

# Evolução dos retornos da escolaridade no Brasil\*

Marcos J Ribeiro<sup>†</sup>    Fernando Barros Jr<sup>‡</sup>    Luciano Nakabashi<sup>§</sup>

FEARP/USP

FEARP/USP

FEARP/USP

10 de abril de 2024

## Resumo

Neste artigo utilizamos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e estimamos os retornos da escolaridade do Brasil entre 1995 e 2015. Para realizar as estimações e corrigir possíveis vieses nas estimativas utilizamos os métodos de [Garen \(1984\)](#) e [Heckman \(1979\)](#). Nossos resultados são robustos e apontam queda nos retornos neste período. Essa queda pode ser resultado da expansão da mão de obra qualificada e da piora na qualidade do sistema educacional brasileiro. Também fornecemos evidências de que os trabalhadores com maiores níveis de escolaridade possuem retornos mais elevados.

**Palavras Chave:** Retornos da escolaridade, educação, salários.

**JEL:** J01, J21, J23, I26.

## Abstract

In this paper, we use data from the National Household Sample Survey (PNAD) and estimate the wage returns of schooling in Brazil between 1995 and 2015. We used the methods of [Garen \(1984\)](#) and [Heckman \(1979\)](#) to correct the estimates and possible biases in the estimates. Our results are robust and point to a return reduction in this period. This contraction can be due to the expansion of skilled labor and the deterioration in the quality of the Brazilian educational system. We also provide evidence that workers with higher levels of education have higher wage returns.

**Keywords:** Returns from schooling, education, wages.

---

\*O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

<sup>†</sup>Endereço: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, Avenida Bandeirantes, 3900 - Vila Monte Alegre, Ribeirão Preto - SP, 14040-905. Email: mjribeiro@usp.br.

<sup>‡</sup>Email: fabarrosjr@usp.br.

<sup>§</sup>Email: luciano.nakabashi@gmail.com.

# 1. Introdução

A teoria econômica sustenta que níveis mais elevados de educação desempenham um papel fundamental no processo de desenvolvimento e crescimento econômico. Isso ocorre porque maiores níveis educacionais geram externalidades positivas para as economias, por exemplo, facilita a criação e disseminação de tecnologia, impulsiona a produtividade do trabalho e eleva os salários (Perez-Silva e Partridge, 2020; Bosi et al., 2021; Deming, 2022). No Brasil, observa-se uma aceleração nos investimentos em educação após a promulgação da Constituição de 1988. Por exemplo, dados do Banco Mundial indicam que os investimentos públicos em educação passaram de 4,57% do PIB em 1995 para 6,24% em 2015<sup>1</sup>. Esses investimentos resultaram em um aumento significativo na escolaridade média dos brasileiros, que passou de 6,01 anos em 1995 para 8,79 anos em 2015<sup>2</sup>.

Com o crescimento do tempo médio de estudo, ocorreram mudanças nos retornos da educação, e neste artigo analisamos sua evolução, suas causas e consequências ao longo desse período. Estimamos os retornos da escolaridade entre 1995 e 2015, nos níveis agregado e por faixas de escolaridade, levando em consideração as características socioeconômicas dos trabalhadores (escolaridade, sexo, raça, setor de trabalho, zona de residência) com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) via equação Minceriana. O método de estimação mais comum é o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Porém, podem surgir vieses nas estimativas por MQO e para contornar tais problemas utilizamos o método de Garen (1984) que controla os vieses de retorno, habilidade e erro de medida, e o método de Heckman (1979) que controla o viés de seleção amostral.

Nossas descobertas mostram que trabalhadores com níveis de escolaridade mais elevados apresentam retornos da escolaridade mais elevados e que heterogeneidade nos retornos da educação pode ser explicada pela heterogeneidade entre os trabalhadores com diferentes níveis de escolaridade. Embora isso seja um indício de que é importante investir em educação observamos que, desde 1995, um ano adicional de estudo tem resultado em rendimentos cada vez menores para todos os níveis de escolaridade. Isso pode fazer com que a

---

<sup>1</sup>Ver: <https://data.worldbank.org>.

<sup>2</sup>Ver a Tabela A1 no Apêndice A. Destacamos também que importantes reformas educacionais influenciaram a permanência de crianças e jovens na escola e consequentemente o aumento no tempo de médio de estudo (Menezes Filho, 2003). Destacam-se a Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (1996), a criação do Fundo de Manutenção e Desenvolvimento do Ensino Fundamental e de Valorização do Magistério (FUNDEF) em 1998, a implementação da aprovação automática em várias unidades federativas nas décadas de 1980 e 1990, e o programa Bolsa Escola, adotado pelo governo federal em 2001.

atratividade financeira da educação, sobretudo dos primeiros ciclos do ensino fundamental, se reduza e no longo prazo isso tem um impacto direto na renda e em outros aspectos da vida dos trabalhadores. Fornecemos evidências de que essa queda nos retornos da escolaridade é possivelmente devido à expansão da mão de obra qualificada, e, ao declínio da qualidade do sistema educacional.

No Brasil, desde o início década de 1990, vários estudos empíricos sobre os retornos da escolaridade estimaram essa medida no intuito de comparar coortes<sup>3</sup> (Kassouf, 1997; Sachsida et al., 2004; Marcelo e Wyllie, 2006; Moura, 2008; Pereira et al., 2013; Nakabashi e Assahide, 2017), uma região específica (Van Zaist et al., 2010; Horie e Iwasaki, 2022; Silva et al., 2022) ou apenas um ou poucos anos (Marcelo e Wyllie, 2006; Van Zaist et al., 2010; Silva et al., 2022; Santiago et al., 2023). Considerando esses estudos, identificamos algumas lacunas que pretendemos sanar neste artigo.

A primeira delas é o fato de que boa parte dos estudos geralmente se concentram em estimar os retornos da escolaridade para anos específicos ou períodos de dados mais curtos em comparação com o presente estudo. A relevância de analisar um período mais longo reside no fato de que podemos obter uma compreensão mais abrangente dos efeitos do considerável aumento na escolaridade dos trabalhadores sobre os retornos salariais<sup>4</sup>. Apresentamos evidências que indicam que os retornos da escolaridade são mais altos para os trabalhadores com maior tempo de estudo. No entanto, constatamos que os retornos da educação diminuíram entre 1995 e 2015, independentemente da faixa de escolaridade dos trabalhadores.

A segunda lacuna diz respeito à análise de possíveis explicações para a evolução dos retornos da escolaridade no Brasil. Uma vez que boa parte dos estudos utilizam dados *cross section*, não é possível avaliar sua evolução, tampouco explicá-la. Logo, contribuímos com a literatura ao fornecer indícios de que há duas possíveis causas da queda dos retornos da educação. Primeiro, mostramos que houve aumento da oferta de mão de obra qualificada e discutimos como isso pode ter forçado os trabalhadores mais qualificados descerem a escada ocupacional e exercerem profissões que exigem menor qualificação. Segundo, estimamos os retornos da escolaridade para cada um dos estados brasileiros e comparamos

---

<sup>3</sup>Homens e mulheres, moradores urbanos e rurais, trabalhadores mais e menos qualificados, entre outros.

<sup>4</sup>Em nossa análise, dividimos os trabalhadores em grupos de acordo com sua escolaridade: Grupo 1: de 0 a 4 anos de estudo, Grupo 2: de 5 a 8 anos, Grupo 3: de 9 a 11 anos e Grupo 4: 12 ou mais anos de estudo.

com algumas variáveis que servem de *proxy* para a qualidade da educação<sup>5</sup>, mostrando que nos estados com maior qualidade há maiores retornos. Analisar os fatores que levaram às quedas observadas nos retornos da escolaridade é relevante para se entender a estagnação na produtividade do trabalho brasileira e ajudar a elaboração de políticas públicas que revertam tal tendência.

A terceira lacuna diz respeito a relação entre as características socioeconômicas dos trabalhadores e os retornos da escolaridade (Pereira et al., 2013; Kassouf, 1997; Ottoni, 2017; Psacharopoulos e Patrinos, 2018). Boa parte dos estudos não consideram essas interações ou consideram apenas aquelas entre anos de estudo, raça e experiência. Avançamos nesse tema ao permitir que nos modelos econométricos que estimamos haja interações entre os anos de estudo e várias dessas características, por exemplo, sexo, raça, setor de atividade e zona de residência. Isso nos permite verificar se as características socioeconômicas são importantes nos retornos da escolaridade. Nossos resultados mostram que, em média, os trabalhadores com retornos mais elevados da escolaridade são brancos, moram em regiões urbanas e trabalham no setor de serviços. Por outro lado, os trabalhadores com menores retornos são, em média, homens não brancos, residem em áreas rurais e trabalham no setor agrícola.

Além desta introdução, na Seção 2 apresentamos as especificações econométricas e cada um dos métodos de estimação que empregamos. Na Seção 3, discutimos sobre as bases de dados utilizada na análise (PNAD e SAEB). Os principais resultados e implicações encontram-se na seção 4. Na seção 5, avaliamos a robustez dos resultados ao testar uma especificação econométrica alternativa a que utilizamos como base. Finalmente, a Seção 6 traz as considerações finais do artigo.

## 2. Especificações Econométricas

Ao estimar os retornos da escolaridade via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) surgem alguns vieses que impedem a estimação correta dessa medida, são eles: viés de habilidade; viés de retorno; viés de erro de medida; e viés de seleção amostral (Heckman, 1979; Card, 2001; Blundell et al., 2001). Logo, estimamos os retornos por MQO e utiliza-

---

<sup>5</sup>Utilizamos dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB), do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB) e o salário hora médio dos professores como *proxy* para a qualidade do sistema educacional brasileiro.

mos dois métodos adicionais: o método de Heckman (1979) para corrigir o viés de seleção amostral; e o de Garen (1984) para corrigir os demais.

## 2.1. MQO

Estimamos a seguinte especificação da equação Minceriana:

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \alpha_0 + \beta_0 S_i + \beta_1 Exp_i + \beta_2 Exp_i^2 + \beta_3 Ra\c{c}a_i + \beta_4 Urb_i + \beta_5 Agr_i + \\ & \beta_6 Serv_i + \beta_7 Sexo_i + \beta_8 (Exp_i \times S_i) + \beta_9 (Ra\c{c}a_i \times S_i) + \beta_{10} (Urb_i \times S_i) + \\ & \beta_{11} (Agr_i \times S_i) + \beta_{12} (Serv_i \times S_i) + \beta_{13} (Sexo_i \times S_i) + \gamma \mathbf{X} + \epsilon_i, \end{aligned} \quad (1)$$

em que  $\ln Y_i$  é o logaritmo natural do salário hora do indivíduo  $i$ ;  $S_i$  são os anos de estudo;  $Exp_i$  é a experiência no mercado de trabalho<sup>6</sup>. As demais variáveis são *dummies*,  $Ra\c{c}a_i$  toma o valor 1 se é branco e 0 caso contrário;  $Urb_i$  é igual a 1 caso more em áreas urbanas e 0 caso contrário;  $Agr_i$  toma o valor 1 caso o setor de atividade seja na agricultura e  $Serv_i$  caso esteja no setor de serviços;  $Sexo_i$  é igual a 1 caso seja do sexo masculino e 0 caso contrário;  $\mathbf{X}$  é um conjunto de variáveis de controle que inclui *dummies* indicando a região do Brasil em que o indivíduo reside (Sudeste, Nordeste, Centro Oeste e Sul) e se é sindicalizado. Por fim,  $\epsilon_i$  é um termo de erro aleatório.

As variáveis anos de estudo, experiência e experiência ao quadrado são provenientes da especificação minceriana (Mincer, 1958, 1974). As *dummies* de raça, zona de residência (rural ou urbana), sexo, setor de ocupação, região de residência e participação em sindicato são variáveis que captam as heterogeneidades dos indivíduos e são comuns na literatura empírica (Sachsida et al., 2004; Marcelo e Wyllie, 2006; Suliano e Siqueira, 2012; Nakabashi e Assahide, 2017; Brotherhood et al., 2019).

O que diferencia nossa especificação, expressa na Equação (1), de outras pesquisas é que adicionamos interações entre os anos de estudo e algumas das variáveis (Experiência, Raça, Urb, Agr, Serv, Sexo). Há evidências que mostram diferenças nos retornos da escolaridade de acordo com a zona de residência (urbana ou rural) (Pereira et al., 2013; Kassouf, 1997), gênero (Zhang et al., 2005; Psacharopoulos e Patrinos, 2018), raça (Garen, 1984) e setores de atividade econômica (Ottoni, 2017). Considerar essas interações permite analisar a relevância das características socioeconômicas nos retornos da escolaridade.

---

<sup>6</sup>Seguimos Heckman et al. (2003) e calculamos a experiência como: idade - anos de estudo - 6.

Ao derivarmos a Equação (1) em relação a  $S_i$ , temos o retorno marginal da escolaridade:

$$\frac{\partial \ln Y_i}{\partial S_i} = \beta_0 + \beta_8 Exp_i + \beta_9 Raça_i + \beta_{10} Urb_i + \beta_{11} Agr_i + \beta_{12} Serv_i + \beta_{13} Sexo_i. \quad (2)$$

Essa medida fornece o aumento percentual médio no salário hora para cada ano adicional de estudo.

## 2.2. Método de Garen

O procedimento MQO produz estimativas viesadas dos retornos da escolaridade. Os vieses que afetam as estimativas são o viés de habilidade, retorno, e, o viés de erro de medida (Blundell et al., 2001; Card, 2001). Apenas para visualizar como cada um deles afetam as estimativas vamos assumir que os que a equação de salário tem como variável independente apenas o tempo de estudo  $S_i$  e que os retornos da escolaridade são heterogêneos. Temos então que

$$Y_i = \alpha_i + \beta_i S_i + u_i. \quad (3)$$

Nesse caso, temos um intercepto e um retorno da escolaridade para cada indivíduo  $i$ . No entanto, é comum na literatura estimar um  $\alpha$  e um  $\beta$  que são as médias populacionais de  $\alpha_i$  e  $\beta_i$ . Logo, podemos reescrever a Equação (3) como

$$Y_i = \alpha + (\alpha_i - \alpha) + \beta S_i + (\beta_i - \beta) S_i + u_i.$$

Ao agrupar os termos não observáveis obtemos

$$Y_i = \alpha + \beta S_i + \epsilon_i, \quad (4)$$

onde  $\epsilon_i = (\alpha_i - \alpha) + (\beta_i - \beta) S_i + u_i$ .

A regressão por MQO produz estimativas viesadas devido a correlação entre  $\epsilon_i$  e  $S_i$ . O viés de habilidade surge devido a correlação entre o termo  $(\alpha_i - \alpha)$  e  $S_i$ . O viés de retorno é proveniente da correlação entre o retorno marginal  $(\beta_i - \beta)$  e  $S_i$ . Por fim, o viés de erro de medida surge devido a erros de medida em  $S_i$ . Para corrigí-los utilizamos o

método proposto por [Garen \(1984\)](#)<sup>7</sup>.

Esse método é bastante comum na literatura sobre os retornos da escolaridade e pode ser visto nos estudos de [Sachsida et al. \(2004\)](#) e [Suliano e Siqueira \(2012\)](#). A ideia principal é estimar, no primeiro estágio, a variável endógena (anos de estudo) em função de alguns instrumentos e, no segundo estágio, utilizar os erros desta estimação como regressor adicional na especificação principal (Equação (1)). No primeiro estágio estimamos a seguinte equação:

$$S_i = \kappa_0 + \kappa_1 Filhos_i + \kappa_2 Raça_i + \kappa_3 Mãe_i + \kappa_4 Urb_i + \eta_i, \quad (5)$$

sendo que  $S_i$  representa os anos de escolaridade do indivíduo  $i$ ;  $Filhos_i$  toma o valor 1 caso tenha filhos menores de 14 anos e 0 caso contrário;  $Raça_i$  toma o valor 1 se é branco e 0 caso contrário;  $Mãe_i$  assume o valor 1 caso a mãe esteja viva e 0 caso contrário;  $Urb_i$  tem valor 1 caso more em áreas urbanas e 0 caso contrário. Incluímos também *dummies* que indicam a região do Brasil onde o indivíduo reside<sup>8</sup>. Por fim,  $\eta_i$  é o termo de erro aleatório.

Variáveis como raça e região onde reside podem ser vistas nos estudos de [Garen \(1984\)](#) e [Sachsida et al. \(2004\)](#). A variável Filhos se justifica pelo fato de que as decisões de fertilidade e educação serem interdependentes ([De La Croix e Doepke, 2003](#)). A zona de residência (rural ou urbana) também influencia nas decisões de estudar, uma vez que indivíduos que moram na zona rural podem ter pior saúde e nutrição e maiores dificuldades de acesso à escola ([Gollin et al., 2014](#)). Já a mãe do indivíduo, estando viva, pode influenciar na educação provendo os meios para que ele estude, sobretudo na infância ([Suliano e Siqueira, 2012](#)).

No segundo estágio, utilizamos o termo de erro da Equação (5) e estimamos a Equação (1) acrescida do seguinte termo:

$$\beta_{14} \hat{\eta}_i + \beta_{15} (\hat{\eta}_i \times S_i). \quad (6)$$

---

<sup>7</sup>O método de Garen é uma alternativa ao método de variáveis instrumentais, optamos pelo primeiro pois a escolha do instrumento nem sempre é trivial ([Card, 2001](#)), e dentro do nosso contexto, em que analisamos um horizonte temporal de 18 anos, variáveis comumente utilizadas como instrumento, por exemplo, a escolaridade da mãe, nem sempre estão disponíveis. Além disso, o uso de variáveis instrumentais pouco correlacionadas com a variável explicativa pode levar a inconsistências ainda maiores nas estimativas ([Bound et al., 1995](#)).

<sup>8</sup>Por conveniência, não indicamos na Equação (5).

Note que aqui estamos assumindo que o termo de erro da Equação (1) pode ser capturado usando a relação linear  $\epsilon_i = \beta_{14}\hat{\eta}_i + \beta_{15}(\hat{\eta}_i \times S_i) + \omega_i$ , e que  $\mathbb{E}(\omega_i|S_i, \hat{\eta}_i, \hat{\eta}_i S_i) = 0$ . Logo, ao incluir a expressão (6) na Equação (1), estamos produzindo um novo termo de erro  $\omega_i$  que não está correlacionado com  $S_i$ , resolvendo o problema da endogeneidade.

### 2.3. Método de Heckman

Em alguns estudos, a equação Minceriana é estimada utilizando-se somente dados dos indivíduos que estão no mercado de trabalho. Ao proceder dessa forma, a amostra está sendo selecionada de forma não aleatória causando o viés de seleção amostral. Uma das fontes desse viés é a existência de diferentes salários de reserva que afetam as decisões dos indivíduos de entrarem ou não no mercado de trabalho. Logo, isso deve ser levado em consideração ao se estimar os retornos da escolaridade. Para corrigir esse viés, o método de Heckman (1979), que também estimado em dois estágios, é o procedimento mais adotado e pode ser visto em Marcelo e Wyllie (2006), Moura (2008) e Nakabashi e Assahide (2017).

No primeiro estágio, estimamos a equação de seleção, que deve conter variáveis que afetam a decisão dos indivíduos em entrar no mercado de trabalho, por exemplo, anos de estudo, experiência de trabalho e *dummies* que indicam raça, zona de residência, sexo e número de filhos. Essa equação é estimada no intuito de calcular a razão inversa de Mills. A equação de seleção que estimamos é a seguinte:

$$D_i = \psi_0 + \psi_1 Ra\tilde{c}a_i + \psi_2 Urb_i + \psi_3 Sexo_i + \psi_4 Filhos_i + \psi_5 S_i + \zeta_i, \quad (7)$$

onde  $\mathbf{D}_i$  é uma *dummy* que toma o valor 1 caso o indivíduo  $i$  esteja empregado e 0 caso contrário;  $\mathbf{Ra\tilde{c}a}_i$  toma o valor 1 se é branco e 0 caso seja não branco;  $\mathbf{Urb}_i$  toma o valor 1 quando o indivíduo mora na área urbana e 0 caso contrário;  $\mathbf{Sexo}_i$  tem valor 1 se é do sexo masculino e 0 caso contrário;  $\mathbf{Filhos}_i$  toma o valor 1 se tem filhos menores de 14 anos e zero caso contrário;  $\mathbf{S}_i$  são os anos de estudo. Adicionalmente, inserimos *dummies* que indicam a região do Brasil que o indivíduo reside. Por fim,  $\zeta_i$  é um termo de erro aleatório.

As variáveis gênero, raça e filhos são comuns na literatura e podem influenciar a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Por exemplo, mulheres com filhos



podem ter salário de reserva maior que os demais participantes do mercado de trabalho. Segundo [Monte et al. \(2011\)](#), o salário de reserva das mulheres é quase o dobro daquele dos homens em todas as regiões do Brasil, enquanto dos indivíduos não brancos é superior ao dos brancos. Já variáveis de região e zona de residência (urbana ou rural) servem para captar as heterogeneidades do mercado de trabalho brasileiro.

A Equação (7) é estimada utilizando-se o modelo Probit e a razão inversa de Mills é calculada da seguinte forma:

$$\lambda_i = \frac{\phi(\hat{D}_i)}{\Phi(\hat{D}_i)}, \quad (8)$$

sendo que  $\phi(\cdot)$  é a função densidade de probabilidade e  $\Phi(\cdot)$  é a função de distribuição acumulada da distribuição normal padrão. A Equação (1) omite a razão inversa de Mills como regressor de modo que o viés de seleção amostral é resultado da omissão de variável explicativa. Portanto, no segundo estágio do método de Heckman, estimamos a Equação (1) acrescida da razão inversa de Mills:

$$\beta_{14}\lambda_i. \quad (9)$$

Consequentemente, isso produzirá estimativas dos retornos da escolaridade sem o viés de seleção amostral.

### 3. Base de Dados

Para estimar a evolução dos retornos da escolaridade no Brasil utilizamos dados da Pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios (PNAD) de 1995 a 2015. A PNAD é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e fornece informações socioeconômicas da população brasileira, por exemplo, trabalho, renda, educação, fecundidade, habitação, dentre outras. Uma vez que não foi realizada em 2000 e 2010 excluimos esses anos da análise. Destacamos que a PNAD é uma pesquisa amostral que envolve estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção. Logo, em nossa análise consideramos seu desenho amostral, a não consideração pode produzir estimativas dos retornos da escolaridade, testes de hipóteses e intervalos de confiança viesados<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup>Ver [Lumley \(2004\)](#) e [Moura \(2008\)](#).

Além disso, fizemos alguns ajustes nos dados para filtrar as informações relevantes e estimar corretamente os retornos da escolaridade. Restringimos a análise aos trabalhadores com idade entre 25 e 64 anos, que não estudam e não são militares ou servidores públicos. Também excluimos os indivíduos que se declararam indígenas e amarelos e indivíduos com dados faltantes nas variáveis utilizadas. Também é importante salientar que em dois dos métodos econométricos descritos na Seção 2 (MQO e Garen), utilizamos dados somente dos indivíduos que estão empregados, no entanto, para implementar o método de Heckman, também utilizamos dados dos indivíduos desempregados.

Salientamos na seção anterior que a variável dependente da equação Minceriana (Equação 1) é o logaritmo do salário hora em reais de 2010. Calculamos essa medida dividindo o rendimento mensal em reais recebido no trabalho principal pela quantidade de horas trabalhadas semanalmente multiplicada por 4,2<sup>10</sup>. Adicionalmente, excluimos os trabalhadores que ganham mais de 100 salários mínimos<sup>11</sup>.

Para comparar os retornos da escolaridade que estimamos a nível estadual com as medidas de qualidade da educação, utilizamos dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB), do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB) e a escolaridade média dos professores<sup>12</sup>. As duas primeiras são do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), enquanto a última da PNAD.

O IDEB é calculado a partir dos dados de aprovação escolar do Censo Escolar e das médias dos testes de desempenho em matemática e português do SAEB que são aplicados aos estudantes ao final de cada ciclo de ensino<sup>13</sup>. No âmbito internacional, a pontuação em testes de avaliação de desempenho escolar também vem sendo empregada como medida de qualidade da educação, sobretudo para entender a relação entre capital humano e crescimento econômico. Uma das mais utilizadas é a pontuação no Programa Internacional de Avaliação de Alunos (PISA). [Hanushek e Kimko \(2000\)](#) enfatizam que

---

<sup>10</sup>O salário reportado na PNAD é mensal, enquanto as horas trabalhadas são semanais. Logo, devemos fazer o ajuste para que ambas estejam na mesma unidade temporal. Supomos que há 252 dias úteis no ano, 21 no mês e que os indivíduos trabalham 5 dias da semana. Uma vez que na PNAD são reportadas as horas trabalhadas na semana, dividimos 21 por 5 para obter o número de “semanas” trabalhadas no mês, que é 4,2.

<sup>11</sup>Ao fazer esse ajuste consideramos o salário mínimo em reais de 2010 do respectivo ano em análise.

<sup>12</sup>[Brotherhood et al. \(2019\)](#) utilizam metodologia similar para o cálculo de medidas de qualidade de educação no Brasil.

<sup>13</sup>Os testes são aplicados nos 5º e 9º anos do ensino fundamental e 3º ano do ensino médio. As faixas de escolaridade utilizadas no presente estudo são de 1 a 4, 5 a 8, 9 a 11 e 12 ou mais anos de estudo, pois os trabalhadores brasileiros que estão na ativa frequentaram, em sua grande maioria, o sistema escolar onde o ensino fundamental possuía apenas 8 anos, de tal forma que os anos finais dos ciclos do fundamental ocorriam nos 4º e 8º anos desse nível de ensino.

essa medida é um componente primário do capital humano e melhora significativamente a sua capacidade em explicar o crescimento econômico.

## 4. Resultados

Nesta seção apresentamos os resultados e suas principais implicações. Na subseção 4.1, mostramos que houve queda nos retornos da educação brasileira entre 1995 e 2015, na subseção 4.2 mostramos que os trabalhadores com maiores níveis de escolaridade experimentam maiores retornos de cada ano adicional de escolaridade e que independente do nível a tendência é de queda. Na subseção 4.3 discutimos o principal motivo disso. Por fim, na subseção 4.4 argumentamos que a expansão da mão de obra qualificada e a qualidade da educação podem ser determinantes dos retornos da educação no Brasil. As regressões que estimamos podem ser vistas no Apêndice Online deste artigo<sup>14</sup>.

### 4.1. Retornos da Escolaridade

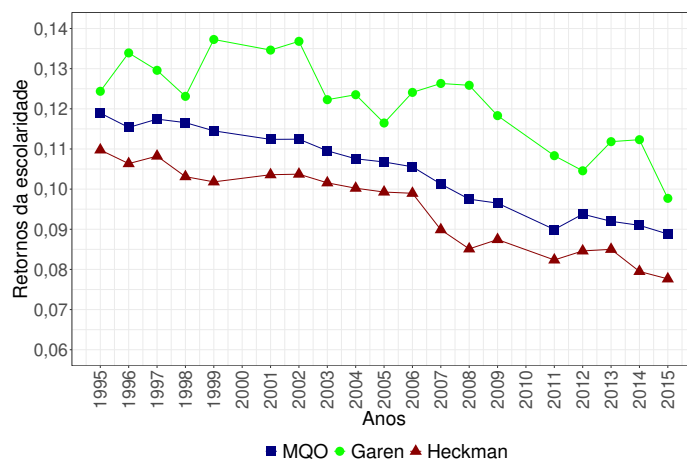
A Figura 1 ilustra a evolução dos retornos da escolaridade no Brasil durante o período de 1995 a 2015, utilizando três métodos distintos: o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o método de Garen e o método de Heckman. Para calcular os retornos da escolaridade, foram consideradas as médias amostrais das variáveis *Exp*, *Raça*, *Urb*, *Agr*, *Serv* e *Sexo*, conforme descrito na Equação (2)<sup>15</sup>. No método de Garen, também foi utilizada a média de  $\hat{\eta}$ . Os resultados mostram retrações médias de 25,37%, 21,21% e 29,45%, respectivamente, indicando que o aumento do número de anos de estudo está resultando em incrementos cada vez menores nos salários dos trabalhadores brasileiros.

Uma vez que estamos interessados na evolução dos retornos da escolaridade, utilizamos o Teste de Wald para verificar se os parâmetros associados aos retornos da escolaridade (Equação (2)) diferem entre si em 1995 e 2015. Os resultados podem ser vistos no Apêndice C e não aceitam a hipótese nula de que são iguais nos três métodos, ou seja, diferem no período analisado.

---

<sup>14</sup>Ver: [https://mj-ribeiro.github.io/apend\\_evol.pdf](https://mj-ribeiro.github.io/apend_evol.pdf).

<sup>15</sup>**Exp**: tempo de experiência no mercado de trabalho; **Raça**: *dummy* com valor um caso o indivíduo seja branco e zero caso contrário, **Urb**: *dummy* com valor um caso more em áreas urbanas e zero caso contrário; **Agr**: *dummy* com valor um caso trabalhe no setor agrícola e zero caso contrário; **Serv**: *dummy* com valor um caso trabalhe no setor de serviços e zero caso contrário; **Sexo**: *dummy* com valor um caso seja do sexo masculino e zero caso contrário.



**Figura 1:** Evolução dos retornos da escolaridade no Brasil - 1995:2015

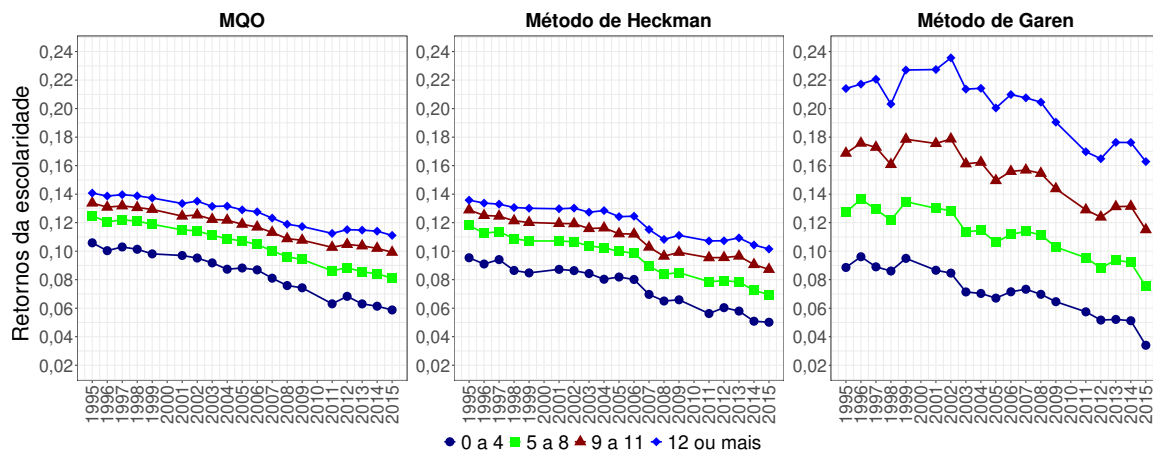
Alguns estudos têm identificado resultados convergentes em relação ao declínio dos retornos da escolaridade. Por exemplo, [Moura \(2008\)](#) estimou os retornos da educação no Brasil durante o período de 1992 a 2004, observando uma tendência de queda, com exceção para trabalhadores com nível superior. [Nakabashi e Assahide \(2017\)](#) também evidenciaram uma queda significativa nos retornos da escolaridade nos salários dos trabalhadores brasileiros, tanto para jovens (15 a 29 anos) quanto para adultos (25 a 64 anos), no período de 1997 a 2012. Eles constataram uma redução de 21,2% para jovens e 15% para adultos. Da mesma forma, [Suliano e Siqueira \(2012\)](#), ao utilizar dados de trabalhadores brasileiros entre 25 e 64 anos, encontraram uma diminuição nos retornos salariais da educação entre 2001 e 2006. [Montenegro e Patrinos \(2014\)](#), ao estimarem os retornos da educação em 139 economias, também apontaram uma tendência de queda. Eles observaram que em 1982 o retorno da escolaridade no Brasil era de 17,3%, enquanto em 2012 esse valor passou a ser 10,5%, representando uma queda de aproximadamente 39%. Além disso, em países com níveis de renda semelhantes ao Brasil, como a China e alguns países emergentes da Europa, também foi registrada uma redução nos retornos da escolaridade, conforme identificado por [Asadullah e Xiao \(2020\)](#) e [Horie e Iwasaki \(2022\)](#), respectivamente.

## 4.2. Retornos da Escolaridade por Níveis Educacionais

Há também evidências que mostram heterogeneidade no retorno da escolaridade. Por exemplo, indivíduos com mais anos de escolaridade tendem a ter maiores retornos de

escolaridade, sobretudo se tiverem o ensino superior completo (Garen, 1984; Jaeger e Page, 1996; Sachsida et al., 2004; Crespo e Reis, 2009). Para verificar se algo semelhante ocorre no Brasil, agrupamos os trabalhadores de acordo com o nível escolaridade atingido e calculamos os retornos da escolaridade para cada grupo. O primeiro é formado por indivíduos que possuem entre 0 e 4 anos de escolaridade, o segundo de 5 a 8, o terceiro de 9 a 11 e o quarto mais de 12. O primeiro e segundo grupos compreendem os dois primeiros ciclos do ensino fundamental, o terceiro abrange o ensino médio e o quarto o ensino superior.

Os resultados podem ser vistos na Figura 2, onde notamos que os retornos da escolaridade estão em queda em todas as faixas de escolaridade<sup>16</sup>. Além disso, um ano adicional de estudo tem maior efeito nos salários dos indivíduos mais escolarizados. Esse padrão não é exclusivo do Brasil. Por exemplo, Colclough et al. (2010) apontam que houve uma mudança no padrão mundial dos retornos da escolaridade que antes era côncavo e passou a ser convexo, ou seja, a educação passou a ter um impacto maior nos salários de trabalhadores mais escolarizados.



**Figura 2:** Evolução dos retornos da escolaridade no Brasil por níveis de escolaridade - 1995:2015

### 4.3. Diferença nos Retornos da Escolaridade por Níveis Educacionais

Na Tabela 1 apresentamos as estatísticas descritivas das estimações dos retornos da escolaridade, entre 1995 e 2015, por nível de escolaridade. Como enfatizamos, os maiores

<sup>16</sup>Fornecemos esses resultados no formato de Tabela no Apêndice B.

níveis educacionais possuem retornos da escolaridade mais elevados. Pelo método de Garen, a média dos retornos para quem tem a partir de 12 anos de estudo é 2,8 vezes maior do que aquela dos trabalhadores com 0 a 4 anos de estudo e possuem maior desvio padrão. Além disso, verificamos que o retorno da escolaridade pelo método de Garen é maior do que aquele via MQO a partir da faixa de 5 a 8 anos de estudo, indicando uma mudança no viés gerado pelo método MQO.

**Tabela 1:** Estatísticas descritivas dos retornos da escolaridade - 1995:2015

Escolaridade	Método	Mínimo	Q25	Mediana	Q75	Máximo	Média	Desvio p.
0 a 4	Garen	0,0340	0,0610	0,0714	0,0864	0,0961	0,0716	0,0170
0 a 4	Heckman	0,0502	0,0627	0,0803	0,0864	0,0954	0,0752	0,0149
0 a 4	MQO	0,0588	0,0713	0,0873	0,0975	0,1059	0,0843	0,0157
5 a 8	Garen	0,0753	0,0992	0,1135	0,1279	0,1364	0,1120	0,0173
5 a 8	Heckman	0,0696	0,0816	0,0999	0,1072	0,1180	0,0955	0,0152
5 a 8	MQO	0,0811	0,0913	0,1071	0,1169	0,1248	0,1044	0,0146
9 a 11	Garen	0,1151	0,1376	0,1569	0,1708	0,1787	0,1540	0,0199
9 a 11	Heckman	0,0872	0,0965	0,1122	0,1198	0,1290	0,1094	0,0132
9 a 11	MQO	0,0992	0,1062	0,1189	0,1274	0,1338	0,1173	0,0117
12 ou mais	Garen	0,1628	0,1834	0,2076	0,2157	0,2356	0,2019	0,0223
12 ou mais	Heckman	0,1015	0,1088	0,1245	0,1302	0,1358	0,1206	0,0117
12 ou mais	MQO	0,1111	0,1162	0,1290	0,1362	0,1407	0,1269	0,0105

*Notas:* Q25: primeiro quartil; Q75: terceiro quartil.

A diminuição dos retornos da escolaridade, sobretudo para trabalhadores com menor escolaridade cria um desafio significativo: a falta de estímulo para que busquem educação adicional ou se envolvam em programas de capacitação profissional. Isso ressalta a importância de políticas públicas direcionadas à qualificação desses trabalhadores. A implementação de tais políticas é essencial para incentivar uma trajetória contínua de investimento em capital humano até que alcancem retornos maiores por cada ano adicional de escolaridade.

Na Tabela 2, reportamos as médias das variáveis utilizadas para calcular os retornos da escolaridade. Notamos que os trabalhadores com mais tempo de estudo possuem menos experiência de trabalho, a maior parcela deles são brancos, moram em regiões urbanas e trabalham no setor de serviços. Por outro lado, aqueles com menos tempo de estudo possuem mais experiência, a maioria são homens não brancos, e uma parcela

significativa reside em áreas rurais e trabalha no setor agrícola. Essas heterogeneidades entre os diferentes grupos de trabalhadores estão relacionadas ao nível de escolaridade alcançado e, desse modo, às diferenças nos retornos da escolaridade.

**Tabela 2:** Características dos indivíduos da amostra condicionado ao nível de escolaridade - 1995:2015

Escolaridade	Exp	Raça	Urb	Agr	Serv	Sexo	Proporção
0 a 4	35,40	39,68	75,38	24,77	47,54	70,72	32,68
5 a 8	26,26	48,36	90,18	7,57	62,68	64,39	26,54
9 a 12	20,10	53,57	95,47	2,59	74,43	56,78	28,39
12 ou mais	18,83	75,56	97,72	1,69	81,84	52,55	12,39

*Notas:* **Exp:** tempo de experiência no mercado de trabalho; **Raça:** % de indivíduos brancos, **Urb:** % de indivíduos que residem em áreas urbanas; **Agr:** % de indivíduos que trabalham na agricultura; **Serv:** % de indivíduos que trabalham no setor de serviços; **Sexo:** % de indivíduos do sexo masculino; **Proporção:** % de pessoas em cada respectivo grupo de estudo.

Como em nosso estudo, [Pereira et al. \(2013\)](#) concluíram que os retornos da escolaridade são maiores no meio urbano. Eles argumentam que isso resulta da lacuna de qualidade na educação entre as zonas de residência. Já [Ottoni \(2017\)](#) estima os retornos da escolaridade para os setores de serviços modernos, tradicionais, indústria, agropecuária e administração pública no Brasil. Ele encontra que os retornos da escolaridade são maiores no setor de serviços modernos<sup>17</sup>.

## 4.4. Motores da Redução nos Retornos da Educação

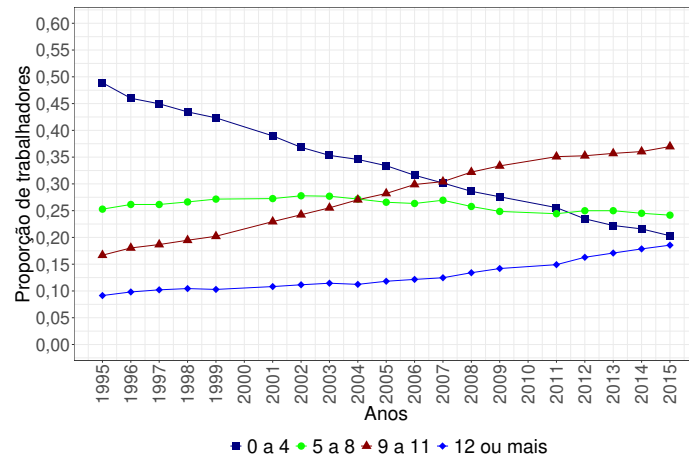
### 4.4.1 Expansão da Mão de Obra Qualificada

Um das principais causas da queda nos retornos da escolaridade no Brasil é a expansão da mão de obra qualificada. Como podemos ver na [Figura 3](#), a proporção de trabalhadores de 0 a 4 anos de estudo caiu de 48,9% para 20,3%, entre 1995 e 2015. Por outro lado, a proporção de trabalhadores com 12 anos ou mais de escolaridade aumentou de 9,2% para 18,6%, no mesmo período. Dado o aumento na oferta de mão de obra qualificada, a demanda pode não ter acompanhado, o que reduziria os retornos da escolaridade.

Nesse contexto, a redução do retorno pode acontecer por duas vias. A primeira é que os empregadores podem ofertar salários menores aos trabalhadores dado o excesso de mão de obra. [Garcia \(2021\)](#), por exemplo, observa elevação na oferta relativa de trabalhadores

<sup>17</sup>[Ottoni \(2017\)](#) interpreta o salário dos trabalhadores como uma medida de produtividade e refere-se ao retorno da escolaridade como uma taxa de conversão de anos de estudo em produtividade.

qualificados no Brasil, entre 1981 e 2014, de acordo com ele, esse é elemento chave para entender o declínio no retorno da educação.



**Figura 3:** Evolução da proporção de trabalhadores por nível de escolaridade no Brasil - 1995:2015

A segunda via está associada ao fato de que trabalhadores mais qualificados estão descendo a escada ocupacional e indo para profissões que exigem menos qualificação, empurrando trabalhadores menos qualificados para posições que demandam um nível ainda menor de escolaridade. Isso resulta em um descompasso educacional, visto que o trabalhador tem um nível educacional maior do que aquele requerido pela profissão que ele exerce, gerando má alocação de capital humano na economia.

Marioni (2021) analisa os efeitos do descompasso educacional nos salários dos trabalhadores brasileiros, concluindo que um quarto dos trabalhadores formais possuem qualificação maior que a necessária em sua profissão, ou seja, são trabalhadores super qualificados que ganham menos que os trabalhadores com mesmo nível de qualificação em empregos compatíveis com suas habilidades, resultando em queda nos retornos da educação. Mais evidências sobre o descompasso educacional no Brasil podem ser vistos em Reis (2017), Annegues e Souza (2020) e Santos et al. (2021)<sup>18</sup>.

Os resultados apresentados na Figura 3 mostram elevação proporcional de trabalhadores entre 9 e 11 anos de escolaridade e a partir de 12 anos, mostrando um crescimento da oferta relativa de trabalhadores mais escolarizados. Por outro lado, a Figura 2 mostra redução do retorno da escolaridade para os trabalhadores em todas as faixas de escolaridade, sem clara tendência de aproximação ou divergência dos retornos por faixa de

<sup>18</sup>Esse fato também foi observado na economia americana por Beaudry et al. (2016).



escolaridade. Se o processo de crescimento da escolaridade dos trabalhadores levasse a um excesso de trabalhadores qualificados, seria esperado uma aproximação do retorno da escolaridade dos trabalhadores mais e menos qualificados, o que não ocorreu. Dessa forma, os resultados são mais coerentes com uma pressão para descida na escala ocupacional dos trabalhadores com diferentes níveis de escolaridade, levando a quedas do retorno salarial dos trabalhadores, independentemente do seu nível de qualificação.

#### 4.4.2 Qualidade do Sistema Educacional

Outra variável importante que afeta os retornos da escolaridade é a qualidade do sistema educacional. Há sistemas educacionais eficazes e capazes de desenvolver nos alunos várias habilidades, enquanto outros quase não contribuem para a formação de capital humano. Nesse sentido, trabalhadores educados em instituições de ensino de melhor qualidade podem enviar para o mercado um sinal de maior produtividade e qualidade do trabalho quando comparado aqueles educados em piores instituições, logo, experimentar maior remuneração.

[Card e Krueger \(1992\)](#), por exemplo, estimam os retornos da escolaridade de homens americanos nascidos entre 1920 e 1949, eles utilizam a relação professor-aluno e o salário relativo dos professores como medidas de qualidade do ensino. Seus resultados indicam que trabalhadores que frequentaram escolas de qualidade elevada experimentam maiores retornos por ano adicional de escolaridade. Em consonância com [Card e Krueger \(1992\)](#), [Bedi e Edwards \(2002\)](#) mostram que homens que foram educados em municípios com escolas de melhor qualidade obtiveram rendas significativamente mais altas do que os homens educados em municípios com escolas de baixa qualidade.

Por outro lado, [Brotherhood et al. \(2019\)](#) consideram os retornos da escolaridade como uma medida de qualidade da educação. A ideia é que os retornos da escolaridade são decorrentes do valor que o mercado atribui à educação dos trabalhadores. Portanto, parte das diferenças nos retornos da escolaridade entre indivíduos em estados distintos pode ser atribuída à qualidade do sistema educacional estadual. Após estimar os retornos para os estados brasileiros, [Brotherhood et al. \(2019\)](#) comparam os resultados com algumas medidas de qualidade da educação estadual. Por exemplo, o gasto médio com aluno na educação primária e as notas do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB), e encontram forte correlação positiva entre essas medidas.

Neste contexto, para verificar se há correlação entre a qualidade da educação e os retornos da escolaridade seguimos [Brotherhood et al. \(2019\)](#) e estimamos os retornos da escolaridade para os 26 estados brasileiros e o Distrito Federal, e, comparamos com algumas medidas que servem de *proxy* para a qualidade dos sistemas educacionais dos estados brasileiros, por exemplo, as notas do SAEB nos exames de matemática e português, a pontuação do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB), ambas para os alunos do terceiro ano do ensino médio, e a escolaridade média dos professores. Para uma comparação temporal adequada, utilizamos dados de 2005 das medidas de qualidade da educação e estimamos os retornos da escolaridade de 2015 dos trabalhadores entre 26 e 30 anos. Parte relevante dos indivíduos nesta faixa etária estavam no ensino médio, em 2005.

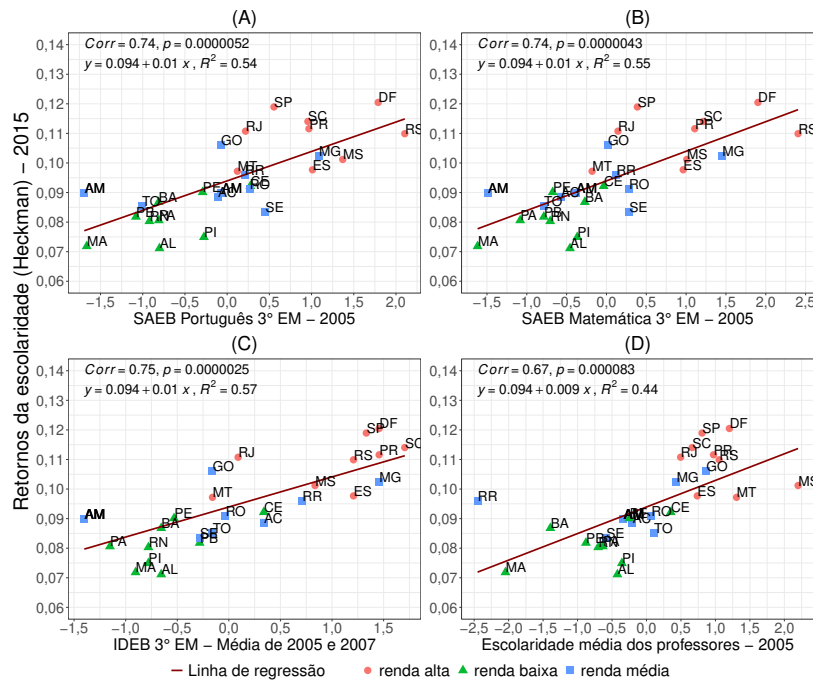
Na Figura 4 reportamos os resultados e notamos alguns fatos relevantes<sup>19</sup>. Primeiro, tanto as medidas de qualidade da educação quanto os retornos da escolaridade são bastante heterogêneos entre os estados<sup>20</sup>. Segundo, os estados com maiores níveis de renda possuem maiores retornos da escolaridade<sup>21</sup>. Em média, o retorno dos estados de renda alta é 0,109, contra 0,092 e 0,082 daqueles com rendas média e baixa, respectivamente. Terceiro, há forte correlação positiva entre os retornos da escolaridade que estimamos com os dados de 2015 e as medidas de qualidade da educação de 2005, logo, nos estados onde a qualidade da educação era alta (baixa), em 2005, os retornos salariais foram maiores (menores), em 2015.

---

<sup>19</sup>Os retornos da escolaridade apresentados na Figura 4 foram calculados via Método de Heckman. Quando comparamos os retornos calculados com os demais métodos, com as medidas de qualidade, os resultados são similares aos apresentados na Figura 4.

<sup>20</sup>Fornecemos os resultados das estimações dos retornos da escolaridade a nível estadual, de 2015, no Apêndice B.

<sup>21</sup>Classificamos os 26 estados brasileiros mais o Distrito Federal usando dados do PIB per capita de 2015. Os nove primeiros são considerados renda alta, os nove do meio são renda média e os nove últimos são renda baixa.



**Figura 4:** Comparação entre os retornos da escolaridade e medidas de qualidade da educação

*Notas:* Elaborado com dados da pesquisa Nacional de Amostras por Domicílios (PNAD) e do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP).

**Corr:** Correlação de Pearson; **p:** Valor  $p$  da correlação.

As medidas de qualidade da educação foram padronizadas.

As siglas de cada estado brasileiro podem ser vistos na Tabela B1 do Apêndice.

Os resultados apresentados nessa subseção indicam que a qualidade do sistema educacional é um elemento relevante para se entender o diferencial de retorno salarial de um ano adicional de escolaridade entre os estados brasileiros. Logo, é um aspecto importante e que deve ser levado em consideração nas políticas educacionais, uma vez que os mercados de trabalho podem reconhecê-la como um sinal de maior produtividade e a recompensam com maiores salários.

## 5. Análise de Robustez

Para testar a robustez dos resultados, estimamos uma especificação da equação Minceriana semelhante à utilizada nos estudos de Garen (1984), Sachsida et al. (2004) e Suliano e Siqueira (2012), representada na seguinte equação:

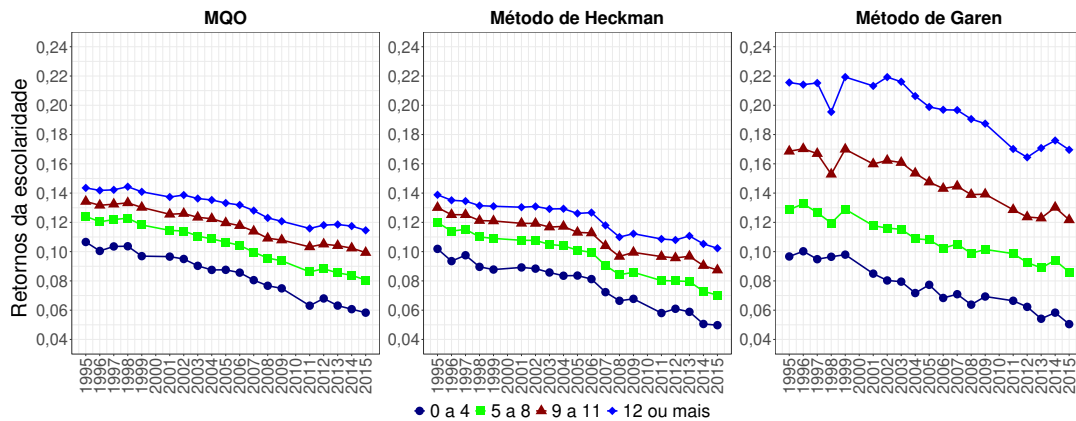
$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \alpha_0 + \beta_0 S_i + \beta_1 Exp_i + \beta_2 Exp_i^2 + \beta_3 Ra\c{c}a_i + \\ & \beta_4 Urb_i + \beta_5 Agr_i + \beta_6 Serv_i + \beta_7 Sexo + \beta_8 (Exp_i \times S_i) + \\ & \beta_9 (Ra\c{c}a_i \times S_i) + \beta_{10} (Ra\c{c}a_i \times Exp_i \times S_i) + \gamma \mathbf{X} + \epsilon_i, \end{aligned} \quad (10)$$

Sendo que  $\ln Y_i$  é o logaritmo natural do salário hora mensal do indivíduo  $i$ ;  $S_i$  são os anos de estudo;  $Exp_i$  é a experiência no mercado de trabalho. As demais variáveis são as seguintes *dummies*:  $Ra\c{c}a_i$  toma o valor 1 se é branco e 0 caso não branco;  $Urb_i$  é igual a 1 caso more em área urbana e 0 caso contrário;  $Agr_i$  e  $Serv_i$  tomam o valor 1 caso o trabalhador esteja na agricultura ou no setor de serviços, respectivamente;  $Sexo_i$  é igual a 1 caso seja do sexo masculino e 0 caso contrário;  $\mathbf{X}$  é um conjunto de variáveis de controle que inclui *dummies* de região do país onde o indivíduo reside (Sudeste, Nordeste, Centro Oeste e Sul) e se é sindicalizado. Por fim,  $\epsilon_i$  é um termo de erro aleatório.

A principal diferença entre a especificação expressa na Equação (1) para a Equação (10) é que nesta há somente três interações da variável anos de estudo. Logo, o retorno marginal da educação pode ser escrito como:

$$\frac{\partial \ln Y_i}{\partial S_i} = \beta_0 + \beta_8 Exp_i + \beta_9 Ra\c{c}a_i + \beta_{10} (Ra\c{c}a_i \times Exp_i), \quad (11)$$

Na Figura 5, notamos que os resultados são bastante semelhantes aos da Figura 2, ou seja, os retornos da escolaridade são maiores para indivíduos mais escolarizados e decrescentes no tempo em todas as faixas de escolaridade.



**Figura 5:** Evolução dos retornos da escolaridade no Brasil por níveis de escolaridade - 1995:2015

## 6. Considerações Finais

No presente artigo utilizamos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e estimamos os retornos da escolaridade do Brasil entre 1995 e 2015. Para as estimações, utilizamos os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), [Garen \(1984\)](#), que corrige os vieses de habilidade, retorno e erro de medida, e [Heckman \(1979\)](#), que corrige o viés de seleção amostral.

Os três métodos apontam queda nos retornos da escolaridade, no período analisado. Além disso, testamos uma especificação diferente daquela que utilizamos como base, sendo os resultados bastante similares. Também mostramos que os vieses de retorno, habilidade e erro de medida tendem a reduzir os retornos da escolaridade, enquanto o viés de seleção amostral tende a elevar as estimativas do retorno da educação.

Argumentamos que uma das possíveis causas da queda nos retornos da escolaridade é a expansão da mão de obra qualificada no Brasil. Os resultados apresentados são mais aderentes à hipótese que os trabalhadores qualificados estão descendo a escada ocupacional para atividades em que são super qualificados, recebendo uma remuneração incompatível com sua qualificação. Por sua vez, esses trabalhadores empurram aqueles que estavam ocupados anteriormente em tais atividades para ocupações que exigem ainda menos qualificação, reduzindo o retorno da escolaridade para indivíduos de todas as faixas de escolaridade.

Outra possível causa da queda nos retornos é a qualidade do sistema educacional brasileiro. Para verificar como essas variáveis se relacionam, estimamos os retornos da escolaridade para os estados brasileiros com dados de 2015 e comparamos com quatro medidas de qualidade da educação de 2005. Os resultados mostram que os estados que possuíam maior qualidade da educação, em 2005, são os que possuem maiores retornos, em 2015. O ideal seria acompanhar a evolução da qualidade educacional no período analisado, mas há escassez de dados nesse sentido. Esse é um tema relevante que deve ser analisado futuramente.

Para captar os efeitos de variáveis socioeconômicas nos retornos da escolaridade, agrupamos os trabalhadores de acordo com a escolaridade e variáveis como experiência, raça, zona de residência, gênero e setor de atividade. Boa parte dos trabalhadores com menos tempo de estudo são não brancos, residem em áreas rurais, trabalham na agricultura, são do sexo masculino e possuem mais experiência de trabalho. Por outro lado, a maior

parcela dos trabalhadores com mais tempo de estudo são brancos, residem em áreas urbanas, trabalham no setor de serviços e possuem menos tempo de experiência de trabalho. Como trabalhadores com maiores níveis de escolaridade experimentam retornos salariais da educação mais altos, aqueles que são brancos, residem nas áreas urbanas e trabalham no setor de serviços possuem retornos mais elevados.

Em suma, tanto o aumento da escolaridade da mão de obra quanto a baixa qualidade do sistema educacional brasileiro parecem ter influenciado nas trajetórias decrescentes dos retornos da escolaridade. Embora essas explicações sejam aderentes às evidências apresentadas, mais estudos são necessários para se entender melhor esse fenômeno.

## Referências

Annegues, A. C. e Souza, W. P. S. d. F. (2020). Retorno salarial do overeducation: Viés de seleção ou penalização ao excesso de escolaridade? *Revista Brasileira de Economia*, 74:119–138.

Asadullah, M. N. e Xiao, S. (2020). The changing pattern of wage returns to education in post-reform china. *Structural Change and Economic Dynamics*, 53:137–148.

Beaudry, P., Green, D. A., e Sand, B. M. (2016). The great reversal in the demand for skill and cognitive tasks. *Journal of Labor Economics*, 34(S1):S199–S247.

Bedi, A. S. e Edwards, J. H. (2002). The impact of school quality on earnings and educational returns—evidence from a low-income country. *Journal of Development Economics*, 68(1):157–185.

Blundell, R., Dearden, L., e Sianesi, B. (2001). Estimating the returns to education: Models, methods and results.

Bosi, S., Lloyd-Braga, T., e Nishimura, K. (2021). Externalities of human capital. *Mathematical Social Sciences*, 112:145–158.

Bound, J., Jaeger, D. A., e Baker, R. M. (1995). Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430):443–450.

- Brotherhood, L. M., Ferreira, P. C., e Santos, C. (2019). Education quality and returns to schooling: Evidence from migrants in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, 67(3):439–459.
- Card, D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, 69(5):1127–1160.
- Card, D. e Krueger, A. B. (1992). Does school quality matter? returns to education and the characteristics of public schools in the United States. *Journal of Political Economy*, 100(1):1–40.
- Colclough, C., Kingdon, G., e Patrinos, H. (2010). The changing pattern of wage returns to education and its implications. *Development Policy Review*, 28(6):733–747.
- Crespo, A. e Reis, M. C. (2009). Sheepskin effects and the relationship between earnings and education: Analyzing their evolution over time in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 63:209–231.
- De La Croix, D. e Doepke, M. (2003). Inequality and growth: Why differential fertility matters. *American Economic Review*, 93(4):1091–1113.
- Deming, D. J. (2022). Four facts about human capital. *Journal of Economic Perspectives*, 36(3):75–102.
- Garcia, P. (2021). Skill prices and compositional effects on the declining wage inequality in Latin America: Evidence from Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 75(2).
- Garen, J. (1984). The returns to schooling: A selectivity bias approach with a continuous choice variable. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 1199–1218.
- Gollin, D., Lagakos, D., e Waugh, M. E. (2014). The agricultural productivity gap. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(2):939–993.
- Hanushek, E. A. e Kimko, D. D. (2000). Schooling, labor-force quality, and the growth of nations. *American Economic Review*, 90(5):1184–1208.
- Heckman, J., Tobias, J. L., e Vytlačil, E. (2003). Simple estimators for treatment parameters in a latent-variable framework. *Review of Economics and Statistics*, 85(3):748–755.

- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 153–161.
- Horie, N. e Iwasaki, I. (2022). Returns to schooling in european emerging markets: A meta-analysis. *Education Economics*.
- Jaeger, D. A. e Page, M. E. (1996). Degrees matter: New evidence on sheepskin effects in the returns to education. *The Review of Economics and Statistics*, pages 733–740.
- Kassouf, A. L. (1997). Retornos à escolaridade e ao treinamento nos setores urbano e rural do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 35(2):59–76.
- Lumley, T. (2004). Analysis of complex survey samples. *Journal of Statistical Software*, 9(1):1–19.
- Marcelo, R. e Wyllie, R. (2006). Retornos para educação no Brasil: Evidências empíricas adicionais. *Economia Aplicada*, 10:349–365.
- Marioni, L. d. S. (2021). Overeducation in the labour market: Evidence from Brazil. *Education Economics*, 29(1):53–72.
- Menezes Filho, N. A. (2003). A evolução recente da educação no Brasil. *Tese de Livre Docência*, Universidade de São Paulo.
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66(4):281–302.
- Mincer, J. (1974). Schooling, experience, and earnings. *Human Behavior & Social Institutions*, (2).
- Monte, P. A. d., Ramalho, H. M. d. B., e Pereira, M. d. L. (2011). O salário de reserva e a oferta de trabalho: Evidências para o Brasil. *Economia Aplicada*, 15(4):613–639.
- Montenegro, C. E. e Patrinos, H. A. (2014). Comparable estimates of returns to schooling around the world. *World Bank Policy Research Working Paper*, (7020).
- Moura, R. L. d. (2008). Testando as hipóteses do modelo de mincer para o Brasil. *Revista brasileira de Economia*, 62:407–449.



- Nakabashi, L. e Assahide, L. (2017). Estimando o retorno da escolaridade dos jovens por classe de renda: 1997-2012. *Pesquisa e Planejamento Econômico-PPE, Brasília*, 47(3):137–83.
- Otoni, B. (2017). *Educação setores de atividade e produtividade*. Elsevier.
- Pereira, V. d. F., Lima, J. E. d., Lima, J. R. F. d., Braga, M. J., e Mendonça, T. G. d. (2013). Avaliação dos retornos à escolaridade para trabalhadores do sexo masculino no Brasil. *Revista de Economia Contemporânea*, 17:153–176.
- Perez-Silva, R. e Partridge, M. D. (2020). Concentration of human capital, externalities and the wage gap in us metro areas. *Regional Studies*, 54(11):1564–1573.
- Psacharopoulos, G. e Patrinos, H. A. (2018). Returns to investment in education: A decennial review of the global literature. *Education Economics*, 26(5):445–458.
- Reis, M. C. (2017). Educational mismatch and labor earnings in Brazil. *International Journal of Manpower*.
- Sachsida, A., Loureiro, P. R. A., e Mendonça, M. J. C. d. (2004). Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 58:249–265.
- Santiago, L., Botassio, D. C., e Teixeira, E. C. (2023). Uma nota sobre o retorno social da educação profissional no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 77(4).
- Santos, M. M. d., Mariano, F. Z., Arraes, R. d. A., e Oliveira, C. S. d. (2021). A armadilha da sobreeducação no primeiro emprego: evidências para o Brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 51:415–452.
- Silva, T. B. d., Bondezan, K. d. L., e Lucas, M. d. S. (2022). Retornos para educação no Brasil: enfoque nas regiões sul e nordeste para o ano de 2017. *Interações (Campo Grande)*, 23:67–83.
- Suliano, D. C. e Siqueira, M. L. (2012). Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. *Economia Aplicada*, 16(1):137–165.
- Van Zaist, J. K., Nakabashi, L., e Salvato, M. A. (2010). Retornos privados da escolaridade no Paraná. *Revista EconomiA*.

Zhang, J., Zhao, Y., Park, A., e Song, X. (2005). Economic returns to schooling in urban china, 1988 to 2001. *Journal of Comparative Economics*, 33(4):730–752.

## Apêndice A Média das Variáveis Utilizadas na Pesquisa

Tabela A1: Média das variáveis utilizadas na pesquisa - 1995:2015

An	Y	S	Exp	Fam	Filhos	Raça	Sind	Urb	Sexo	Mãe	Agr	Ind	Serv
1995	7,096	6,0126	26,90	4,02	59,71	55,73	19,60	86,07	65,86	69,02	13,13	25,48	61,38
1996	7,6	6,2	26,83	4,00	57,76	56,51	19,01	86,08	65,25	68,99	12,79	25,03	62,18
1997	7,556	6,3426	26,72	3,94	57,05	55,71	18,28	85,91	65,63	69,43	12,76	25,19	62,05
1998	7,4	6,4	26,82	3,87	55,64	55,39	17,92	85,56	65,08	69,47	12,03	25,27	62,70
1999	7,866	6,5626	26,83	3,83	54,57	55,51	17,46	85,62	64,85	69,47	12,42	24,60	62,98
2000	7,6	6,8	26,58	3,72	52,60	53,77	16,81	89,28	63,89	70,35	10,85	24,54	64,60
2001	7,336	6,9826	26,58	3,71	51,30	53,35	17,46	89,53	63,57	70,71	10,79	26,31	62,89
2002	7,4	7,0	26,55	3,67	49,99	52,24	18,03	88,91	63,50	70,86	11,37	25,55	63,07
2003	7,257	6,1926	26,51	3,63	49,30	51,28	17,95	87,35	63,17	70,90	12,21	25,57	62,22
2004	7,4	7,3	26,42	3,59	48,19	49,52	18,35	87,25	62,68	71,28	11,74	25,57	62,69
2005	7,777	6,5126	26,33	3,55	47,59	49,08	18,41	87,56	62,09	71,45	11,06	25,66	63,29
2006	7,1	7,6	26,32	3,54	46,05	48,19	16,95	87,88	61,87	71,15	10,65	26,11	63,24
2007	7,997	6,8326	26,27	3,51	44,14	47,31	17,48	87,92	61,45	71,07	10,40	26,60	63,00
2008	7,1	7,9	26,19	3,45	43,59	46,92	16,99	87,93	60,93	71,97	10,36	26,10	63,54
2009	7,028	6,1426	26,24	3,42	42,05	46,60	15,94	89,11	61,23	71,97	10,21	25,33	64,46
2010	7,3	8,3	26,17	3,39	40,82	44,81	15,73	89,19	60,59	72,28	9,42	25,89	64,69
2011	7,310	5,8	26,27	3,34	39,80	44,68	14,80	89,07	60,46	72,14	9,14	26,15	64,71
2012	7,6	8,6	26,38	3,29	38,81	43,86	15,26	89,18	59,93	71,91	8,87	25,75	65,38
2013	7,510	5,8	26,46	3,26	38,04	43,23	17,71	88,62	59,95	72,12	9,22	24,83	65,96

*Notas:* **Y:** Salário hora médio; **S:** Média dos anos de estudo; **Exp:** Experiência; **Fam:** Número médio de moradores nos domicílios; **Filhos:** % de indivíduos com filhos menores de 14 anos; **Raça:** % de indivíduos brancos; **Sind:** % de trabalhadores sindicalizados; **Urb:** % de Moradores na área urbana; **Sexo:** % de Homens; **Mãe:** % de indivíduos que tem a mãe viva; **Agr:** % de trabalhadores da agricultura; **Ind:** % de trabalhadores da indústria; **Serv:** % de trabalhadores dos serviços.

## Apêndice B Retornos da Escolaridade

Tabela B1: Retornos da escolaridade nos estados brasileiros (Heckman) - 2015

Sigla	Unidade da Federação	Retornos da escolaridade
AC	Acre	0,0885
AL	Alagoas	0,0711
AM	Amazonas	0,0900
AM	Amazonas	0,0900
BA	Bahia	0,0868
CE	Ceará	0,0922
DF	Distrito Federal	0,1205
ES	Espírito Santo	0,0977
GO	Goiás	0,1060
MA	Maranhão	0,0718
MG	Minas Gerais	0,1024
MS	Mato Grosso do Sul	0,1012
MT	Mato Grosso	0,0972
PA	Pará	0,0806
PB	Paraíba	0,0818
PE	Pernambuco	0,0901
PI	Piauí	0,0749
PR	Paraná	0,1116
RJ	Rio de Janeiro	0,1108
RN	Rio Grande do Norte	0,0803
RO	Rondônia	0,0911
RR	Roraima	0,0960
RS	Rio Grande do Sul	0,1099
SC	Santa Catarina	0,1140
SE	Sergipe	0,0835
SP	São Paulo	0,1189
TO	Tocantins	0,0853

**Tabela B2: Evolução dos retornos da escolaridade no Brasil - 1995:2015**

Escolaridade	Anos	MQO	Heckman	Garen
0 a 4	1995	0,1059	0,0954	0,0886
5 a 8	1995	0,1248	0,1180	0,1273
9 a 11	1995	0,1338	0,1290	0,1687
12 ou mais	1995	0,1407	0,1358	0,2141
0 a 4	1996	0,1004	0,0910	0,0961
5 a 8	1996	0,1205	0,1126	0,1364
9 a 11	1996	0,1309	0,1250	0,1757
12 ou mais	1996	0,1387	0,1337	0,2172
0 a 4	1997	0,1029	0,0941	0,0890
5 a 8	1997	0,1220	0,1137	0,1293
9 a 11	1997	0,1318	0,1246	0,1729
12 ou mais	1997	0,1396	0,1330	0,2206
0 a 4	1998	0,1013	0,0865	0,0861
5 a 8	1998	0,1211	0,1089	0,1217
9 a 11	1998	0,1306	0,1213	0,1608
12 ou mais	1998	0,1388	0,1306	0,2032
0 a 4	1999	0,0981	0,0848	0,0949
5 a 8	1999	0,1189	0,1072	0,1347
9 a 11	1999	0,1293	0,1201	0,1785
12 ou mais	1999	0,1373	0,1301	0,2271
0 a 4	2001	0,0970	0,0872	0,0866
5 a 8	2001	0,1150	0,1071	0,1301
9 a 11	2001	0,1246	0,1194	0,1755
12 ou mais	2001	0,1334	0,1297	0,2274
0 a 4	2002	0,0952	0,0864	0,0846
5 a 8	2002	0,1142	0,1066	0,1285
9 a 11	2002	0,1254	0,1193	0,1787
12 ou mais	2002	0,1351	0,1302	0,2356
0 a 4	2003	0,0918	0,0843	0,0714
5 a 8	2003	0,1111	0,1037	0,1135
9 a 11	2003	0,1223	0,1159	0,1613
12 ou mais	2003	0,1314	0,1273	0,2137
0 a 4	2004	0,0873	0,0803	0,0703
5 a 8	2004	0,1088	0,1024	0,1147
9 a 11	2004	0,1217	0,1163	0,1624
12 ou mais	2004	0,1316	0,1285	0,2142
0 a 4	2005	0,0882	0,0819	0,0671
5 a 8	2005	0,1071	0,0999	0,1062
9 a 11	2005	0,1189	0,1122	0,1495
12 ou mais	2005	0,1290	0,1242	0,2005
0 a 4	2006	0,0869	0,0802	0,0715
5 a 8	2006	0,1048	0,0985	0,1118
9 a 11	2006	0,1169	0,1120	0,1560
12 ou mais	2006	0,1276	0,1245	0,2099
0 a 4	2007	0,0810	0,0697	0,0733
5 a 8	2007	0,1002	0,0894	0,1139

Continua na próxima página

**Tabela B2:** Evolução dos retornos da escolaridade no Brasil - 1995:2015 (Continuação)

Escolaridade	Anos	MQO	Heckman	Garen
9 a 11	2007	0,1132	0,1028	0,1569
12 ou mais	2007	0,1232	0,1152	0,2076
0 a 4	2008	0,0759	0,0650	0,0697
5 a 8	2008	0,0961	0,0838	0,1114
9 a 11	2008	0,1088	0,0965	0,1546
12 ou mais	2008	0,1189	0,1083	0,2045
0 a 4	2009	0,0743	0,0659	0,0646
5 a 8	2009	0,0942	0,0849	0,1029
9 a 11	2009	0,1077	0,0992	0,1438
12 ou mais	2009	0,1173	0,1111	0,1905
0 a 4	2011	0,0631	0,0563	0,0575
5 a 8	2011	0,0862	0,0786	0,0954
9 a 11	2011	0,1027	0,0954	0,1290
12 ou mais	2011	0,1125	0,1072	0,1698
0 a 4	2012	0,0683	0,0604	0,0517
5 a 8	2012	0,0884	0,0793	0,0882
9 a 11	2012	0,1047	0,0955	0,1239
12 ou mais	2012	0,1151	0,1073	0,1649
0 a 4	2013	0,0630	0,0580	0,0521
5 a 8	2013	0,0855	0,0784	0,0937
9 a 11	2013	0,1037	0,0965	0,1312
12 ou mais	2013	0,1148	0,1093	0,1763
0 a 4	2014	0,0614	0,0509	0,0512
5 a 8	2014	0,0841	0,0724	0,0921
9 a 11	2014	0,1020	0,0906	0,1315
12 ou mais	2014	0,1140	0,1044	0,1762
0 a 4	2015	0,0588	0,0502	0,0340
5 a 8	2015	0,0811	0,0696	0,0753
9 a 11	2015	0,0992	0,0872	0,1151
12 ou mais	2015	0,1111	0,1015	0,1628

## Apêndice C Teste de Wald

Queremos testar se os parâmetros da Equação (1) associados aos retornos da escolaridade estimados com dados 1995 são iguais aos de 2015 em cada respectivo método que utilizamos. Implementar tal teste é um meio formal de verificar se de fato os retornos da escolaridade diferem entre os anos de 1995 e 2015. Um dos meios de se fazer isso é utilizando o Teste de Wald, que por sua vez, requer a matriz de variância-covariância dos parâmetros. Se estimarmos separadamente a Equação (1) para 1995 e 2015 testar a igualdade dos parâmetros dependeria da suposição de que esses parâmetros têm covariância zero.

Logo, nossa estratégia consiste em estimar ambas equações em conjunto. Ou seja,

empilhamos  $\ln Y_{i,1995}$  e  $\ln Y_{i,2015}$  um em cima do outro e fazemos algo semelhante com as matrizes de variáveis explicativas  $\mathbf{X}_{1995}$  e  $\mathbf{X}_{2015}$ . Logo, o sistema a ser estimado é o seguinte:

$$\begin{pmatrix} \ln Y_{1995} \\ \ln Y_{2015} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta_{1995} \\ \theta_{2015} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{X}_{1995} & \mathbf{0}_{1995} \\ \mathbf{0}_{2015} & \mathbf{X}_{2015} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1995} \\ \epsilon_{2015} \end{pmatrix}, \quad (12)$$

onde  $\mathbf{0}_{1995}$  ( $\mathbf{0}_{2015}$ ) é uma matriz de zeros com o mesmo número de linhas de  $\mathbf{X}_{1995}$  ( $\mathbf{X}_{2015}$ ) e o mesmo número de colunas de  $\mathbf{X}_{2015}$  ( $\mathbf{X}_{1995}$ ) e  $\epsilon_{1995}$  e  $\epsilon_{2015}$  são os termos de erro. Além disso, adicionamos uma *dummy* que toma o valor 1 caso o ano seja 2015 no intuito de capturar os diferentes interceptos das equações de salários estimadas para 1995 e 2015. Ao proceder dessa maneira, conseguimos calcular a matriz de variância-covariância dos parâmetros, que por sua vez, permite testar, via Teste de Wald, a igualdade de dois ou mais coeficientes.

A hipótese nula do teste é de que os coeficientes associados a estimação dos retornos da escolaridade de 1995 e 2015 são iguais,  $H_0 : \beta^{2015} = \beta^{1995}$ . Os resultados podem ser vistos na Tabela C1, e, em todos os três métodos rejeita-se a hipótese nula.

**Tabela C1:** Teste de Wald

Método	Estatística F	Valor P
MQO	1136,97	0,0
Heckman	1298,62	0,0
Garen	273,35	0,0