

# O EFEITO DIPLOMA NO MERCADO DE TRABALHO NÃO QUALIFICADO: UMA APLICAÇÃO DA FUNÇÃO DE MINCER PARA O BRASIL

## **Jayane Freires Ferreira**

Graduanda em Ciências Econômicas pela Universidade Regional do Cariri (URCA).

E-mail: jayfreires2014@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0003-3943-1951>

## **Andréa Ferreira da Silva**

Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB) e professora do curso de Ciências Econômicas da Universidade Regional do Cariri (URCA).

E-mail: andrea.economia@yahoo.com.br

 <https://orcid.org/0000-0003-4345-9797>

## **José Alexandre Queiroga do Nascimento**

Graduando em Ciências Econômicas pela Universidade Regional do Cariri (URCA).

E-mail: jose.queirogan@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-7183-465X>

## **Pedro Willame Pereira da Silva**

Graduando em Ciências Econômicas pela Universidade Regional do Cariri (URCA).

E-mail: pedrowill2@hotmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-7210-929X>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional

- *O efeito diploma no mercado de trabalho não qualificado: Uma aplicação da função de Mincer para o Brasil*, Jayane Freires Ferreira, Andréa Ferreira da Silva, José Alexandre Queiroga do Nascimento, Pedro Willame Pereira da Silva

**Como citar este artigo:** Ferreira, J. F., Silva, A. F. da, Nascimento, J. A. Q. do, & Silva, P. W. P. da. (2022). O efeito diploma no mercado de trabalho não qualificado: Uma aplicação da função de Mincer para o Brasil. *Revista de Economia Mackenzie*, 19(1), 216–240. doi:10.5935/1808-2785/rem.v19n1p.216-240

**Recebido em:** 11/10/2021

**Aprovado em:** 11/03/2022

## Resumo

Nos anos de 2001, 2004 e 2007, o Brasil proporcionou uma ampliação na oferta de vagas para o ensino superior por meio dos programas Fundo de Financiamento Estudantil (Fies), Programa Universidade para Todos (Prouni) e Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni). Em decorrência disso, este artigo objetiva analisar o efeito que essa proporção de diplomados do ensino superior ocasionou no rendimento dos indivíduos com o ensino médio. A partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (Pnad) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2001, 2004, 2007, 2011 e 2015, aplicou-se a base teórica e empírica da equação Minceriana nas estimações. Os resultados aferem que investir no ensino superior traz altas taxas de retorno para todos os anos estudados; já investir até o ensino médio apresentou retornos cada vez mais declinantes, com uma variação negativa de 87,8% entre 2001 e 2015. Conclui-se que a diferença de renda entre os diplomados do ensino médio e do ensino superior, possivelmente, está correlacionado com uma maior demanda por trabalhadores mais qualificados no mercado de trabalho.

**Palavras-chave:** educação; efeito diploma; equação minceriana; mercado de trabalho; rendimentos.

Classificação *JEL*: I26, J24, J31.

## INTRODUÇÃO

Em 15 anos, o Brasil apresentou um crescimento de 182% no número de concluintes do ensino superior. De acordo com as sinopses estatísticas do Censo da Educação Superior, no ano 2000, apenas 325 mil alunos completaram as atividades de graduação em universidades públicas e privadas; já em

2015, mais de 916,6 mil alunos finalizam seus cursos superiores e estavam aptos a entrar no mercado de trabalho (INEP, 2000; INEP, 2015).

Com o intuito de cumprir com o Plano de Desenvolvimento da Educação (PDE), instituído pelo Decreto nº 6.094, de 24 de abril de 2007, o Ministério da Educação (MEC) teve como principais ações a implementação do Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior (Fies), o Programa Universidade para Todos (Prouni) e o Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni). Desse modo, com a finalidade de reduzir as desigualdades relativas às oportunidades educacionais, o PDE considera um dos seus eixos a educação superior, com o intuito de expandir a oferta de vagas, garantir a qualidade educacional e promover a inclusão social.

Existe, na realidade, um consenso na literatura econômica de que os rendimentos oriundos do mercado de trabalho estão relacionados, positivamente, com o nível educacional dos indivíduos, posto que um maior nível educacional justifica o aumento da produtividade dos trabalhadores e, conseqüentemente, melhora seus rendimentos no mercado de trabalho (Mincer, 1974; Jaeger & Page, 1996; Crespo & Reis, 2006; Liu et al., 2015).

Em decorrência de uma intensa expansão do acesso ao ensino superior ocorrida no Brasil nas últimas décadas, em universidades públicas e privadas, surgiram pesquisas que têm como objeto de estudo a relação entre a melhor qualificação educacional e o melhor retorno nos rendimentos. Mas pouco se tem investigado sobre qual influência essa expansão educacional teria sobre o mercado de trabalho dos indivíduos que decidiram não ingressar no ensino superior, uma vez que a crescente demanda por educação superior reduz a oferta de trabalhadores e altera a composição dos indivíduos que possuem diploma de ensino médio.

No entanto, o diploma de ensino superior demanda muito tempo para ser conquistado e, no decorrer desse período, há custos para se manter estudando, o que gera dúvida para o indivíduo: continuar estudando no ensino superior ou concluir o ensino médio e ingressar-se no mercado de trabalho? Nessa perspectiva, este artigo objetiva analisar o efeito que o afluxo de diplomados do ensino superior ocasionou nos rendimentos dos indivíduos com o ensino médio nos anos de 2001, 2004, 2007, 2011 e 2015. Foram extraídos os microdados da PNAD/IBGE e, para quantificar esses dados, utilizou-se o modelo de equação Minceriana fazendo a estimação das variáveis por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Além desta seção introdutória, o artigo ainda dispõe da seção 1, apresentando uma discussão das principais literaturas acerca da temática. Na seção 2,

mostra-se a metodologia empregada para mensurar os dados. A seção 3 é destinada à discussão dos principais resultados econométricos encontrados a partir da aplicabilidade do modelo de estimação da equação Minceriana e, por fim, são realizadas as considerações finais da pesquisa.

# 1

## A RELAÇÃO DO NÍVEL EDUCACIONAL E OS RENDIMENTOS NO MERCADO DE TRABALHO

De acordo com uma das principais pesquisas referente à temática, Katz e Murphy (1992) buscaram analisar as variações na estrutura salarial dos Estados Unidos durante o período de 1963 a 1987. Desse modo, para realizarem esse estudo, desenvolveram um modelo empírico simples de oferta e demanda, no qual utilizaram dados da Current Population Surveys (CPS), com duas amostras criadas. A taxonomia empregada divide os dados em 320 grupos de trabalhos diversificados por sexo e educação (menos de 12, 12, 13-15, 16 ou mais anos de estudo), e correspondentes de 40 anos desde a idade em que entraram no mercado de trabalho.

As evidências apontaram um aumento nos rendimentos semanais dos graduados universitários do sexo masculino em aproximadamente 30% referente aos indivíduos com 12 anos ou menos de escolaridade entre 1979 e 1987. No que corresponde às estruturas salariais dos homens e mulheres, mesmo com um crescimento considerável para ambos, o *gap* de renda diminuiu no decorrer dos anos 1980 em detrimento de um aumento de 8% na média salarial das mulheres em relação ao salário médio dos homens. Logo, os autores concluíram que a essência de qualquer explicação para o aumento da desigualdade e mudanças nas estruturas salariais está ligada ao rápido crescimento da demanda relativa por trabalhadores mais qualificados.

Por sua vez, Angrist (1995) faz um estudo nos territórios da Cisjordânia do Rio Jordão e Faixa de Gaza após a implementação de 20 instituições de ensino superior a partir de 1986. O autor buscou investigar qual seria o impacto dessa grande proporção de trabalhadores qualificados sobre a distribuição de salários nos territórios ocupados entre 1981 e 1987. Para tanto, o desenvolvimento dessa análise se deu por intermédio de microdados da Territories Labor Force Survey (TLFS) com aproximadamente 34.000 a 37.000 entrevistados por ano entre 1981 e 1991, em que os homens constituíam a maior parte da força de trabalho Palestina, justificado pela baixa participação das mulheres, com taxas que variavam de 6% a 9%.

Por meio de um modelo de regressão, os desfechos da pesquisa indicaram que, entre 1981 e 1985, homens que tinham escolaridade média de 13 a 15 anos ganhavam um prêmio médio diário de 10% a 15%, ao mesmo tempo que os que tinham 16 ou mais anos de estudo acabaram auferindo 25% no salário diário. Já em 1987, ano em que já se apresentava uma quantidade de graduados superior aos anos iniciais da análise, o prêmio salarial para os trabalhadores menos capacitados foi suprimido e, para os mais escolarizados, decaiu mais da metade. Angrist (1995) sinalizou que a razão da redução das diferenças salariais entre os grupos está correlacionada com o aumento de pessoas qualificadas na força de trabalho palestina.

No decorrer dos anos de 1995 e 1998, a Itália promoveu uma expansão no fornecimento de educação superior com o intuito de reduzir as disparidades no nível de escolaridade entre as regiões Norte e Sul. Desse modo, a partir do intenso aumento no suprimento de universidades, Oppedisano (2011) buscou analisar os impactos dessa política sobre matrícula, desistência e desempenho acadêmico, por meio de uma estratégia de estimativas de *difference-in-differences* (DD), utilizando dados coletados da Survey on School and Work Experiences of Secondary School Graduates, com uma amostra de 37.053 observações.

Os resultados a partir da implantação dessa política apontaram um aumento na quantidade de matrículas no ensino superior, em particular dos indivíduos com capacidade média e origem familiar menos favorável, sem aumentar a probabilidade de evasão da universidade. Em relação ao desempenho acadêmico, houve declínio, principalmente na região Sul, onde foram instituídas novas universidades. Em síntese, o autor concluiu que estabelecer faculdades em espaços menos desenvolvidos nem sempre vai mitigar disparidades em realização educacional, e que elevar o número de pessoas mais aptas nessas áreas não conduziria a um desenvolvimento econômico se não houvesse políticas complementares para criar oportunidades de emprego na força de trabalho qualificada.

Em outra pesquisa, Oppedisano (2014) procurou complementar seu estudo anterior buscando avaliar qual seria o real efeito no mercado de trabalho dos indivíduos não qualificados, já que, com uma crescente oferta da educação superior, houve uma redução dos diplomados apenas com o ensino médio. Foi utilizada uma amostra de 34.149 observações entre 1995 e 1998, na qual foi empregada a estratégia de DD para comparar os resultados dos indivíduos não qualificados no mercado de trabalho antes e depois da expansão. Em seguida, aplicou-se uma análise empírica do modelo logit *multinomial* para determinar os resultados dos indivíduos não qualificados no mercado de trabalho e, por fim, mínimos quadrados e estimativas de Heckman para cada resultado.

Os resultados mostraram que a probabilidade de ingresso na universidade aumentou em 2% nas regiões onde foram implementadas novas universidades; a possibilidade de inatividade foi reduzida em 4,5 pontos percentuais, e as evidências sobre emprego, desemprego e salários demonstraram que a expansão do ensino superior não impactou os resultados dos indivíduos inseridos na força de trabalho. Contudo, concluiu-se que o mercado de trabalho não qualificado pode ser afetado de duas formas: positiva, pois o aumento de matrículas por educação superior repercute na escassez de pessoas com apenas o ensino médio no mercado de trabalho; e negativa, na qual um maior número de qualificados no mercado de trabalho pode ocasionar menores remunerações, associado principalmente na sinalização do nível de instrução.

No Brasil, por meio da premissa de que existe uma correlação positiva entre a quantidade de capital humano e rendimentos no decorrer da vida dos indivíduos, Chaves (2002) buscou investigar os determinantes de renda na Região Metropolitana de Porto Alegre com uma amostra de 17.088 trabalhadores para o ano 2000. Metodologicamente, aplicou-se o modelo de Mincer (1974), onde estimaram-se diversas funções de rendimentos levando em consideração níveis distintos de escolaridade e experiência no trabalho. Como efeito, os resultados dessa pesquisa indicaram que o acúmulo de capital humano dos trabalhadores é responsável por 44,9% da variação dos rendimentos, porém, uma vez atingido o ponto mais alto, essa renda tende a diminuir com o aumento da idade, a chamada depreciação do capital humano.

Já Crespo e Reis (2006) enfatizam que, conforme o efeito diploma, um ano adicional de estudo tem elevado impacto na renda quando está relacionado a um grau completo ou à obtenção de um diploma. Nessa situação, para verificar a relação entre essas duas variáveis, aplicou-se uma especificação derivada do modelo de Mincer (1974) fazendo estudos do efeito diploma ao longo do tempo. Os resultados das regressões por MQO indicam efeitos significativos sobre os rendimentos, estimando um aumento de 15% para o primário (fundamental), 18% para o secundário (ensino médio) e 23% para o nível superior, ou seja, realçam que, quanto mais anos de escolaridade os indivíduos forem acumulando, maiores serão os impactos sobre os rendimentos.

## 2

## METODOLOGIA

Esta seção é dividida em quatro subseções: a primeira apresenta um levantamento da base de dados adotada; a segunda é destinada à caracterização do

modelo de determinação de salários de Mincer (1974); a terceira exhibe o método de investigação utilizado para a estimação das variáveis que o modelo atribui; por fim, a quarta expõe a especificação do modelo estimado.

## ■ 2.1 Base de dados

A base de dados utilizada provém da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio (PNAD), conduzida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2001, 2004, 2007, 2011 e 2015, que correspondem aos respectivos anos em que os programas de expansão de vagas no ensino superior (FIES, PROUNI e REUNI) foram implementados e alguns anos subsequentes a eles. Justificando-se pelo elevado número de indivíduos já formados no ensino superior.

A renda mensal é analisada entre os indivíduos de 18 a 59 anos de idade que estavam trabalhando na semana de referência, sendo esse rendimento derivado do trabalho principal, aquele que os indivíduos exercem há mais tempo. Como a PNAD disponibiliza a renda/hora semanal, neste caso, multiplica-se por 4 semanas para gerar o rendimento mensal por horas trabalhadas. A renda dos quatro primeiros anos já citados será inflacionada<sup>1</sup> para o ano de 2015, tornando-a, assim, a renda real mensal.

A educação será assimilada de duas formas: em anos de estudo; e, para calcular o efeito diploma, ela foi usada em formato de ciclos de escolaridade (sem instrução, com ensino fundamental, ensino médio e ensino superior), em que os níveis de educação são descritos por anos de estudos completos em um intervalo que vai de “sem instrução e menos de um ano de estudo” até “15 ou mais anos de estudo”. Diante disso, 8 anos concluídos correspondem ao ensino fundamental, 11 anos referem-se ao ensino médio e 15 ou mais anos de instrução, ao ensino superior.

Na literatura de capital humano, geralmente se faz o uso de um *proxy* para calcular a variável experiência da função minceriana:  $j = idade - S - 6$ , ou seja, é a diferença entre a idade do indivíduo, o período que passou estudando e idade em que ingressou na escola, que normalmente é aos seis anos de idade (Chaves, 2002). Usa-se o termo interativo entre experiência e anos de estudo para considerar possíveis variações nos rendimentos para aumentos na escolaridade e na experiência.

---

1 Foi utilizado o indicador da própria PNAD como índice deflator da renda.

- *O efeito diploma no mercado de trabalho não qualificado: Uma aplicação da função de Mincer para o Brasil*, Jayane Freires Ferreira, Andréa Ferreira da Silva, José Alexandre Queiroga do Nascimento, Pedro Willame Pereira da Silva

Nesse contexto, a Tabela 1 demonstra de forma específica todas as variáveis já supracitadas. De acordo com ela, as variáveis explicativas são influenciadas por outras que simbolizam mais de uma característica como resultado, em que, para captar as influências, foi utilizada uma concepção de variáveis “*dummies*” que são essencialmente variáveis nominais. Em consideração a isso, Gujarati e Porter (2011) enfatizam que as variáveis *dummies* assumem dois valores (artificiais), 1 e 0, em que 1 indica a presença de uma característica e 0, a ausência dela.

**Tabela 1**  
Descrição das variáveis

Dimensão	Variáveis	Descrição
Renda	<i>Renda mensal</i>	Renda mensal (R\$) do trabalho principal dos indivíduos, entre 18 e 59 anos de idade, na semana de referência. Os anos 2001, 2004, 2007 e 2011 foram inflacionados para o ano 2015, tornando-se renda real mensal.
Escolaridade	<i>Anos de estudo</i>	Quantidade de anos de estudos completos.
	<i>Ensino Superior (ES)</i>	<i>Dummy</i> : Ensino superior completo como o nível de escolaridade mais elevado assume 1, e 0, caso contrário.
	<i>Ensino Médio (EM)</i>	<i>Dummy</i> : Ensino médio completo como o nível de escolaridade mais elevado assume 1, e 0, caso contrário.
	<i>Ensino Fundamental (EF)</i>	<i>Dummy</i> : Ensino fundamental completo como o nível de escolaridade mais elevado assume 1, e 0, caso contrário.
Profissional	<i>Experiência</i>	Tempo de experiência do indivíduo.
	<i>Experiência<sup>2</sup></i>	Tempo de experiência ao quadrado.
	<i>Experiência*Anos_Estudo</i>	Variável de interação entre as variáveis <i>experiência</i> e <i>anos de estudo</i> .
Individual e familiar	<i>Sexo</i>	<i>Dummy</i> : Feminino assume 1, e 0, caso contrário.
	<i>Raça</i>	<i>Dummy</i> : Branco assume 1, e 0, caso contrário.
	<i>Tamanho da Família</i>	Número de componentes da família.
	<i>Chefe da Família</i>	<i>Dummy</i> : Chefe da família assume 1, e 0, caso contrário.
Setor de Atividade	<i>Agrícola</i>	<i>Dummy</i> : Agrícola assume 1, e 0, caso contrário.
	<i>Indústria</i>	<i>Dummy</i> : Indústria assume 1, e 0, caso contrário.
	<i>Construção</i>	<i>Dummy</i> : Construção assume 1, e 0, caso contrário.
	<i>Comércio</i>	<i>Dummy</i> : Comércio assume 1, e 0, caso contrário.
	<i>Serviço</i>	<i>Dummy</i> : Serviço assume 1, e 0, caso contrário.
	<i>Administração Pública</i>	<i>Dummy</i> : Adm. pública assume 1, e 0, caso contrário.

(continua)

**Tabela 1**

**Descrição das variáveis (conclusão)**

Dimensão	Variáveis	Descrição
Região	Nordeste	Dummy: Nordeste assume 1, e 0, caso contrário.
	Sudeste	Dummy: Sudeste assume 1, e 0, caso contrário.
	Sul	Dummy: Sul assume 1, e 0, caso contrário.
	Centro-Oeste	Dummy: Centro-Oeste assume 1, e 0, caso contrário.
Área	Urbano	Dummy: urbano assume 1, e 0, caso contrário.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

## 2.2 Modelo de determinação de rendimentos – a equação Minceriana

No campo da literatura empírica que circunda a educação como fator importante na determinação de renda, Mincer (1974) teve uma contribuição primordial na análise das taxas de retorno dos investimentos em educação, quando formulou a “função salário do capital humano”, também conhecida como equação Minceriana. Essa função mede o grau de correlação dos rendimentos dos indivíduos com o nível de escolaridade e de experiência no mercado de trabalho. Em um panorama econométrico, a forma funcional proposta por Jacob Mincer pode ser explícita da seguinte maneira:

$$\ln w_j = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 j + \beta_3 j^2 + \beta_4 X + \mu \quad (1)$$

Em que:  $\ln w_j$  é o logaritmo neperiano do rendimento adquirido pelo indivíduo com os anos de experiência no trabalho;  $S$  é a escolaridade medida em anos de estudo;  $j$  corresponde aos anos de experiência;  $j^2$  equivale ao termo quadrático da experiência que reflete a concavidade do perfil rendimentosidade;  $X$  é um vetor com características observáveis (*dummies* de região, sexo, cor/raça, setor de atividade etc.) e;  $\mu$  é o erro estocástico; por sua vez,  $\beta_1$  é o coeficiente da taxa de retorno à educação;  $\beta_2$  e  $\beta_3$  são os coeficientes de experiência e experiência ao quadrado, respectivamente, e  $\beta_4$  consiste no coeficiente que capta o efeito das características observáveis dos indivíduos.

Segundo Salvato e Silva (2008), espera-se que os coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_2$  sejam positivos, pois, quanto maiores forem os anos de estudo e a experiência,

mais elevados serão os rendimentos; já o  $\beta_3$  é negativo, uma vez que a abundância em experiência está suscetível a retornos decrescentes, de modo que, com o avanço da idade, o impacto da experiência sobre os salários se torna cada vez menor.

## ■ 2.3 Método de investigação – mínimos quadrados ordinários

O modelo de Mincer (1974) é especificamente realizado utilizando-se o método de MQO. De acordo com Gujarati e Porter (2011) e Wooldridge (2015), o termo MQO advém do fato de que as estimativas minimizam a soma dos resíduos quadrados e, diante disso, tem-se o modelo de regressão múltipla geral:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_k x_k + \mu \quad (2)$$

Em que,  $y$  é a variável dependente ou regressando;  $\beta_0$  é o intercepto;  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  são os parâmetros ligados às variáveis independentes ou explicativas  $x_1, x_2, \dots, x_k$ , que mostram o grau de correlação delas com a variável resposta  $y$ ; e  $\mu$  corresponde ao termo de erro. Nesse, incluem-se elementos que influenciam  $y$ , de forma que não importa o número de variáveis, sempre haverá alguma característica não inserida na equação e que estará contida em  $\mu$ .

Para estabelecer uma inexistência de viés de MQO, é necessário que se submeta a um conjunto simples de hipóteses de Gauss-Markov. Sob elas, os parâmetros estimados do intercepto e de inclinação são os melhores estimadores lineares não viesados (Gujarati & Porter, 2011; Wooldridge, 2015). Em meio a essa afirmação, Gujarati e Porter (2011) determinam tais hipóteses para o modelo de regressão linear múltipla como:

- Hipótese I – Linear nos parâmetros: no modelo de equação populacional, a variável dependente está correlacionada com as variáveis independentes e com o erro.
- Hipótese II – Valores de  $X$  fixos ou independentes do termo de erro: isso quer dizer que é fundamental que a covariância entre  $\hat{u}_i$  e cada variável  $X$  seja igual a zero. Representativamente,  $cov(x_i, \hat{u}_i) = 0$ .

- Hipótese III – Valor médio do termo de erro  $\hat{u}_i$  é igual a zero: dados quaisquer valores das variáveis independentes, o valor do termo de erro é igual a zero. Simbolicamente,  $E(\mu | x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$ .
- Hipótese IV – Homoscedasticidade ou variância constante de  $\hat{u}_i$ : a variância do termo de erro  $\mu$ , condicionada às variáveis explicativas, é a mesma para quaisquer valores. Representativamente,  $Var(\mu | x_1, \dots, x_k) = \sigma^2$ .
- Hipótese V – Ausência de autocorrelação entre os termos de erros: a correlação entre quaisquer dois de  $u_i$  e  $u_j$  ( $i \neq j$ ) é igual a zero para quaisquer dois valores de  $X$ ,  $X_i$  e  $X_j$  ( $i \neq j$ ). Simbolicamente,  $cov(u_i, u_j) = 0$ .
- Hipótese VI – O número de observações  $n$  tem que ser superior ao número de parâmetros a serem estimados: como opção, o número de  $n$  necessita ser maior do que o número de variáveis explicativas.
- Hipótese VII – Tem que existir variação nos valores das variáveis  $X$ .
- Hipótese VIII – Colinearidade inexata entre as variáveis  $X$ : tanto na amostra quanto na população, nenhuma das variáveis independentes é constante, sendo que não há relações lineares exatas entre elas.
- Hipótese IX – Ausência de viés de especificação: isso quer dizer que o modelo está corretamente especificado.

## ■ 2.4 Especificação do modelo econométrico

Como foi visto no subtópico anterior, o modelo econométrico desenvolvido para estimar quanto o nível de escolaridade impacta o rendimento dos indivíduos, principalmente no que tange à renda dos indivíduos apenas com o diploma do ensino médio, foi o modelo de equação de Mincer (1974). Consideramos a base da literatura empírica para verificar a relação entre educação e renda, em que a variável dependente corresponde ao logaritmo neperiano da renda mensal dos trabalhadores ocupados explicado por um conjunto de variáveis de controle, como pode ser observado no modelo expandido abaixo:

$$\begin{aligned} \text{LogRendaMensal} = & \beta_0 + \beta_1 \text{anos\_est} + \beta_2 \text{exp} + \beta_3 \text{exp}^2 + \beta_4 \text{exp\_est} + \\ & \beta_5 \text{ensup} + \beta_6 \text{ensmed} + \beta_7 \text{ensfun} + \beta_8 \text{fem} + \beta_9 \text{branco} + \beta_{10} \text{tam\_fam} + \\ & \beta_{11} \text{chef\_fam} + \beta_{12} \text{agr} + \beta_{13} \text{ind} + \beta_{14} \text{cons} + \beta_{15} \text{com} + \beta_{16} \text{ser} + \\ & \beta_{17} \text{adm\_pub} + \beta_{18} \text{nord} + \beta_{19} \text{sud} + \beta_{20} \text{sul} + \beta_{21} \text{cent} + \beta_{22} \text{urbano} + \mu. \end{aligned}$$

Em conformidade com a Equação (3), além do modelo tradicional estipulado por Mincer (1974), foram incluídas no modelo variáveis *dummies* que envolvem outras características dos indivíduos para explicar mais precisamente a relação dos anos de escolaridade com os rendimentos, como variáveis para sexo, cor/raça, setor de atividade, região e área de domicílio; e, particularmente, para alcançar o objetivo estabelecido, foram adicionadas variáveis de controle para os ciclos de escolaridade.

## 3

### RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, serão apresentados os principais resultados das estimações da equação Minceriana para os anos de 2001, 2004, 2007, 2011 e 2015. De início, serão expostas algumas evidências por meio das estatísticas descritivas e, em seguida, os resultados das estimações do modelo obtidos por meio do uso do *software* R.

#### ■ 3.1 Análise descritiva

Conforme abordado na seção anterior, a PNAD trata-se de uma coleta de dados por amostragem, e por essa peculiaridade, os cálculos realizados tanto dos rendimentos médios quanto das estimações levaram em consideração o peso amostral dos indivíduos. Nessa perspectiva, a Tabela 2 apresenta a estatística descritiva, a média e o coeficiente de variação dos níveis de escolaridade, regiões e áreas de domicílio para o Brasil entre 2001 e 2015.

Observando a média salarial para o ensino fundamental, percebe-se que, em todos os anos, os maiores rendimentos estão concentrados nas regiões Centro-Oeste e Sul; em contrapartida, os mais baixos estão localizados apenas na região Nordeste, com ênfase no ano de 2007, que apresentou a menor média salarial, correspondente a R\$ 828,73. Em relação ao ensino médio, sobressai-se novamente o Centro-Oeste, pois possui os maiores rendimentos em todos os anos examinados; já os mais inferiores estão quase todos situados no Nordeste, e foi apenas em 2001 que a região Norte se destacou com um salário médio inferior de R\$ 1.951,10 em relação aos demais.

Para o ensino superior, nota-se um nível bem elevado dos salários em comparação com o ensino médio e principalmente com o ensino fundamental.

Nesse grau de escolaridade, o Centro-Oeste, outra vez, obteve os maiores rendimentos em todos os anos com aproximadamente R\$ 5.000,00, e a região Nordeste continuou com os menores salários, com destaque para o ano de 2015, com R\$ 3.201,30; apenas em 2011, essa posição foi ocupada pela região Norte. No que tange à situação de domicílio, tanto para o ensino fundamental quanto para o ensino superior durante os cinco anos estudados, os indivíduos que se situam na área urbana usufruem de rendimentos mais elevados do que aqueles da área rural. Somente no ensino médio nos anos de 2001 e 2004 os indivíduos localizados na área rural atingiram retornos superiores aos da área urbana, de R\$ 2.840,12 e R\$ 3.016,98, respectivamente.

É notório que, em 2001 e 2004, pessoas da área rural, ao adquirirem um diploma de ensino superior, experimentaram uma queda na renda. Isso pode ser um indício de poucas oportunidades de emprego para pessoas mais qualificadas. Resumidamente, à medida que um indivíduo completa um ciclo escolar, os seus rendimentos são quase dobrados em relação ao ciclo anterior, pois quem tem ensino superior ganha aproximadamente três vezes mais do que aqueles que têm apenas o ensino fundamental.

**Tabela 2**

**Estatística descritiva, renda do trabalho por região, área e nível de escolaridade no Brasil, de 2001 a 2015**

Anos	Regiões/ áreas	Renda do trabalho/diploma					
		Ensino fundamental		Ensino Médio		Ensino Superior	
		Média (R\$)	Coef. de variação	Média (R\$)	Coef. de variação	Média (R\$)	Coef. de variação
2001	Brasil	1.475,93	128,57	2.453,73	114,99	4.550,63	112,73
	Norte	1.397,01	129,34	1.951,10	97,83	4.782,39	104,54
	Nordeste	1.147,43	130,33	2.089,84	125,80	3.981,34	117,82
	Centro-Oeste	1.762,14	160,82	2.804,73	105,55	5.279,05	96,39
	Sudeste	1.571,52	108,98	2.616,14	115,17	4.748,62	118,52
	Sul	1.639,30	120,75	2.757,34	103,91	4.194,83	106,94
	Urbano	1.488,49	127,55	2.446,32	114,32	4.571,50	112,50
	Rural	1.126,11	163,22	2.840,12	138,17	2.838,23	125,25
2004	Brasil	1.275,50	139,89	2.200,82	141,41	3.943,38	130,12
	Norte	1.163,52	111,97	1.711,01	107,89	3.761,80	114,79
	Nordeste	970,01	129,10	1.694,91	172,13	3.291,51	113,06

(continua)

- *O efeito diploma no mercado de trabalho não qualificado: Uma aplicação da função de Mincer para o Brasil*, Jayane Freires Ferreira, Andréa Ferreira da Silva, José Alexandre Queiroga do Nascimento, Pedro Willame Pereira da Silva

**Tabela 2**

Estatística descritiva, renda do trabalho por região, área e nível de escolaridade no Brasil, de 2001 a 2015 (*conclusão*)

Anos	Regiões/ áreas	Renda do trabalho/diploma					
		Ensino fundamental		Ensino Médio		Ensino Superior	
		Média (R\$)	Coef. de variação	Média (R\$)	Coef. de variação	Média (R\$)	Coef. de variação
2004	Centro-Oeste	1.562,70	212,75	2.712,04	104,50	5.089,31	132,77
	Sudeste	1.365,12	100,00	2.374,16	144,89	3.998,23	126,83
	Sul	1.463,52	133,08	2.452,44	116,39	3.847,17	140,62
	Urbano	1.288,72	139,21	2.168,99	128,27	3.964,19	129,83
	Rural	1.024,67	152,92	3.016,98	256,00	2.794,85	144,02
2007	Brasil	1.151,71	129,48	1.454,33	128,68	4.354,63	122,81
	Norte	1.080,08	140,71	1.363,26	167,46	3.805,31	131,37
	Nordeste	828,73	123,31	1.120,73	119,82	3.701,94	164,38
	Centro-Oeste	1.291,20	118,51	1.763,64	131,19	5.552,02	107,71
	Sudeste	1.253,24	112,27	1.553,99	104,72	4.427,00	113,05
	Sul	1.336,45	146,87	1.680,51	137,03	4.248,70	107,27
	Urbano	1.173,80	117,17	1.469,50	118,58	4.397,71	122,43
	Rural	951,42	239,55	1.180,42	291,45	2.488,39	115,23
2011	Brasil	1.286,13	117,90	1.558,16	116,77	4.343,37	128,42
	Norte	1.164,43	100,47	1.471,31	131,15	3.597,61	97,68
	Nordeste	983,86	159,24	1.222,46	125,85	3.817,12	138,16
	Centro-Oeste	1.495,47	144,24	1.807,90	136,65	5.445,66	139,01
	Sudeste	1.360,56	103,52	1.670,60	102,05	4.438,16	127,84
	Sul	1.460,22	89,82	1.760,69	99,22	4.299,61	108,97
	Urbano	1.300,41	111,61	1.578,93	115,59	4.403,04	127,75
	Rural	1.158,14	172,96	1.187,42	141,00	2.221,69	125,94
2015	Brasil	1.295,96	96,73	1.530,37	123,13	4.079,74	113,51
	Norte	1.145,23	102,96	1.370,44	104,45	3.442,57	105,35
	Nordeste	955,05	90,88	1.205,25	183,18	3.201,30	116,14
	Centro-Oeste	1.478,23	85,30	1.822,25	119,83	4.803,18	98,00
	Sudeste	1.377,57	86,29	1.613,18	107,37	4.400,50	113,73
	Sul	1.558,51	104,23	1.794,30	90,00	4.204,35	119,65
	Urbano	1.318,87	96,00	1.553,27	122,55	4.140,31	112,96
Rural	1.124,47	101,53	1.214,34	128,67	2.322,63	103,63	

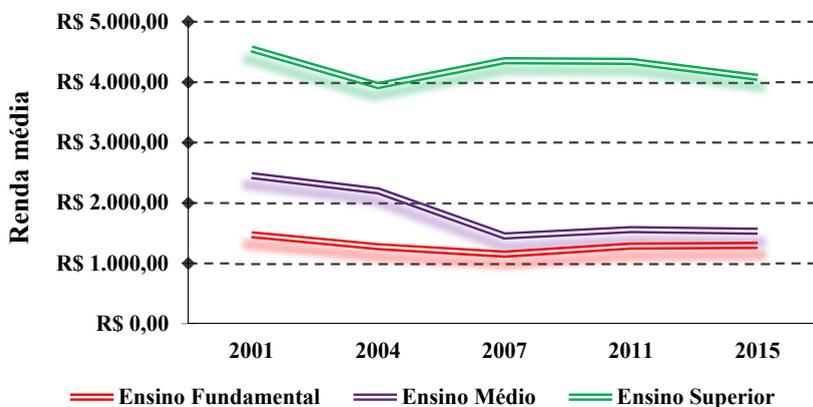
Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

O Gráfico 1 realça mais precisamente a evolução da renda média de acordo com cada nível de escolaridade no Brasil. Assim, é possível inferir que, para o ensino fundamental, há um insignificante declínio nos salários até 2007, aumentando vagarosamente até 2015. Nota-se que entre 2004 e 2007, enquanto os rendimentos para o ensino superior aumentaram a uma taxa de 10,4%, houve uma decadência para o ensino médio de 33,9%, e o mesmo resultado manteve-se quase constante para o resto do período.

Outra evidência a destacar é que, dentro do intervalo em que os respectivos programas de expansão da educação superior foram instituídos, sempre houve decréscimo nos rendimentos para os indivíduos com ensino médio ao passar de cada ano, com uma queda 40,7% entre 2001 e 2007. Todavia, embora a variação dos salários seja negativa no ínterim de 2001 a 2015 para os três níveis de escolaridade em 12,2%, 37,6% e 10,3%, respectivamente, o Gráfico 1 mostra que o investimento em educação superior é essencial para que se obtenham rendimentos muito mais elevados em relação a pessoas que têm apenas diploma de ensinos médio e fundamental.

### Gráfico 1

Perfis dos rendimentos médio mensais do trabalho principal por nível de escolaridade no Brasil entre 2001 e 2015



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados da Tabela 2.

- *O efeito diploma no mercado de trabalho não qualificado: Uma aplicação da função de Mincer para o Brasil*, Jayane Freires Ferreira, Andréa Ferreira da Silva, José Alexandre Queiroga do Nascimento, Pedro Willame Pereira da Silva

O panorama delineado na Tabela 3 demonstra a estatística descritiva da renda do trabalho diversificada por nível de escolaridade e setor de atividade entre 2001 e 2015. Analisando os dados por ciclo de escolaridade, verifica-se que, para o ensino fundamental, trabalhadores do setor de administração pública possuem maiores salários em quase todos os anos da análise; apenas em 2004 o setor agrícola dispôs dos maiores rendimentos, e os menores salários condizem ao setor de serviços nos anos de 2001, 2004 e 2015, e para outros setores, em 2007 e 2011.

**Tabela 3**

**Estatística descritiva, renda do trabalho por setor de atividade e por nível de escolaridade no Brasil, de 2001 a 2015**

Anos	Setor de atividade	Renda do trabalho/diploma					
		Ensino fundamental		Ensino Médio		Ensino Superior	
		Média (R\$)	Coef. de variação	Média (R\$)	Coef. de variação	Média (R\$)	Coef. de variação
2001	Geral	1.475,93	128,57	2.453,73	114,99	4.550,63	112,73
	Agrícola	1.842,31	253,29	3.297,55	125,42	5.732,41	144,22
	Indústria	1.566,83	113,10	2.662,02	88,49	5.717,21	97,96
	Construção	1.431,70	142,56	2.634,00	209,83	6.344,40	80,64
	Comércio	1.486,74	150,39	2.731,17	131,99	4.264,56	151,75
	Serviços	1.155,10	132,12	1.650,54	107,75	3.194,44	129,86
	Adm. pública	1.875,54	79,30	2.749,65	90,03	5.600,14	89,43
	Outros	1.475,17	111,86	2.494,30	101,19	4.202,77	112,42
2004	Geral	1.275,50	139,89	2.200,82	141,41	3.943,38	130,12
	Agrícola	1.783,67	399,15	4.407,16	196,07	5.176,60	112,43
	Indústria	1.371,26	116,49	2.235,84	106,67	4.505,99	102,41
	Construção	1.142,92	115,48	2.317,02	214,71	5.431,47	110,49
	Comércio	1.301,20	116,77	2.239,61	118,22	3.412,40	109,02
	Serviços	1.041,08	117,84	1.892,09	142,10	3.103,30	125,57
	Adm. pública	1.669,63	88,18	2.579,85	104,02	5.147,21	92,17
	Outros	1.131,98	108,44	1.928,72	138,98	3.642,33	151,56
2007	Geral	1.151,71	129,48	1.454,33	128,68	4.354,63	122,81
	Agrícola	1.207,29	264,98	1.523,64	214,62	5.274,53	87,77

(continua)

**Tabela 3**

Estatística descritiva, renda do trabalho por setor de atividade e por nível de escolaridade no Brasil, de 2001 a 2015 (*conclusão*)

Anos	Setor de atividade	Renda do trabalho/diploma					
		Ensino fundamental		Ensino Médio		Ensino Superior	
		Média (R\$)	Coef. de variação	Média (R\$)	Coef. de variação	Média (R\$)	Coef. de variação
2007	Indústria	1.165,99	94,05	1.544,76	116,86	5.679,05	123,79
	Construção	1.098,50	75,74	1.570,51	194,38	6.593,01	106,27
	Comércio	1.301,54	124,65	1.445,77	124,49	3.874,81	128,03
	Serviços	1.059,54	137,53	1.292,90	141,64	3.830,61	234,28
	Adm. pública	1.456,67	84,88	1.982,81	92,09	6.032,96	93,11
	Outros	1.033,67	116,88	1.307,61	128,00	3.872,76	119,17
2011	Geral	1.286,13	117,90	1.558,16	116,77	4.343,37	128,42
	Agrícola	1.260,11	167,75	1.688,75	185,06	4.257,88	218,48
	Indústria	1.296,14	72,91	1.640,82	91,82	5.013,54	110,15
	Construção	1.338,78	69,74	1.628,39	124,36	6.254,58	118,29
	Comércio	1.405,29	164,33	1.527,49	126,83	3.589,06	123,87
	Serviços	1.253,79	93,93	1.476,77	125,88	3.268,92	107,78
	Adm. pública	1.523,80	87,98	2.118,72	93,38	6.128,60	92,04
2015	Outros	1.178,63	99,24	1.424,07	114,47	3.947,58	141,27
	Geral	1.295,96	96,73	1.530,37	123,13	4.079,74	113,51
	Agrícola	1.216,00	127,55	1.662,05	188,17	4.168,19	122,52
	Indústria	1.381,98	123,76	1.626,95	87,10	4.488,61	114,50
	Construção	1.429,27	76,73	1.614,17	102,83	5.144,94	114,83
	Comércio	1.354,00	90,85	1.450,04	110,18	3.419,50	164,66
	Serviços	1.122,89	105,41	1.459,26	201,23	3.282,25	107,16
	Adm. pública	1.555,66	92,54	2.280,26	84,48	5.827,02	92,04
	Outros	1.192,86	81,69	1.408,61	134,25	3.741,31	108,31

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

Quanto ao ensino médio, em 2001 e 2004, trabalhadores do setor agrícola obtinham rendimentos muito elevados, com destaque para esse último ano, com aproximadamente duas vezes mais em comparação aos demais (R\$ 4.407,16),

mas a partir de 2007 até 2015 a administração pública foi superior e passou a obter rendimentos maiores. No caso dos rendimentos mais inferiores, outra vez, ressalta-se o setor de serviços entre 2001 e 2007 e outros setores, em 2011 e 2015.

Em referência ao ensino superior, nos anos de 2001, 2004, 2007 e 2011, o setor de construção obteve os salários médios mais elevados, com aproximadamente R\$ 6.000,00; somente em 2015, os maiores rendimentos corresponderam aos trabalhadores do setor da administração pública. Nessa fase educacional, os indivíduos localizados no setor de serviços adquiriram os rendimentos mais baixos relativamente aos demais setores para todos os anos da análise, com pouco mais de R\$ 3.000,00.

Diante de todos os setores de atividade, constata-se que os salários aumentam na proporção em os indivíduos conquistam um diploma, principalmente um diploma de ensino superior, cujo impacto é em torno de três vezes mais para os setores de construção e administração pública, quando comparado ao ensino médio.

### ■ 3.2 Estimação do modelo

Após as evidências iniciais, a Tabela 4 apresenta os resultados das estimações para os anos 2001, 2004, 2007, 2011 e 2015. Inicialmente, identifica-se que os coeficientes da variável anos de estudo nas regressões foram positivos e significantes em todos os anos da análise, atingindo o máximo de retorno no ano de 2007, em 11,3%. No entanto, o que chama a atenção a partir desse período é o decréscimo no retorno à educação, passando para 8,1% em 2015. Segundo Menezes-Filho (2001), no Brasil os retornos econômicos estão entre os mais elevados do mundo, mas vêm diminuindo com o passar do tempo em função do processo de expansão educacional.

Em continuidade, as próximas três identificações concentram-se em verificar o efeito diploma que mensuram o retorno de cada ciclo adicional de estudo. Por conseguinte, conforme os resultados das estimações, o efeito do investimento em ensino superior evidencia retornos elevados para todos os anos, com ênfase especialmente para o ano de 2004, com 63,5% relativamente aos indivíduos que não possuem nenhum nível de instrução.

Em relação ao ensino médio, objeto de estudo, os coeficientes foram significantes apenas para os anos 2001, 2004 e 2015, com retornos cada vez mais decrescentes ao passar de cada ano, em 13,9%, 9,5% e 1,7%, respectivamente.

Isso significa que os indivíduos, ao conquistarem um diploma de ensino médio com o intuito de obter maiores rendimentos, ganharam apenas um pouco mais do que pessoas que não tinham nenhum grau de escolaridade, então não era interessante ter apenas esse nível de escolaridade para o ano de 2015, já que a diferença de renda era bem baixa.

O ensino fundamental apresenta coeficientes com sinais negativos nos anos de 2007, 2011 e 2015, indicando que pessoas sem nenhum grau de instrução adquiriram retornos maiores do que os que possuíam diploma de ensino fundamental. Essa evidência demonstra que em tais períodos não era suficiente obter apenas esse nível de escolaridade para se conseguir um incremento na renda em relação a outros níveis de instrução.

Sob outra perspectiva, os coeficientes da variável experiência contribuíram positivamente em todos os anos pesquisados, mas houve um declínio no seu efeito sobre os salários: em 2001 o acréscimo consistiu em 5,4% e em 2015 passou para 4,6%. Quanto à experiência ao quadrado, manifesta-se com sinal negativo em todos os períodos, apontando que o acúmulo de experiência ao longo da vida do indivíduo gera efeito cada vez menor sobre a renda. Para Campolina e Carareto (2013), isso pode ser interpretado como um efeito depreciativo do capital humano, em que, a partir de uma determinada idade, os salários têm a tendência de decrescer, devido ao fato de a capacidade laborativa dos indivíduos ser inferior por menor eficiência no trabalho.

Já a interação entre experiência e anos de estudo não foi relevante para explicar o rendimento dos trabalhadores, pois apresentaram em todos os anos coeficientes negativos, porém, não foram importantes em razão de seus valores serem bem próximos de zero. A explicação para essa evidência, de acordo com Kassouf (2019), é que a importância do nível educacional se torna cada vez menor para conseguir emprego quando o indivíduo tem uma grande experiência na área.

Em consonância com a *dummy* para feminino, é nítido que seus coeficientes são negativos ao longo de todo o período de análise, constatando-se que homens ganham mais do que mulheres em todos os anos, com destaque para o ano de 2004, cuja diferença salarial foi em torno de 49,1%. Já a *dummy* para branco evidencia a diferença salarial entre indivíduos brancos e não brancos, em que os coeficientes dessa variável são todos positivos, enfatizando que os indivíduos brancos possuem rendimentos maiores do que os não brancos, com ênfase para o ano de 2001, com 16,1% de diferença salarial. A literatura econômica considera essas circunstâncias discriminação no mercado de trabalho por gênero e cor/raça (Valverde & Silva, 2013; Kassouf, 2019).

- *O efeito diploma no mercado de trabalho não qualificado: Uma aplicação da função de Mincer para o Brasil*, Jayane Freires Ferreira, Andréa Ferreira da Silva, José Alexandre Queiroga do Nascimento, Pedro Willame Pereira da Silva

**Tabela 4**

**Resultados das regressões lineares MQO de 2001 a 2015**

Variáveis	2001	2004	2007	2011	2015
Anos de estudo	0.098*** (0.003)	0.105*** (0.003)	0.113*** (0.002)	0.085*** (0.002)	0.081*** (0.002)
Superior	0.592*** (0.014)	0.635*** (0.014)	0.543*** (0.009)	0.569*** (0.008)	0.549*** (0.008)
Médio	0.139*** (0.016)	0.095*** (0.018)	0.001 (0.005)	0.006 (0.005)	0.017*** (0.005)
Fundamental	0.058*** (0.009)	0.054*** (0.008)	-0.073*** (0.006)	-0.060*** (0.006)	-0.029*** (0.006)
Experiência	0.054*** (0.002)	0.056*** (0.001)	0.059*** (0.001)	0.047*** (0.001)	0.046*** (0.001)
Experiência <sup>2</sup>	-0.001*** (0.00002)	-0.001*** (0.00002)	-0.001*** (0.00002)	-0.001*** (0.00002)	-0.001*** (0.00001)
Exp*Anos_Est	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.001*** (0.0001)	-0.0004*** (0.00005)	-0.0005*** (0.00005)
Sexo (Feminino)	-0.463*** (0.005)	-0.491*** (0.005)	-0.463*** (0.004)	-0.448*** (0.004)	-0.423*** (0.004)
Raça (Branco)	0.161*** (0.005)	0.160*** (0.004)	0.137*** (0.004)	0.136*** (0.004)	0.130*** (0.004)
Tam_da_Família	-0.012*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.016*** (0.001)	-0.012*** (0.001)
Chefe da Família	0.165*** (0.005)	0.160*** (0.005)	0.137*** (0.004)	0.092*** (0.004)	0.093*** (0.004)
<b>Sector de Atividade</b>					
Agrícola	-0.411*** (0.010)	-0.188*** (0.009)	-0.219*** (0.008)	-0.261*** (0.008)	-0.286*** (0.008)
Indústria	-0.048*** (0.007)	0.046*** (0.006)	0.056*** (0.005)	0.060*** (0.006)	0.020*** (0.006)
Construção	-0.148*** (0.009)	-0.053*** (0.008)	-0.022*** (0.007)	0.033*** (0.007)	0.011 (0.007)
Comércio	-0.087*** (0.007)	0.021*** (0.006)	0.027*** (0.005)	0.019*** (0.005)	-0.008 (0.005)
Serviço	-0.242*** (0.007)	-0.136*** (0.010)	-0.071*** (0.009)	-0.024*** (0.009)	-0.088*** (0.008)
Adm. pública	0.127*** (0.009)	0.237*** (0.009)	0.273*** (0.008)	0.270*** (0.008)	0.300*** (0.007)
<b>Região</b>					
Nordeste	-0.243*** (0.008)	-0.302*** (0.007)	-0.279*** (0.006)	-0.211*** (0.006)	-0.194*** (0.006)
Sudeste	0.130*** (0.008)	0.094*** (0.007)	0.111*** (0.006)	0.137*** (0.006)	0.185*** (0.006)

(continua)

**Tabela 4**

**Resultados das regressões lineares MQO de 2001 a 2015 (conclusão)**

Região	2001	2004	2007	2011	2015
Sul	0.096*** (0.009)	0.111*** (0.008)	0.131*** (0.007)	0.169*** (0.007)	0.236*** (0.006)
Centro-Oeste	0.162*** (0.009)	0.185*** (0.008)	0.183*** (0.007)	0.205*** (0.007)	0.271*** (0.007)
<b>Área</b>					
Urbano	0.213*** (0.008)	0.130*** (0.007)	0.168*** (0.006)	0.218*** (0.007)	0.224*** (0.006)
Constant	5.028*** (0.032)	4.840*** (0.031)	4.908*** (0.026)	5.387*** (0.027)	5.404*** (0.027)
Nº de Obs.	111.726	123.970	151.197	138.358	138,561
R <sup>2</sup>	0,49	0,472	0,463	0,43	0,441
Residual Std. Error	0.694 (df = 111703)	0.695 (df = 123947)	0.677 (df = 151174)	0.650 (df = 138335)	0.634 (df = 138538)
F Statistic	4,883.540***	5,041.135***	5,920.230***	4,747.368***	4,967.712***

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos microdados da PNAD.

Notas: (1) Os valores entre parênteses são os erros padrões das estimações. (2) O nível de significância: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01.

O tamanho da família é uma variável que expressa o grau de relação do número de integrantes familiares sobre o retorno econômico, em que os coeficientes estimados mostraram efeitos negativos no intervalo em estudo. No que se refere à *dummy* para chefe de família, os coeficientes são todos positivos e relevantes na determinação dos rendimentos dos indivíduos, apresentando o ponto mais alto de retorno em 16,5% em 2001. Segundo Figueiredo-Neto (1998), o chefe de família assume um papel importante na geração do orçamento familiar, de modo a proporcionar o sustento de seus membros.

As *dummies* criadas para setores de atividade indicam quanto um indivíduo pode obter em termos salariais ao trabalhar em um determinado setor. Ao utilizar outros setores como referência, é evidente que trabalhar no setor agrícola e de serviços significa ter efeitos na renda mais baixos em relação a outros setores, já que tais setores apresentaram sinais negativos em todo o decurso, com notoriedade para o ano de 2001, com -41,1% e -24,1%, respectivamente. O setor industrial apresentou sinal negativo apenas em 2001, constatando-se que indivíduos localizados em outros setores desfrutaram de um efeito maior na renda em 4,8%.

Os coeficientes do setor de administração pública são todos positivos e os que possuem impactos mais superiores nos salários, com destaque para o ano de 2015, com 30%. Portanto, entre todos esses setores de atividade analisados, pode-se aferir que um fato importante para elucidar a razão da baixa renda do setor agrícola está ligado ao fato de ele englobar trabalhadores com menores níveis de escolaridade. Os estudos de Hoffmann e Simão (2005) apontam que os indivíduos que trabalham na agricultura têm escolaridade mais homogênea, igual ou inferior a 4 anos, e apenas 4,7% da proporção de pessoas tinham mais de 10 anos de estudo; nesse caso, a variação de renda em função da escolaridade é limitada.

Em outro ponto de vista, as variáveis binárias para a região foram introduzidas no modelo para captar disparidades no efeito da renda dos trabalhadores. Primeiramente, já se observa que os resultados vão ao encontro das evidências iniciais, isto é, uma inferioridade de renda dos indivíduos que se situam nas regiões Norte e Nordeste. Mediante essa observação, os coeficientes das regiões mostraram que apenas os trabalhadores situados na região Nordeste possuem rendimentos baixos em relação aos da região Norte, apresentando sinais negativos em todos os anos estudados, principalmente em 2004, com -30,2%.

Como já era esperado, residir na região Centro-Oeste significa obter rendimentos mais elevados em relação às outras regiões, atingindo o máximo de retorno para o ano de 2015, em 27,1%. No caso da região Sudeste, os rendimentos correlatos foram superiores aos do Nordeste e do Norte em todo o período, apresentando o melhor percentual de rendimento em 2015 (18,5% em relação à última) e, conseqüentemente, obtendo-se um valor muito mais elevado de retorno, comparado com a região Nordeste. Salvato et al. (2007), ao mensurarem as diferenças de renda entre as regiões Nordeste e Sudeste do Brasil, argumentaram que 50% dessas diferenças são explicados pela dessemelhança na escolaridade.

No que concerne à variável urbano, é uma *dummy* que compreende a relação do efeito no salário em um indivíduo domiciliado na área urbana ou na área rural. Verifica-se que, em todo o período estudado, os coeficientes foram todos positivos, indicando que as pessoas que moram na área urbana usufruem de rendimentos maiores do que as que moram na área rural, com destaque para o ano de 2015, com 22,4%. Em vista disso, Kassouf (2019) dispõe que os retornos à educação e ao treinamento são mais elevados para o setor urbano do que para o setor rural, em que os trabalhadores urbanos alcançam o pico de renda mais cedo do que os da área rural.

Quanto aos coeficientes de determinação ( $R^2$ ), seus valores expressam a porcentagem do logaritmo da renda mensal, que é explicada pelas variáveis do modelo. Em outras palavras, mensuram o poder explicativo da regressão. O teste  $F$  mostra a significância global do modelo. De acordo com p-valores, com exceção da variável ensino médio nos anos de 2007 e 2011 e para os setores de construção e comércio em 2015, todos os coeficientes das demais variáveis foram significantes em torno de 1%, como foi observado na Tabela 4.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Com a implementação das políticas públicas educacionais Fies, Prouni e Reuni no Brasil, fez-se necessário investigar qual seria o efeito desse afluxo de diplomados sobre aqueles indivíduos que não se matricularam na educação superior. Para atingir esse objetivo, foram utilizados os dados da PNAD/IBGE para os anos de 2001, 2004, 2007, 2011 e 2015, e desenvolveu-se um modelo econométrico baseado na equação Minceriana, usando o método de MQO para a estimação das variáveis.

Como já é de praxe na literatura econômica, os resultados para o modelo tradicional de Mincer apontaram que os anos de estudo e experiência impactam a renda positivamente, pois, quanto maior a proporção dessas duas variáveis, mais elevado os rendimentos dos trabalhadores, enquanto a experiência ao quadrado afeta negativamente essa variável, que pode ser explicada como um efeito depreciativo do capital humano. A variável interação entre experiência e anos de estudos teve impacto negativo na renda, mas não foi muito importante devido ao fato de seus valores serem bem próximos de zero.

Assim, o efeito da educação sobre os rendimentos é muito elevado para os diplomados no ensino superior; ao contrário desses, os indivíduos com o ensino médio, além de terem obtido impactos bem pequenos na renda, ainda experimentaram uma variação negativa elevada de 87,8% entre 2001 e 2015 em relação às pessoas sem nenhum nível de instrução. Já em relação aos indivíduos com ensino fundamental, eles não tiveram quase nenhum efeito nos rendimentos em 2001 e 2004, e nos três períodos restantes eles ganhavam menos do que as pessoas sem instrução.

Em síntese, pode-se concluir que é inegável a influência da educação tanto na obtenção de rendimentos mais elevados dos indivíduos quanto na redução da discriminação de gênero e cor/raça, e outros tipos de disparidades no mercado de trabalho. Com isso, ela é considerada um instrumento de desigualdade de renda, visto que o aumento das diferenças salariais entre os ciclos de esco-

- *O efeito diploma no mercado de trabalho não qualificado: Uma aplicação da função de Mincer para o Brasil*, Jayane Freires Ferreira, Andréa Ferreira da Silva, José Alexandre Queiroga do Nascimento, Pedro Willame Pereira da Silva

laridade, especificamente entre o ensino médio e o superior encontradas nesta pesquisa, possivelmente deve estar correlacionado com o processo de expansão educacional com a geração de uma maior demanda por trabalhadores mais qualificados no mercado de trabalho.

## THE DIPLOMA EFFECT ON THE UNQUALIFIED LABOR MARKET: AN APPLICATION OF THE MINCER FUNCTION TO BRAZIL

### Abstract

In 2001, 2004, 2007, 2011, and 2015, Brazil provided an expansion in the offer of places for higher education through the programs Student Financing Fund (Fundo de Financiamento Estudantil [Fies]), University for All Program (Programa Universidade para Todos [Prouni]) and Support Program for Restructuring and Expansion Plans of Federal Universities (Programa de Apoio a Planos de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais [Reuni]). As a result, this article aims to analyze the effect that this proportion of higher education graduates had on the income of individuals with secondary education. From the microdata of the National Survey by Household Sample (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio [Pnad]) of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE]) for the years 2001, 2004, 2007, 2011 and 2015, the theoretical and empirical basis of the Mincerian equation was applied in the estimations. The results show that investing in higher education brings high rates of returns for all years studied, while investing up to high school showed increasingly declining returns, with a negative variation of 87,8% between 2001 and 2015. The differences in income between high school and higher education graduates are possibly correlated to a greater demand for more skilled workers in the labor market.

**Keywords:** education; diploma effect; Mincerian equation; job market; income.

### Referências

- Angrist, J. D. (1995). The economic returns to schooling in the West Bank and Gaza Strip. *The American Economic Review*, 85(5), 1065–1087.
- Campolina, A. S., & Carareto, E. S. (2013). Aplicação de microdados da PNAD na determinação das taxas de retorno na educação no estado de Goiás. *Revista Gestão, Inovação e Negócios*, (2), 1–26.

- Chaves, A. L. L. (2002). Determinação dos rendimentos na Região Metropolitana de Porto Alegre: Uma verificação empírica da teoria do capital humano. *Ensaio FEE*, 23, 399–420.
- Crespo, A. R. V., & Reis, M. C. (2006). *O efeito-diploma no Brasil*. <https://bit.ly/3NOJTTg>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica*. Amgh.
- Hoffmann, R., & Simão, R. C. S. (2005). Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. *Nova Economia*, 15(2), 35–62.
- Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). (2000). *Sinopse estatística da educação superior*. <http://portal.inep.gov.br/basica-censo-escolar-sinopse-sinopse>
- Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). (2015). *Sinopse estatística da educação superior*. <http://portal.inep.gov.br/basica-censo-escolar-sinopse-sinopse>
- Jaeger, D. A., & Page, M. E. (1996). Degrees matter: New evidence on sheepskin effects in the returns to education. *The Review of Economics and Statistics*, 78, 733–740.
- Kassouf, A. L. (2019). Retornos à escolaridade e ao treinamento nos setores urbano e rural do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 35(2), 59–76.
- Katz, L. F., & Murphy, K. M. (1992). Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35–78.
- Liu, V. Y., Belfield, C. R., & Trimble, M. J. (2015). The medium-term labor market returns to community college awards: Evidence from North Carolina. *Economics of Education Review*, 44, 42–55.
- Menezes-Filho, N. A. (2001). A evolução da educação no Brasil e seu impacto no mercado de trabalho. *Instituto Futuro Brasil*, 43.
- Mincer, J. A. (1974). The human capital earnings function. In J. A. Mincer, *Schooling, experience, and Earnings* (pp. 83–96). NBER.
- Neto, L. F. F. (1998). Determinantes da participação no mercado de trabalho e dos rendimentos e retornos aos investimentos em capital humano. *Análise Econômica*, 16(29), 68–69.
- Oppedisano, V. (2011). The (adverse) effects of expanding higher education: Evidence from Italy. *Economics of Education Review*, 30(5), 997–1008.
- Oppedisano, V. (2014). Higher education expansion and unskilled labour market outcomes. *Economics of Education Review*, 40, 205–220.
- Salvato, M., Duarte, A., & Ferreira, P. C. (2007). *Disparidades regionais ou educacionais. Um exercício com contrafactuais* [Mimeografado].
- Salvato, M. A., & Silva, D. G. (2008). *O impacto da educação nos rendimentos do trabalhador: uma análise para a região metropolitana de Belo Horizonte* [Apresentação de trabalho]. Seminário sobre a Economia Mineira, Belo Horizonte.
- Valverde, R., & Silva, C. (2013). *Retornos da educação formal sobre o rendimento do trabalho na Bahia* [Apresentação de trabalho]. IX Encontro de Economia Baiana-EEB, Salvador.
- Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: a modern approach*. Cengage Learning.