bureau of Economic Research, May 2003. (NBER Working Papers, n. 9732).

IMBENS, G. W.; ANGRIST, J. Identification and estimation of local average treatment effects. **Econometrica**, v. 62, n. 2, p. 467-475, 1994.

KASSOUF, A. L. The wage rate estimation using Heckman procedure. **Revista de Econometria**, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.

\_\_\_\_\_. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Brazilian Journal of Applied Economics**, v. 2, n. 2, p. 243-269, 1998.

LAM, D.; SCHOENI, R. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 4, p. 710-739, 1993.

LANGONI, C. G. **As causas do crescimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Apec, 1974.

MENEZES-FILHO, N. A. Educação e desigualdade. In: LISBOA, M. de B.; MENEZES-FILHO, N. A.; KASSOUF, A. L. **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV EPGE, 2001.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

\_\_\_\_\_. **Schooling, experience e earnings**. Columbia University Press, 1974.

MOURA, R. L. Testando as hipóteses do modelo de Mincer para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 64, n. 4, p. 407-449, 2008.

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.

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

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

TEIXEIRA, W. M.; MENEZES-FILHO, N. A. Estimando o retorno à educação do Brasil considerando a legislação educacional brasileira como um instrumento. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 3, p. 479-496, São Paulo, 2012.

UEDA, E. M.; HOFFMANN, R. Estimando o retorno da educação no Brasil. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 6, n. 2, p. 209-238, abr.-jun. 2002.

### **BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR**

PSACHAROPOULOS, G. Returns to investment in education: a global update. **World Development**, Oxford, v. 22, n. 9, p. 1325-1343, Sept. 1994.



# Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

## EDITORIAL

### **Chefe do Editorial**

Aeromilson Trajano de Mesquita

### **Assistentes da Chefia**

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

### **Supervisão**

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Everson da Silva Moura

### **Revisão**

Alice Souza Lopes

Amanda Ramos Marques

Ana Clara Escórcio Xavier

Barbara de Castro

Clícia Silveira Rodrigues

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Reginaldo da Silva Domingos

Brena Rolim Peixoto da Silva (estagiária)

Nayane Santos Rodrigues (estagiária)

### **Editoração**

Anderson Silva Reis

Cristiano Ferreira de Araújo

Danielle de Oliveira Ayres

Danilo Leite de Macedo Tavares

Leonardo Hideki Higa

### **Capa**

Aline Cristine Torres da Silva Martins

### **Projeto Gráfico**

Aline Cristine Torres da Silva Martins

*The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.*

### **Ipea – Brasília**

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

## **Missão do Ipea**

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

