

Evolução dos retornos da escolaridade no Brasil^{*}

Marcos J Ribeiro[†]

FEARP/USP

Fernando Barros Jr[‡]

FEARP/USP

Luciano Nakabashi[§]

FEARP/USP

30 de agosto de 2022

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.

[†]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.

[‡]Email: fabarrosjr@usp.br.

[§]Email: luciano.nakabashi@gmail.com.

1 Introdução

A teoria econômica preconiza que maiores níveis de escolaridade é elemento chave no processo de desenvolvimento e crescimento econômico, pois facilita a criação e difusão de tecnologia, aumenta a produtividade e os salários ([Acemoglu e Angrist, 2000](#); [Wilson e Briscoe, 2004](#); [Perez-Silva e Partridge, 2020](#)). No Brasil, notamos uma aceleração dos investimentos em educação decorrente da Constituição de 1988. Por exemplo, dados do [Banco Mundial](#) mostram que, em 1995, os investimentos públicos em educação correspondiam a 4,57% do PIB e passaram para 6,24%, em 2015. Além disso, reformas estruturais relevantes¹ afetaram a permanência de crianças e jovens na escola ([Menezes Filho, 2003](#)). Sendo assim, tais políticas contribuíram para o aumento significativo da escolaridade média dos brasileiros. A média de anos de estudo passou de 6,01, em 1995, para 8,79, em 2015².

Com o crescimento da escolaridade ocorreram alterações nos retornos salariais de cada ano adicional de estudo. Por exemplo, [Nakabashi e Assahide \(2017\)](#) mostram queda relevante do retorno da escolaridade nos salários dos trabalhadores brasileiros tanto para jovens (15 a 29 anos) quanto para adultos (25 a 64 anos), entre 1997 e 2012. No período, eles estimam que a queda do retorno da escolaridade foi de 21,2% para jovens e 15% para adultos. [Suliano e Siqueira \(2012\)](#), utilizando dados dos trabalhadores brasileiros entre 25 e 64 anos, também encontram redução nos retornos salariais da educação, entre 2001 e 2006. Já [Montenegro e Patrinos \(2014\)](#) estimaram os retornos de 139 economias, e seus resultados apontam que, em 1982, o retorno da escolaridade no Brasil era de 17,3% e, em 2012, passou a ser 10,5%, o que representa queda de aproximadamente 39%. Em alguns países com níveis de renda semelhantes ao Brasil, os retornos da escolaridade também estão decrescendo. Por exemplo, [Asadullah e Xiao \(2020\)](#) e [Horie e Iwasaki \(2022\)](#) encontram queda nos retornos da escolaridade na China e em países emergentes da Europa, respectivamente. Os estudos apontam o aumento da oferta de mão de obra qualificada como uma de suas possíveis causas.

No presente artigo, analisamos os efeitos da escolaridade no salário dos brasileiros entre 1995 e 2015. O artigo aborda três questões relacionadas: 1) estimação dos retornos da escolaridade levando em consideração as características socioeconômicas dos trabalhadores (escolaridade, sexo, raça, setor de trabalho, zona de residência); 2) tendência desses retornos no período e suas possíveis causas; e 3) possíveis causas do diferencial dos retornos por faixa de escolaridade.

Para responder essas questões, utilizamos dados Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e estimamos os retornos da escolaridade para o Brasil via equação minceriana. O método de estimação mais comum é o de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Porém, podem surgir vieses nas estimativas por MQO devido à endogeneidade da escolha dos anos de

¹A Lei de Diretrizes e Base 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 da federação nas décadas de 1980 e 1990 e o bolsa escola, adotado pelo governo federal em 2001.

²Ver Tabela [B1](#) do Apêndice [B](#).

estudo e do problema da seleção amostral (Heckman, 1979; Card, 2001; Blundell et al., 2001). Para contornar tais problemas, utilizamos o método de Garen (1984), que é uma alternativa ao método de variáveis instrumentais³ (Card, 2001). Tal método controla para os vieses de retorno, habilidade e erro de medida, enquanto o método de Heckman (1979), o viés de seleção amostral.

No Brasil, desde o início década de 1990, vários estudos empíricos sobre os retornos da escolaridade estimam essa medida no intuito de comparar coortes⁴ (Kassouf, 1997; Sachsida et al., 2004; Marcelo e Wyllie, 2006; Moura, 2008; Pereira et al., 2013), uma região específica (Van Zaist et al., 2010; Psacharopoulos e Patrinos, 2018; Horie e Iwasaki, 2022) ou apenas um ou poucos anos (Marcelo e Wyllie, 2006; Van Zaist et al., 2010). Considerando esses estudos, identificamos algumas lacunas que pretendemos sanar no presente artigo.

A primeira delas é o fato de que os estudos focam em estimar os retornos da escolaridade para alguns anos específicos ou um painel de dados mais curto em relação ao presente estudo (Sachsida et al., 2004; Nakabashi e Assahide, 2017). A importância de se analisar um período mais longo é que podemos ter uma noção melhor dos efeitos do considerável aumento na escolaridade dos trabalhadores sobre os retornos salariais, no período, onde ocorreram elevações relevantes na proporção de trabalhadores com ensino médio completo e superior⁵. As evidências do presente estudo indicam que os retornos da escolaridade são maiores para os trabalhadores que possuem mais tempo de estudo. No entanto, os retornos da educação foram decrescentes entre 1995 e 2015, independentemente da faixa de escolaridade do trabalhador.

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. No presente artigo, discutimos possíveis causas dessa evolução com base em dois fatos. Primeiro, mostramos que houve aumento da oferta de mão de obra qualificada e discutimos como isso pode ter forçado os trabalhadores mais qualificados descenderem a escada ocupacional e exercerem profissões que exigem menor qualificação. Segundo, estimamos os retornos da escolaridade para cada um dos estados brasileiros e comparamos com algumas variáveis que servem de *proxy* para a qualidade da educação⁶, 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.

³Card (2001) aponta que a escolha do instrumento nem sempre é trivial, 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, e, o uso de variáveis instrumentais pouco correlacionadas com a variável explicativa pode levar a inconsistências nas estimativas (Bound et al., 1995).

⁴Homens e mulheres, moradores urbanos e rurais, trabalhadores mais e menos qualificados, entre outros

⁵Em nossa análise, dividimos os grupos de trabalhadores por faixas de escolaridade. Grupo 1: de 0 a 4 anos de estudo, grupo 2: de 5 a 8, grupo 3: de 9 a 11, e grupo 4 com 12 ou mais anos de estudo.

⁶Utilizamos 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.

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). Na especificação utilizada, permitimos interações entre os anos de estudo e várias dessas características (sexo, raça, setor de atividade, zona de residência). Boa parte dos estudos não consideram essas interações ou consideram apenas aquelas entre anos de estudo, raça e experiência. Isso nos permite verificar se as características socioeconômicas são importantes nos retornos da escolaridade. Os 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 da presente introdução, na Seção 2 apresentamos a especificação econométrica e cada um dos métodos de estimação. Na Seção 3, detalhamos a fonte dos dados (PNAD) e discutimos os recortes utilizados. Os principais resultados e suas implicações se encontram 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 principais conclusões 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, sendo 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 utilizamos 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:

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

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 trabalho⁷. As demais variáveis são *dummies*: $Raça_i$ 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

⁷Seguimos Heckman et al. (2003) e calculamos a experiência como: idade - anos de estudo - 6.

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, ϵ_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.

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

Devido ao problema de endogeneidade causado pela correlação entre ϵ_i e S_i , o procedimento MQO produz estimativas viesadas dos retornos da escolaridade. Os principais vieses são: viés de habilidade; retorno; e viés de erro de medida (Blundell et al., 2001; Card, 2001). Para corrigi-los utilizamos o método proposto por Garen (1984).

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:

$$S_i = \kappa_0 + \kappa_1 Filhos_i + \kappa_2 Raça_i + \kappa_3 Mãe_i + \kappa_4 Urb_i + \eta_i, \quad (3)$$

Onde: 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;

$\mathbf{Mãe_i}$ assume o valor 1 caso a mãe esteja viva e 0 caso contrário; $\mathbf{Urb_i}$ tem valor 1 caso more em áreas urbanas e 0 caso contrário. Incluímos também *dummies* que indicam a região do Brasil onde o indivíduo reside⁸. Por fim, η_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 (3) e estimamos a Equação (1) acrescida do seguinte termo:

$$\beta_{14}\hat{\eta}_i + \beta_{15}(\hat{\eta}_i \times S_i). \quad (4)$$

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 (4) na Equação (1), estamos produzindo um novo termo de erro ω_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 \(1979\)](#) é o mais adotado como em [Marcelo e Wyllie \(2006\)](#), [Moura \(2008\)](#) e [Nakabashi e Assahide \(2017\)](#), sendo também estimado em dois estágios.

No primeiro, estimamos a equação de seleção, que deve conter variáveis que afetam a decisão dos indivíduos em entrar no mercado de trabalho como, 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:

$$D_i = \psi_0 + \psi_1 Raça_i + \psi_2 Urb_i + \psi_3 Sexo_i + \psi_4 Filhos_i + \psi_5 S_i + \zeta_i, \quad (5)$$

Onde: $\mathbf{D_i}$ é uma *dummy* que toma o valor 1 caso o indivíduo esteja empregado e 0 caso contrário;

⁸Por conveniência, não indicamos na Equação (3).

Raça_i toma o valor 1 se é branco e 0 caso seja não branco; **Urb_i** toma o valor 1 quando o indivíduo mora na área urbana e 0 caso contrário; **Sexo_i** tem valor 1 se é do sexo masculino e 0 caso contrário; **Filhos_i** toma o valor 1 se tem filhos menores de 14 anos e zero caso contrário; **S_i** são os anos de estudo. Adicionamos *dummies* que indicam a região do Brasil que o indivíduo reside. Por fim, ζ_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 (5) é estimada utilizando-se o modelo Probit e a razão inversa de Mills é calculada da seguinte forma:

$$\lambda_i = \frac{\phi(\hat{D}_i)}{\Phi(\hat{D}_i)}, \quad (6)$$

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:

$$\beta_{14}\lambda_i, \quad (7)$$

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 uma pesquisa amostral que envolve estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção. Segundo [Moura \(2008\)](#), a não consideração do desenho amostral da PNAD pode produzir estimativas dos retornos da escolaridade, testes de hipóteses e intervalos de confiança viesados⁹. Logo, seguimos [Moura \(2008\)](#) e consideramos o desenho amostral da PNAD em nossa análise.

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

⁹Ver [Lumley \(2004\)](#).

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. Destaca-se 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 desempregados.

Salientamos, na seção anterior, que a variável dependente da equação minceriana (Equação 1) é o logaritmo do salário hora. Calculamos essa medida dividindo o rendimento mensal em reais recebido no trabalho principal pela quantidade de horas trabalhadas semanalmente multiplicada por 4,2¹⁰. Adicionalmente, excluimos os trabalhadores que ganham mais de 100 salários mínimos¹¹.

Para comparar os retornos da escolaridade que estimamos com 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. 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 ensino¹². 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 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, discutimos as particularidades da equação minceriana e de cada método que estimamos (MQO, Heckman e Garen). Em seguida, na subseção 4.2, mostramos que houve queda nos retornos da educação brasileira, entre 1995 e 2015, e que trabalhadores com maiores níveis de escolaridade experimentam maiores retornos de cada ano adicional de escolaridade. Na subseção 4.3, discutimos o principal motivo disso. Por fim, na subseção 4.4, argumentamos que a expansão da

¹⁰O 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.

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

¹²Os 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

mão de obra qualificada e a qualidade da educação podem ser determinantes dos retornos da educação no Brasil.

4.1 Estimações econométricas

Os resultados das regressões com cada método (MQO, Heckman e Garen) e para cada ano de 1995 a 2015 podem ser vistos no Apêndice A. Para facilitar o entendimento, discutimos os aspectos gerais das nossas estimações e as particularidades de cada um dos métodos que empregamos para estimar os retornos da escolaridade.

De modo geral, a maioria dos parâmetros estimados tem o sinal esperado. As variáveis experiência e anos de estudo possuem sinais positivos e a experiência ao quadrado negativo, sendo seus parâmetros estimados significativos. O setor de atividade (agricultura e serviços) também se mostrou relevante na determinação de salários. De acordo com os resultados encontrados, os trabalhadores da agricultura possuem salários menores quando comparados aos da indústria e dos serviços.

Já a variável que indica se o trabalhador é ou não sindicalizado apresenta efeito positivo no salário. No entanto, esse efeito vem diminuindo, o que indica perda da importância dos sindicatos. Resultado semelhante pode ser visto em [Sachsida et al. \(2004\)](#), [Suliano e Siqueira \(2012\)](#) e [Nakabashi e Assahide \(2017\)](#). Nossos resultados apontam ainda que os salários dos homens é maior que o das mulheres e que os trabalhadores urbanos ganham mais que os rurais, como encontrado por [Kassouf \(1997\)](#), [Crespo e Reis \(2009\)](#), [Pereira et al. \(2013\)](#) e [Nakabashi e Assahide \(2017\)](#).

Outro padrão que encontramos é que os trabalhadores da região nordeste ganham menos que os das demais regiões, fato que pode ser observado nos estudos de [Sachsida et al. \(2004\)](#) e [Crespo e Reis \(2009\)](#). Por outro lado, a variável raça não apresenta um efeito robusto nas diferentes especificações.

As Tabelas A3 e A4 trazem as estimações do segundo estágio pelo método de Heckman, onde corrigimos o viés de seleção amostral¹³. Podemos ver que os coeficientes da variável λ , que representa a razão inversa de Mills, são significativos em 16 das 19 regressões estimadas, mostrando sua relevância para controlar o viés de seleção amostral. A razão inversa de Mills é positiva em quase todas as regressões, indicando correlação positiva entre as variáveis não observáveis das equações de seleção e das equações salariais. Portanto, as variáveis não observadas que aumentam as chances de trabalhar também elevam os salários. Quando comparamos as médias dos retornos estimados com e sem correção do viés de seleção amostral, notamos que as estimativas por MQO são viesadas para cima, superestimando os retornos da escolaridade¹⁴.

Nas Tabelas A5 e A6, reportamos as estimativas pelo método de Garen, onde observamos que os coeficientes do termo de erro da equação de escolaridade, $\hat{\eta}$, e da interação desse termo com os

¹³As estimações do primeiro estágio dos métodos de Heckman e Garen também podem ser vistas no Apêndice A.

¹⁴Ver Tabela 1.

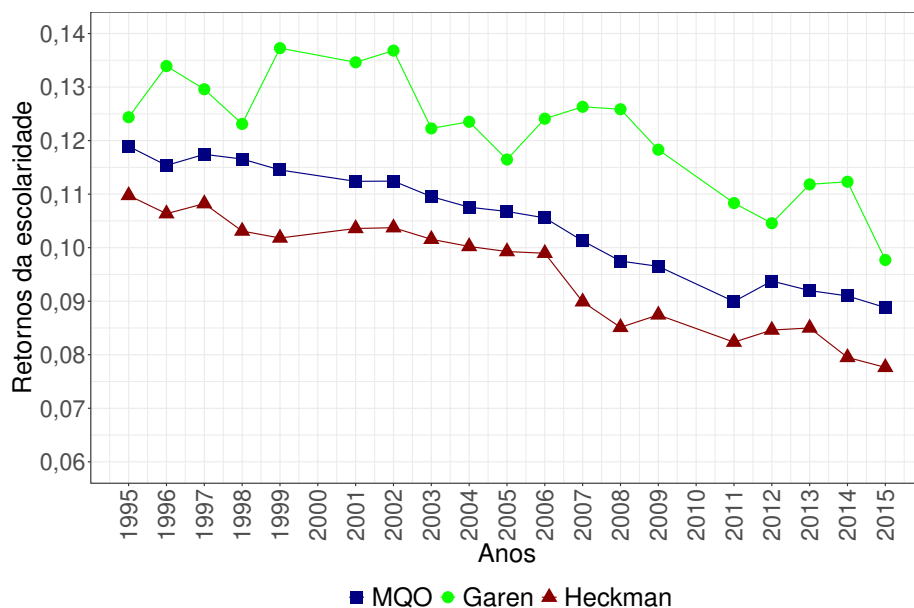
anos de escolaridade, $\hat{\eta} \times S$, são positivos e significativos na maioria das regressões. [Garen \(1984\)](#) e [Sachsida et al. \(2004\)](#) encontram coeficientes negativos para a variável $\hat{\eta}$. Essa diferença em relação aos nossos resultados pode ser decorrente das diferentes especificações. Outro resultado importante do método de Garen é que as estimativas dos retornos da escolaridade são maiores quando comparadas àquelas encontradas via MQO. Portanto, os resultados mostram que os vieses de habilidade, retorno, e erro de medida estão subestimando os retornos da escolaridade.

4.2 Retornos da escolaridade

Na Figura 1, apresentamos as evoluções dos retornos da escolaridade no Brasil, entre 1995 e 2015. Utilizando os métodos MQO, Garen e Heckman¹⁵, as retrações foram de 25,37%, 21,21% e 29,45%, respectivamente, indicando que anos adicionais de estudo estão resultando em acréscimos 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 em 1995 e 2015. Os resultados estão no Apêndice D e rejeitam a hipótese nula de que são iguais nos três métodos, ou seja, diferem no período analisado.

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



Fonte: Elaborado pelos autores.

Alguns estudos encontraram resultados semelhantes. Por exemplo, [Moura \(2008\)](#) estima os retornos da escolaridade no Brasil, entre 1992 a 2004, encontrando tendência de queda, exceto para trabalhadores com nível superior. Já [Montenegro e Patrinos \(2014\)](#) encontram queda de aproximadamente 39%, entre 1982 e 2012. No entanto, essa tendência não está restrita apenas

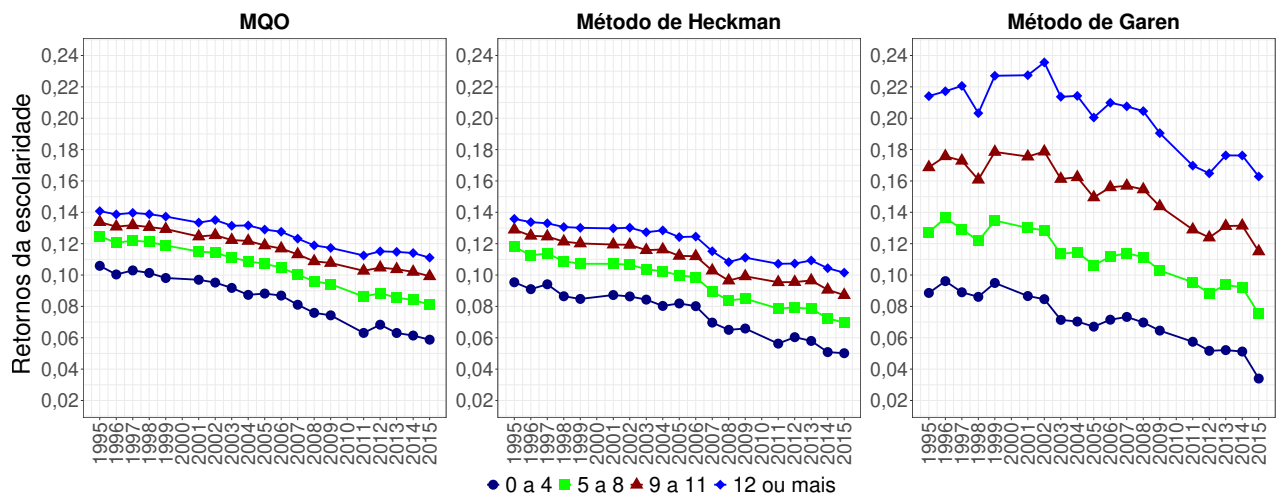
¹⁵Para calcular os retornos da escolaridade, substituímos as médias amostrais das variáveis Exp, Raça, Urb, Agr, Serv e Sexo, na Equação (2). Com o método de Garen, utilizamos também a média de $\hat{\eta}$.

ao Brasil, como apontado por [Asadullah e Xiao \(2020\)](#) e [Horie e Iwasaki \(2022\)](#) em estudos para a China e países emergentes da Europa, respectivamente.

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 escolaridade¹⁶. 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



Fonte: Elaborado pelos autores.

4.3 Diferença nos retornos da escolaridade por nível educacional

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

¹⁶Fornecemos esses resultados no formato de Tabela no Apêndice C.

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	Modelo	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

Fonte: Elaborado pelos autores.

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

Um problema gerado pelo menor retorno dos trabalhadores com menor escolaridade é a falta de incentivo para que voltem para a escola ou façam cursos de qualificação profissional. Portanto, políticas públicas voltadas para qualificação de trabalhadores com baixos níveis de escolaridade é fundamental para que eles persistam em uma trajetória 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. Nela, 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

Fonte: Elaborado pelos autores.

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 modernos¹⁷.

4.4 Retornos decrescentes

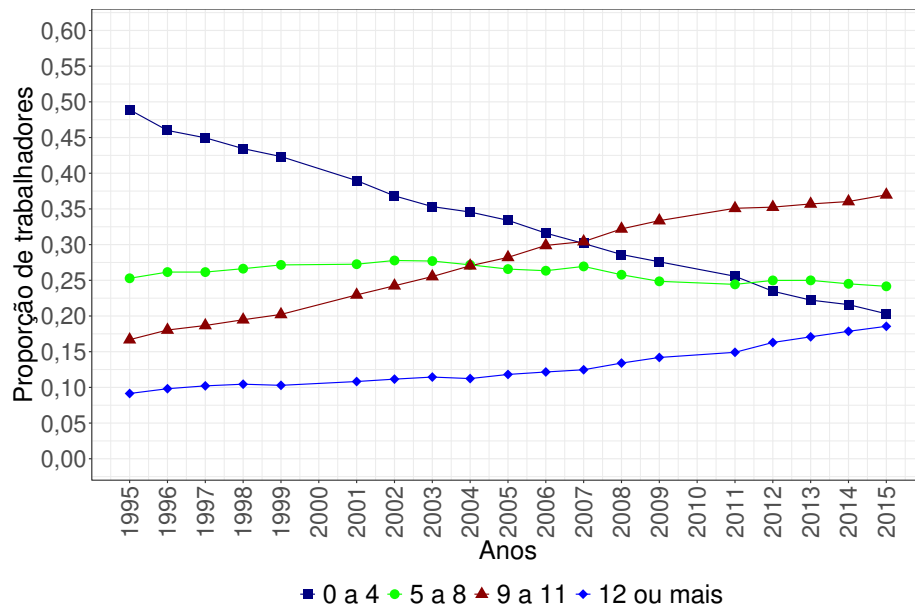
4.4.1 Aumento da mão de obra qualificada

Os resultados mostram aumento significativo no nível de escolaridade dos trabalhadores brasileiros, no período analisado. 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 qualificados no Brasil, entre 1981 e 2014, elemento chave para entender o declínio no retorno da educação, de acordo com o autor.

¹⁷[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.

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



Fonte: Elaborado pelos autores.

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 ainda um menor nível 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 do 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 Esteves (2009), Reis (2017) e Annegues e Souza (2020)¹⁸.

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 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

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

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

Outro fato 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.

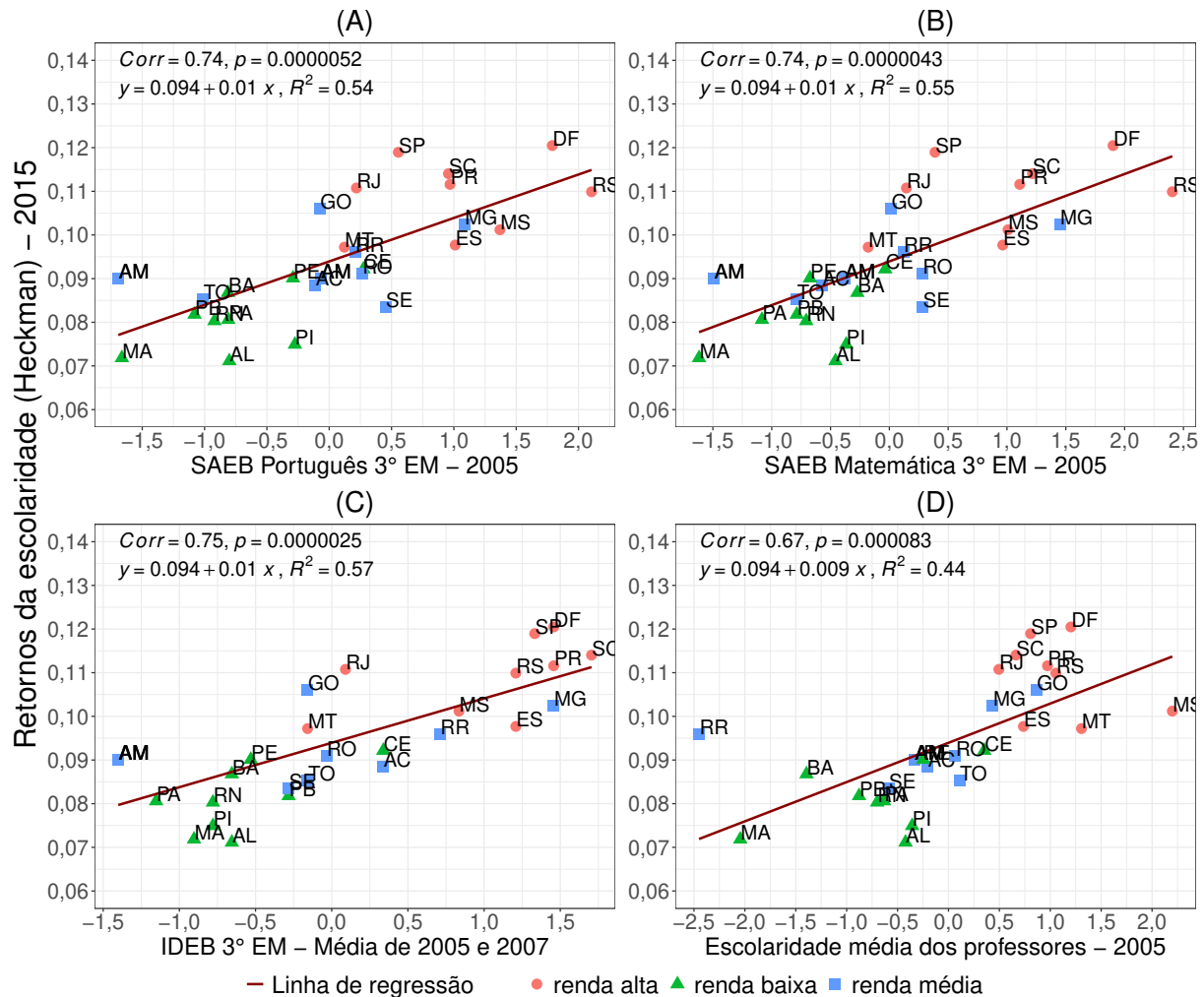
Por outro lado, [Brotherhood et al. \(2019\)](#) consideram os retornos da escolaridade como uma medida de qualidade da educação. A ideia é que os retornos da escolaridade são decorrentes do valor que o mercado atribui à educação dos trabalhadores. Portanto, parte das diferenças nos retornos da escolaridade 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 Federal¹⁹, 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,

¹⁹Acre (AC), Alagoas (AL), Amapá (AP), Amazonas (AM), Bahia (BA), Ceará (CE), Distrito Federal (DF), Espírito Santo (ES), Goiás (GO), Maranhão (MA), Mato Grosso (MT), Mato Grosso do Sul (MS), Minas Gerais (MG), Pará (PA), Paraíba (PB), Paraná (PR), Pernambuco (PE), Piauí (PI), Rio de Janeiro (RJ), Rio Grande do Norte (RN), Rio Grande do Sul (RS), Rondônia (RO), Roraima (RR), Santa Catarina (SC), São Paulo (SP), Sergipe (SE), Tocantins (TO).

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.

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



Fonte: Elaborado pelos autores com dados do INEP e PNAD.

Notas: Corr: Correlação de Pearson; p : Valor p da correlação. As medidas de qualidade da educação foram padronizadas.

Na Figura 4, reportamos os resultados e notamos alguns fatos relevantes²⁰. Primeiro, tanto as medidas de qualidade da educação quanto os retornos da escolaridade são bastante heterogêneos entre os estados²¹. Segundo, os estados com maiores níveis de renda possuem maiores

²⁰Os 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.

²¹Fornecemos os resultados das estimações dos retornos da escolaridade a nível estadual, de 2015, no Apêndice C.

retornos da escolaridade²². 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. Portanto, nos estados onde a qualidade da educação era alta (baixa), em 2005, os retornos salariais foram maiores (menores), em 2015.

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:

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \alpha_0 + \beta_0 S_i + \beta_1 Exp_i + \beta_2 Exp_i^2 + \beta_3 Raça_i + \\ & \beta_4 Urb_i + \beta_5 Agr_i + \beta_6 Serv_i + \beta_7 Sexo + \beta_8 (Exp_i \times S_i) + \\ & \beta_9 (Raça_i \times S_i) + \beta_{10} (Raça_i \times Exp_i \times S_i) + \gamma \mathbf{X} + \epsilon_i, \end{aligned} \quad (8)$$

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*: $Raça_i$ 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, ϵ_i é um termo de erro aleatório.

A principal diferença entre a especificação expressa na Equação (1) para a Equação (8) é que nesta há somente três interações da variável anos de estudo. Logo, o retorno marginal da educação pode ser escrito como:

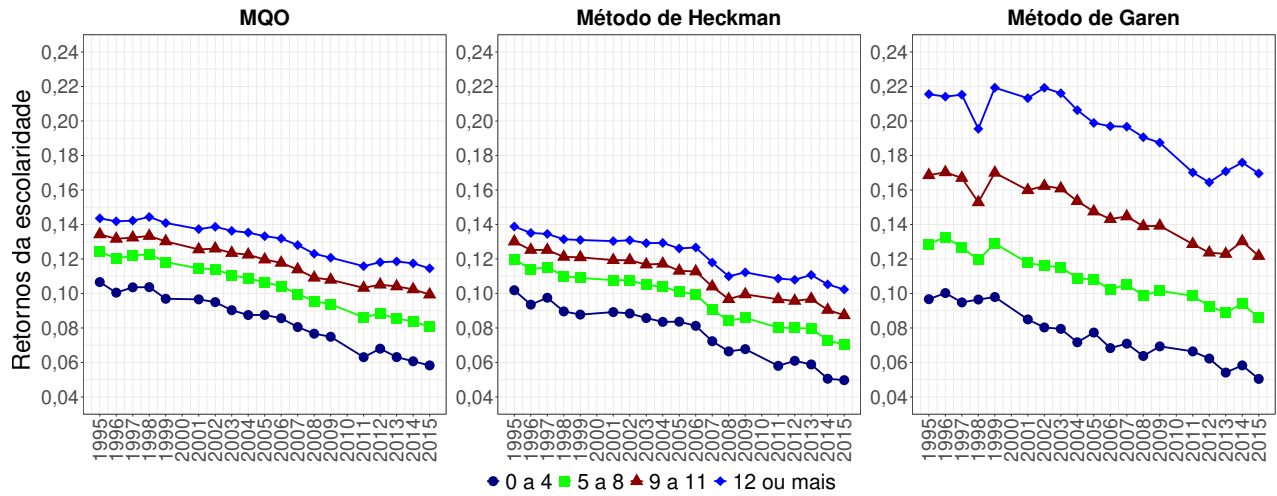
$$\frac{\partial \ln Y_i}{\partial S_i} = \beta_0 + \beta_8 Exp_i + \beta_9 Raça_i + \beta_{10} (Raça_i \times Exp_i), \quad (9)$$

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

²²Classificamos 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.

tempo em todas as faixas de escolaridade.

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



Fonte: Elaborado pelos autores.

6 Conclusão

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

- Acemoglu, D. e Angrist, J. (2000). How large are human-capital externalities? Evidence from compulsory schooling laws. *NBER Macroeconomics Annual*, 15:9–59.
- 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.
- 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.
- Esteves, L. A. (2009). Incompatibilidade escolaridade-ocupação e salários: Evidências de uma empresa industrial brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, 63:77–90.
- 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.
- Ottoni, 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.
- 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*.
- Wilson, R. A. e Briscoe, G. (2004). The impact of human capital on economic growth: A review. *Impact of Education and Training (Third report on vocational training research in Europe: background report)*, pages 9–70.
- 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 Regressões estimadas

Tabela A1: Estimações do MQO - 1995:2004

	Variável Dependente: Logaritmo do salário hora								
	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
Constante	-0,60***	-0,64***	-0,60***	-0,61***	-0,76***	-0,56***	-0,63***	-0,65***	-0,61***
S	0,11***	0,12***	0,11***	0,12***	0,12***	0,10***	0,10***	0,10***	0,10***
Raça	0,04***	0,03***	0,01	-0,01	0,004	-0,04***	-0,06***	-0,05***	-0,04***
Urb	0,05***	0,07***	0,02	0,08***	0,03***	-0,02*	-0,03**	-0,04***	-0,07***
Sexo	0,29***	0,29***	0,30***	0,28***	0,27***	0,23***	0,23***	0,21***	0,22***
Agr	-0,32***	-0,33***	-0,38***	-0,32***	-0,29***	-0,30***	-0,28***	-0,24***	-0,23***
Serv	-0,07***	-0,03***	-0,05***	-0,05***	-0,02**	-0,02**	-0,05***	-0,03***	-0,06***
Exp	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***
Exp ²	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
SE	0,09***	0,12***	0,14***	0,16***	0,15***	0,12***	0,11***	0,12***	0,05***
NE	-0,17***	-0,15***	-0,15***	-0,13***	-0,11***	-0,14***	-0,14***	-0,13***	-0,20***
CO	0,003	0,02	0,06***	0,08***	0,08***	0,10***	0,10***	0,12***	0,06***
Sul	-0,02	-0,01	0,03**	0,04***	0,03*	0,02**	0,04***	0,07***	0,01
Sind	0,20***	0,22***	0,21***	0,21***	0,20***	0,21***	0,20***	0,21***	0,19***
S:Raça	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***
S:Urb	0,03***	0,02***	0,03***	0,01***	0,02***	0,03***	0,03***	0,02***	0,03***
S:Sexo	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***
S:Agr	-0,003	0,003	0,01***	-0,01*	-0,003	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***
S:Serv	0,003**	0,004***	0,005***	0,003**	0,004***	0,004***	0,01***	0,01***	0,01***
S:Exp	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,002***	-0,001***	-0,002***	-0,002***	-0,002***
Observações	74.055	71.940	76.862	76.296	77.397	84.333	88.442	88.521	95.431
R ²	0,44	0,43	0,44	0,45	0,43	0,42	0,41	0,40	0,39
R ² Ajustado	0,44	0,42	0,44	0,45	0,43	0,42	0,41	0,40	0,39
EPR	14,72	15,33	14,72	14,54	14,27	14,27	14,09	14,28	13,96
Estatística F	3.022,52***	2.799,11***	3.207,47***	3.253,89***	3.108,26***	3.191,19***	3.262,27***	3.065,23***	3.219,49***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **S**: Anos de estudo; **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; **Sexo**: *dummy* com valor um caso seja do sexo masculino 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; **Exp**: tempo de experiência no mercado de trabalho; **Exp²**: experiência ao quadrado; **SE**, **NE**, **CO**, e **Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **Sind**: *dummy* com valor um caso o indivíduo seja sindicalizado. As demais variáveis são interações entre os anos de estudo e as *dummies*; **EPR**: Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela A2: Estimações do MQO - 2005:2015

	Variável Dependente: Logaritmo do salário hora									
	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
Constante	-0,51***	-0,45***	-0,42***	-0,31***	-0,32***	-0,38***	-0,27***	-0,25***	-0,21***	-0,27***
S	0,10***	0,09***	0,10***	0,09***	0,09***	0,10***	0,10***	0,10***	0,10***	0,10***
Raça	-0,07***	-0,08***	-0,06***	-0,08***	-0,05***	-0,04***	-0,06***	-0,08***	-0,09***	-0,11***
Urb	-0,03***	-0,08***	-0,05***	-0,06***	-0,04***	0,03**	-0,005	0,002	-0,02	-0,03**
Sexo	0,20***	0,20***	0,21***	0,24***	0,23***	0,24***	0,27***	0,26***	0,26***	0,22***
Agr	-0,21***	-0,25***	-0,19***	-0,18***	-0,20***	-0,27***	-0,31***	-0,29***	-0,29***	-0,28***
Serv	-0,06***	-0,04***	-0,02**	-0,05***	-0,07***	-0,12***	-0,11***	-0,11***	-0,10***	-0,08***
Exp	0,06***	0,06***	0,06***	0,05***	0,05***	0,06***	0,05***	0,06***	0,06***	0,06***
Exp ²	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,0005***	-0,001***
SE	0,08***	0,07***	0,05***	0,08***	0,07***	0,12***	0,14***	0,10***	0,12***	0,18***
NE	-0,18***	-0,16***	-0,20***	-0,17***	-0,19***	-0,14***	-0,14***	-0,17***	-0,17***	-0,13***
CO	0,10***	0,10***	0,09***	0,12***	0,12***	0,14***	0,20***	0,17***	0,17***	0,22***
Sul	0,05***	0,06***	0,03***	0,07***	0,08***	0,08***	0,13***	0,09***	0,13***	0,17***
Sind	0,18***	0,16***	0,17***	0,17***	0,16***	0,15***	0,13***	0,14***	0,10***	0,10***
S:Raça	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,02***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***
S:Urb	0,02***	0,03***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***
S:Sexo	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,004***	0,004***	0,004***	0,01***
S:Agr	0,01**	0,02***	0,004*	0,002	0,002	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***
S:Serv	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***
S:Exp	-0,001***	-0,002***	-0,002***	-0,001***	-0,002***	-0,002***	-0,002***	-0,002***	-0,002***	-0,002***
Observações	100.386	103.282	103.010	104.696	108.544	99.063	103.497	102.800	107.202	104.064
R ²	0,38	0,38	0,35	0,36	0,36	0,29	0,31	0,29	0,30	0,28
R ² Ajustado	0,38	0,38	0,35	0,36	0,36	0,29	0,31	0,29	0,30	0,28
EPR	13,94	13,86	14,32	14,02	13,91	16,32	15,81	16,39	15,68	16,61
Estatística F	3.288,86***	3.304,69***	2.981,85***	3.139,86***	3.176,82***	2.132,41***	2.463,58***	2.175,09***	2.451,03***	2.138,23***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **S**: Anos de estudo; **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; **Sexo**: *dummy* com valor um caso seja do sexo masculino 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; **Exp**: tempo de experiência no mercado de trabalho; **Exp²**: experiência ao quadrado; **SE**, **NE**, **CO**, e **Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **Sind**: *dummy* com valor um caso o indivíduo seja sindicalizado. As demais variáveis são interações entre os anos de estudo e as *dummies*; **EPR**: Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela A3: Estimações do Modelo de Heckman - 1995:2004

	Variável Dependente: Logaritmo do salário hora								
	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
Constante	-0,88***	-0,91***	-0,92***	-1,00***	-0,93***	-1,00***	-1,05***	-1,16***	-1,09***
S	0,09***	0,09***	0,08***	0,09***	0,08***	0,08***	0,08***	0,08***	0,08***
Raça	0,04***	0,01	0,02*	0,02	-0,01	-0,01	-0,02	0,03***	0,03***
Urb	0,23***	0,27***	0,18***	0,10***	0,20***	0,07**	0,05*	-0,16***	-0,18***
Sexo	0,38***	0,36***	0,39***	0,43***	0,33***	0,39***	0,39***	0,50***	0,54***
Agr	-0,37***	-0,36***	-0,41***	-0,37***	-0,34***	-0,34***	-0,33***	-0,28***	-0,29***
Serv	0,01	0,07***	0,06***	0,07***	0,07***	0,10***	0,07***	0,09***	0,05***
Exp	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***
Exp ²	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
SE	0,13***	0,18***	0,20***	0,20***	0,20***	0,13***	0,13***	0,09***	-0,004
NE	-0,21***	-0,16***	-0,19***	-0,15***	-0,15***	-0,22***	-0,22***	-0,27***	-0,40***
CO	0,02	0,10***	0,10***	0,14***	0,11***	0,12***	0,13***	0,15***	0,05***
Sul	-0,003	0,02	0,07***	0,09***	0,06***	0,06***	0,10***	0,12***	0,04***
Sind	0,26***	0,28***	0,29***	0,30***	0,29***	0,27***	0,26***	0,27***	0,25***
S:Raça	0,02***	0,03***	0,02***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***
S:Urb	0,02***	0,01***	0,02***	0,01***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,03***
S:Sexo	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***
S:Agr	0,004	0,02***	0,03***	0,01***	0,02***	0,02***	0,03***	0,02***	0,02***
S:Serv	0,03***	0,03***	0,04***	0,04***	0,04***	0,03***	0,03***	0,03***	0,04***
S:Exp	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,002***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,002***
λ	-1,26***	-1,44***	-0,79***	0,04	-1,16***	-0,03	0,01	1,54***	1,52***
Observações	90.002	87.305	94.142	93.897	97.656	105.316	108.859	108.934	116.005
R ²	0,45	0,44	0,45	0,44	0,43	0,43	0,42	0,41	0,41
R ² Ajustado	0,45	0,44	0,45	0,44	0,43	0,43	0,42	0,41	0,41
EPR	16,60	17,26	16,84	16,74	16,38	16,46	16,30	16,52	16,13
Estatística F	3.686,04***	3.394,07***	3.838,45***	3.723,65***	3.738,01***	3.910,50***	3.963,36***	3.750,39***	4.006,67***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **S**: Anos de estudo; **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; **Sexo**: *dummy* com valor um caso seja do sexo masculino 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; **Exp**: tempo de experiência no mercado de trabalho; **Exp²**: experiência ao quadrado; **SE**, **NE**, **CO**, e **Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **Sind**: *dummy* com valor um caso o indivíduo seja sindicalizado; **λ** : razão inversa de Mills. As demais variáveis são interações entre os anos de estudo e as *dummies*; **EPR**: Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela A4: Estimações do Modelo de Heckman - 2005:2015

Variável Dependente: Logaritmo do salário hora										
	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
Constante	-1,02***	-1,11***	-1,09***	-0,99***	-1,11***	-1,10***	-0,97***	-1,11***	-0,94***	-1,18***
S	0,08***	0,08***	0,08***	0,07***	0,08***	0,09***	0,08***	0,09***	0,08***	0,08***
Raça	0,003	0,005	0,01	0,001	0,03***	0,02*	0,01	0,002	-0,03***	0,001
Urb	-0,12***	-0,19***	-0,18***	-0,16***	-0,17***	-0,01	-0,04**	-0,04**	-0,07***	-0,25***
Sexo	0,53***	0,58***	0,63***	0,66***	0,69***	0,64***	0,65***	0,72***	0,66***	0,70***
Agr	-0,28***	-0,32***	-0,27***	-0,30***	-0,30***	-0,34***	-0,40***	-0,39***	-0,39***	-0,31***
Serv	0,07***	0,09***	0,09***	0,04***	0,06***	0,02**	0,002	0,04***	0,02	0,10***
Exp	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***
Exp ²	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***
SE	0,04***	0,02*	0,08***	0,10***	0,12***	0,20***	0,22***	0,20***	0,19***	0,15***
NE	-0,35***	-0,36***	-0,37***	-0,34***	-0,34***	-0,23***	-0,28***	-0,27***	-0,26***	-0,30***
CO	0,08***	0,09***	0,12***	0,11***	0,19***	0,29***	0,34***	0,31***	0,32***	0,38***
Sul	0,09***	0,09***	0,15***	0,18***	0,20***	0,27***	0,29***	0,34***	0,35***	0,36***
Sind	0,24***	0,23***	0,22***	0,21***	0,21***	0,18***	0,17***	0,17***	0,14***	0,15***
S:Raça	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,02***	0,02***	0,03***	0,03***	0,03***
S:Urb	0,02***	0,02***	0,02***	0,01***	0,02***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***
S:Sexo	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,002**	0,001	-0,0002	-0,004***	-0,0001	0,0002
S:Agr	0,02***	0,03***	0,01***	0,01***	0,02***	0,02***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***
S:Serv	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,04***	0,03***	0,03***	0,03***	0,04***	0,04***
S:Exp	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,001***	-0,002***	-0,002***	-0,002***	-0,002***	-0,002***
λ	1,43***	2,27***	2,51***	2,99***	2,61***	2,13***	2,72***	2,96***	2,83***	3,66***
Observações	120.768	122.349	121.334	120.897	125.905	111.055	114.650	114.438	118.928	117.883
R ²	0,40	0,39	0,37	0,37	0,37	0,32	0,33	0,31	0,32	0,30
R ² Ajustado	0,40	0,39	0,37	0,37	0,37	0,32	0,33	0,31	0,32	0,30
EPR	16,20	16,28	16,89	16,70	16,53	18,71	18,39	19,20	18,56	19,55
Estatística F	4.019,46***	3.980,86***	3.550,93***	3.571,60***	3.711,17***	2.621,20***	2.779,09***	2.599,08***	2.738,99***	2.557,74***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **S**: Anos de estudo; **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; **Sexo**: *dummy* com valor um caso seja do sexo masculino 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; **Exp**: tempo de experiência no mercado de trabalho; **Exp²**: experiência ao quadrado; **SE**, **NE**, **CO**, e **Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **Sind**: *dummy* com valor um caso o indivíduo seja sindicalizado; **λ** : razão inversa de Mills. As demais variáveis são interações entre os anos de estudo e as *dummies*; **EPR**: Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela A5: Estimações do modelo de Garen - 1995:2004

	Variável Dependente: Logaritmo do salário hora								
	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
Constante	0,18***	0,14**	0,19***	0,33***	0,17***	0,36***	0,38***	0,33***	0,43***
S	0,01	0,02**	0,02*	-0,0005	0,02**	-0,01	-0,01	0,003	-0,01
Raça	-0,01	-0,02	-0,07**	0,01	-0,06**	-0,07**	-0,12***	-0,05*	-0,04
Urb	-0,15***	-0,15***	-0,13***	-0,15***	-0,19***	-0,25***	-0,24***	-0,28***	-0,30***
Sexo	0,19***	0,21***	0,23***	0,17***	0,17***	0,11***	0,10***	0,07***	0,08***
Agr	-0,27***	-0,32***	-0,37***	-0,36***	-0,31***	-0,28***	-0,28***	-0,24***	-0,25***
Serv	0,02	0,01	-0,02	-0,02	0,04	0,05*	0,04	0,09***	0,01
η	0,05***	0,05***	0,04***	0,04***	0,03***	0,02***	0,01**	0,001	0,003
Exp	0,03***	0,03***	0,03***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***
Exp ²	-0,0004***	-0,0004***	-0,0004***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0003***	-0,0002***	-0,0002***	-0,0002***
SE	0,09***	0,11***	0,14***	0,15***	0,13***	0,12***	0,11***	0,12***	0,04***
NE	-0,17***	-0,15***	-0,15***	-0,12***	-0,11***	-0,14***	-0,14***	-0,12***	-0,19***
CO	0,001	0,02	0,06***	0,08***	0,07***	0,10***	0,10***	0,12***	0,07***
Sul	-0,02	-0,02	0,03**	0,04***	0,02	0,03**	0,03***	0,07***	0,02*
Sind	0,20***	0,22***	0,22***	0,22***	0,21***	0,21***	0,21***	0,22***	0,20***
S:Raça	0,03***	0,03***	0,04***	0,03***	0,03***	0,04***	0,04***	0,03***	0,03***
S:Urb	0,07***	0,06***	0,05***	0,06***	0,05***	0,06***	0,06***	0,06***	0,06***
S:Sexo	0,03***	0,02***	0,02***	0,03***	0,02***	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***
S:Agr	-0,01	0,003	0,01*	0,01*	0,005	0,01	0,02***	0,01**	0,02***
S:Serv	-0,01**	-0,002	0,001	-0,001	-0,01	-0,01*	-0,003	-0,01***	0,001
S: η	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,02***	0,02***	0,01***
S:Exp	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***	0,002***	0,002***	0,002***	0,001***
Observações	74.055	71.940	76.862	76.296	77.397	84.333	88.442	88.521	95.431
R ²	0,44	0,42	0,44	0,44	0,43	0,42	0,41	0,39	0,39
R ² Ajustado	0,44	0,42	0,44	0,44	0,43	0,42	0,41	0,39	0,39
EPR	14,74	15,37	14,75	14,58	14,30	14,30	14,12	14,30	14,00
Estatística F	2.718,29***	2.501,03***	2.876,63***	2.907,78***	2.785,01***	2.859,63***	2.921,70***	2.748,45***	2.864,58***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **S**: Anos de estudo; **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; **Sexo**: *dummy* com valor um caso seja do sexo masculino 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; **η** : resíduo da equação de escolaridade (Equação (3)); **Exp**: tempo de experiência no mercado de trabalho; **Exp²**: experiência ao quadrado; **SE**, **NE**, **CO**, e **Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **Sind**: *dummy* com valor um caso o indivíduo seja sindicalizado. As demais variáveis são interações entre os anos de estudo e as *dummies*; **EPR**: Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela A6: Estimações do Modelo de Garen - 2005:2015

	Variável Dependente: Logaritmo do salário hora									
	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
Constante	0,62***	0,57***	0,67***	0,72***	0,73***	0,81***	0,86***	1,04***	0,82***	0,90***
S	-0,03***	-0,01	-0,01	-0,01	-0,002	0,002	0,003	-0,01	0,03***	0,01
Raça	-0,11***	-0,19***	-0,09***	-0,09***	-0,07***	-0,09***	-0,06*	-0,14***	-0,17***	-0,19***
Urb	-0,33***	-0,25***	-0,34***	-0,34***	-0,32***	-0,31***	-0,27***	-0,29***	-0,24***	-0,26***
Sexo	0,05**	0,03	0,08***	0,09***	0,16***	0,17***	0,17***	0,12***	0,20***	0,16***
Agr	-0,27***	-0,28***	-0,27***	-0,29***	-0,29***	-0,44***	-0,43***	-0,38***	-0,42***	-0,41***
Serv	-0,01	0,06***	0,09***	0,04	0,01	0,003	-0,04	-0,03	-0,002	0,02
η	0,003	-0,002	-0,01***	-0,01***	-0,01***	-0,01***	-0,01***	-0,02***	-0,02***	-0,04***
Exp	0,01***	0,02***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,005***	0,01***	0,004**
Exp ²	-0,0002***	-0,0002***	-0,0002***	-0,0002***	-0,0002***	-0,0001***	-0,0001***	-0,0001***	-0,0000***	-0,0001***
SE	0,07***	0,07***	0,05***	0,08***	0,06***	0,10***	0,13***	0,09***	0,11***	0,17***
NE	-0,17***	-0,16***	-0,19***	-0,17***	-0,18***	-0,14***	-0,13***	-0,16***	-0,17***	-0,13***
CO	0,10***	0,11***	0,09***	0,12***	0,12***	0,13***	0,20***	0,17***	0,17***	0,22***
Sul	0,06***	0,06***	0,04***	0,07***	0,08***	0,08***	0,13***	0,09***	0,13***	0,18***
Sind	0,19***	0,17***	0,17***	0,18***	0,17***	0,15***	0,14***	0,14***	0,11***	0,11***
S:Raça	0,03***	0,05***	0,03***	0,03***	0,02***	0,03***	0,02***	0,03***	0,03***	0,03***
S:Urb	0,06***	0,05***	0,06***	0,06***	0,05***	0,05***	0,05***	0,05***	0,04***	0,04***
S:Sexo	0,03***	0,03***	0,03***	0,03***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,01***	0,01***
S:Agr	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,02***	0,03***	0,03***	0,02***	0,03***	0,03***
S:Serv	0,004	-0,004	-0,01***	-0,002	0,001	0,0005	0,01**	0,004	0,002	0,0004
S: η	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***	0,01***
S:Exp	0,002***	0,001***	0,002***	0,001***	0,002***	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***
Observações	100.386	103.282	103.010	104.696	108.544	99.063	103.497	102.800	107.202	104.064
R ²	0,38	0,37	0,35	0,36	0,35	0,28	0,31	0,28	0,30	0,27
R ² Ajustado	0,38	0,37	0,35	0,36	0,35	0,28	0,31	0,28	0,30	0,27
EPR	13,97	13,89	14,35	14,06	13,94	16,39	15,88	16,47	15,76	16,69
Estatística F	2.942,11***	2.949,58***	2.666,09***	2.797,86***	2.840,39***	1.869,14***	2.166,59***	1.902,75***	2.139,54***	1.874,51***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **S**: Anos de estudo; **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; **Sexo**: *dummy* com valor um caso seja do sexo masculino 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; **η** : resíduo da equação de escolaridade (Equação (3)); **Exp**: tempo de experiência no mercado de trabalho; **Exp²**: experiência ao quadrado; **SE**, **NE**, **CO**, e **Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **Sind**: *dummy* com valor um caso o indivíduo seja sindicalizado. As demais variáveis são interações entre os anos de estudo e as *dummies*; **EPR**: Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela A7: Equação de escolaridade - 1995:2004

	Variável Dependente: Anos de estudo								
	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
Constante	1,23***	1,33***	1,20***	1,30***	1,38***	1,57***	1,67***	1,72***	2,08***
Raça	1,81***	1,87***	1,96***	1,98***	1,91***	1,91***	1,79***	1,83***	1,68***
Filhos	-0,32***	-0,26***	-0,25***	-0,30***	-0,22***	-0,31***	-0,27***	-0,28***	-0,27***
Mãe	1,81***	1,83***	1,75***	1,74***	1,74***	1,72***	1,73***	1,74***	1,79***
Urb	2,90***	2,93***	3,08***	3,05***	3,05***	3,34***	3,32***	3,32***	3,41***
SE	0,34***	0,37***	0,46***	0,58***	0,55***	0,38***	0,51***	0,63***	0,35***
NE	-0,32***	-0,26***	-0,10	-0,06	-0,10	-0,31***	-0,20***	-0,11*	-0,41***
CO	0,09	0,10	0,27***	0,35***	0,35***	0,05	0,24***	0,28***	-0,02
Sul	0,05	-0,09	0,01	0,09	0,19**	-0,04	0,10	0,27***	0,02
Observações	74.055	71.940	76.862	76.296	77.397	84.333	88.442	88.521	95.431
R ²	0,17	0,17	0,18	0,18	0,18	0,17	0,16	0,17	0,17
R ² Ajustado	0,17	0,17	0,18	0,18	0,18	0,17	0,16	0,17	0,17
EPR	84,23	86,37	84,83	85,45	84,79	85,85	85,88	86,19	85,42
Estatística F	1.914,08***	1.850,35***	2.064,56***	2.100,61***	2.100,86***	2.131,16***	2.127,94***	2.245,17***	2.520,28***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **Raça:** *dummy* com valor um caso o indivíduo seja branco e zero caso contrário; **Filhos:** *dummy* com valor um caso tenha filhos menores de 14 anos e zero caso contrário; **Mãe:** assume o valor um caso a mãe esteja viva e zero caso contrário; **Urb:** *dummy* com valor um caso more em áreas urbanas e zero caso contrário; **SE, NE, CO, e Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **EPR:** Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela A8: Equação de escolaridade - 2005:2015

	Variável Dependente: Anos de estudo									
	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
Constante	2,25***	2,46***	2,59***	2,77***	3,02***	2,93***	3,18***	3,42***	3,61***	3,75***
Raça	1,70***	1,70***	1,68***	1,63***	1,61***	1,49***	1,54***	1,57***	1,59***	1,53***
Filhos	-0,26***	-0,23***	-0,15***	-0,16***	-0,15***	-0,10***	0,04	0,04	0,09***	0,17***
Mãe	1,83***	1,75***	1,76***	1,82***	1,84***	1,86***	1,83***	1,78***	1,85***	1,81***
Urb	3,34***	3,35***	3,27***	3,24***	3,17***	3,28***	3,23***	3,17***	3,03***	3,12***
SE	0,40***	0,42***	0,44***	0,46***	0,43***	0,63***	0,63***	0,54***	0,60***	0,55***
NE	-0,44***	-0,48***	-0,37***	-0,35***	-0,41***	-0,29***	-0,31***	-0,25***	-0,34***	-0,32***
CO	0,02	0,05	0,10	0,11	0,11*	0,32***	0,37***	0,38***	0,19***	0,35***
Sul	0,03	0,05	0,005	0,20***	0,06	0,17***	0,13**	0,16***	0,10*	0,08
Observações	100.386	103.282	103.010	104.696	108.544	99.063	103.497	102.800	107.202	104.064
R ²	0,18	0,17	0,16	0,16	0,16	0,15	0,16	0,15	0,15	0,15
R ² Ajustado	0,18	0,17	0,16	0,16	0,16	0,15	0,16	0,15	0,15	0,15
EPR	85,20	85,16	87,05	88,97	88,44	96,65	92,79	93,78	93,43	93,77
Estatística F	2.680,70***	2.684,08***	2.507,55***	2.510,99***	2.538,30***	2.104,43***	2.379,94***	2.237,57***	2.374,80***	2.358,20***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **Raça:** *dummy* com valor um caso o indivíduo seja branco e zero caso contrário; **Filhos:** *dummy* com valor um caso tenha filhos menores de 14 anos e zero caso contrário; **Mãe:** assume o valor um caso a mãe esteja viva e zero caso contrário; **Urb:** *dummy* com valor um caso more em áreas urbanas e zero caso contrário; **SE, NE, CO, e Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **EPR:** Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela A9: Equação de seleção - 1995:2004

	Variável Dependente: <i>Dummy</i> que toma o valor um caso o indivíduo esteja empregado e zero caso contrário								
	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004
Constante	2,00***	1,87***	1,82***	1,80***	1,69***	1,86***	1,90***	1,96***	1,92***
S	-0,003*	-0,0002	-0,002	0,0003	-0,002	0,005***	0,004**	0,001	-0,001
Raça	0,10***	0,12***	0,14***	0,13***	0,14***	0,15***	0,15***	0,14***	0,14***
Filhos	0,01	0,03**	0,03**	0,01	0,04***	-0,01	0,004	-0,03***	-0,01
SE	0,04	-0,01	0,01	-0,11***	-0,01	-0,13***	-0,13***	-0,14***	-0,14***
NE	0,01	-0,07**	-0,02	-0,07**	-0,02	-0,11***	-0,12***	-0,16***	-0,21***
CO	0,02	-0,12***	0,07**	-0,04	0,03	-0,04	-0,003	-0,03	-0,05**
Sul	0,08**	0,06*	0,06**	-0,06**	0,06**	0,05**	0,04*	0,03	0,05**
Sexo	0,22***	0,28***	0,31***	0,31***	0,30***	0,32***	0,31***	0,30***	0,37***
Urb	-0,62***	-0,59***	-0,64***	-0,59***	-0,61***	-0,69***	-0,70***	-0,74***	-0,65***
Observações	90.002	87.305	94.142	93.897	97.656	105.316	108.859	108.934	116.005

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **S**: anos de estudo, **Raça**: *dummy* com valor um caso o indivíduo seja branco e zero caso contrário; **Filhos**: *dummy* com valor um caso tenha filhos menores de 14 anos e zero caso contrário; **SE**, **NE**, **CO**, e **Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **Sexo**: *dummy* com valor um caso seja do sexo masculino e zero caso contrário; **Urb**: *dummy* com valor um caso more em áreas urbanas e zero caso contrário; **EPR**: Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela A10: Equação de seleção - 2005:2015

	Variável Dependente: <i>Dummy</i> que toma o valor um caso o indivíduo esteja empregado e zero caso contrário									
	2005	2006	2007	2008	2009	2011	2012	2013	2014	2015
Constante	1,87***	1,85***	1,80***	1,85***	1,73***	1,78***	1,75***	1,65***	1,75***	1,70***
S	-0,002	-0,001	-0,01***	-0,01***	-0,01***	-0,003**	-0,01***	-0,004**	-0,01***	-0,004***
Raça	0,16***	0,14***	0,13***	0,12***	0,14***	0,12***	0,11***	0,13***	0,11***	0,12***
Filhos	-0,01	-0,01	0,0002	-0,01	-0,04***	-0,04***	-0,02*	-0,03***	-0,04***	-0,02
SE	-0,10***	-0,12***	-0,02	-0,002	0,03	0,07***	0,09***	0,10***	0,06***	-0,04**
NE	-0,17***	-0,16***	-0,13***	-0,12***	-0,11***	-0,09***	-0,13***	-0,06***	-0,06***	-0,11***
CO	-0,07***	-0,06**	0,002	-0,02	0,08***	0,21***	0,19***	0,17***	0,19***	0,15***
Sul	0,07***	0,05**	0,14***	0,15***	0,15***	0,30***	0,24***	0,33***	0,31***	0,16***
Sexo	0,38***	0,34***	0,37***	0,39***	0,39***	0,40***	0,37***	0,37***	0,34***	0,28***
Urb	-0,64***	-0,54***	-0,53***	-0,46***	-0,49***	-0,50***	-0,36***	-0,36***	-0,38***	-0,48***
Observações	120.768	122.349	121.334	120.897	125.905	111.055	114.650	114.438	118.928	117.883

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: **S**: anos de estudo, **Raça**: *dummy* com valor um caso o indivíduo seja branco e zero caso contrário; **Filhos**: *dummy* com valor um caso tenha filhos menores de 14 anos e zero caso contrário; **SE**, **NE**, **CO**, e **Sul** são *dummies* que tomam o valor um caso more na regiões Sudeste, Nordeste, Centro Oeste ou Sul, respectivamente, e zero caso contrário; **Sexo**: *dummy* com valor um caso seja do sexo masculino e zero caso contrário; **Urb**: *dummy* com valor um caso more em áreas urbanas e zero caso contrário; **EPR**: Erro padrão do resíduo. Asterisco simples (*), duplo (**) e triplo (***) indicam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Apêndice B Estatísticas descritivas

Tabela B1: Média das variáveis utilizadas na pesquisa - 1995:2015

Anos	Y	S	Exp	Fam	Filhos	Raça	Sind	Urb	Sexo	Mãe	Agr	Ind	Serv
1995	7,09	6,01	26,90	4,02	59,71	55,73	19,60	86,07	65,86	69,02	13,13	25,48	61,38
1996	7,67	6,26	26,83	4,00	57,76	56,51	19,01	86,08	65,25	68,99	12,79	25,03	62,18
1997	7,55	6,34	26,72	3,94	57,05	55,71	18,28	85,91	65,63	69,43	12,76	25,19	62,05
1998	7,49	6,46	26,82	3,87	55,64	55,39	17,92	85,56	65,08	69,47	12,03	25,27	62,70
1999	6,86	6,56	26,83	3,83	54,57	55,51	17,46	85,62	64,85	69,47	12,42	24,60	62,98
2001	6,71	6,81	26,58	3,72	52,60	53,77	16,81	89,28	63,89	70,35	10,85	24,54	64,60
2002	6,33	6,98	26,58	3,71	51,30	53,35	17,46	89,53	63,57	70,71	10,79	26,31	62,89
2003	6,41	7,09	26,55	3,67	49,99	52,24	18,03	88,91	63,50	70,86	11,37	25,55	63,07
2004	6,25	7,19	26,51	3,63	49,30	51,28	17,95	87,35	63,17	70,90	12,21	25,57	62,22
2005	6,43	7,33	26,42	3,59	48,19	49,52	18,35	87,25	62,68	71,28	11,74	25,57	62,69
2006	6,77	7,51	26,33	3,55	47,59	49,08	18,41	87,56	62,09	71,45	11,06	25,66	63,29
2007	7,15	7,62	26,32	3,54	46,05	48,19	16,95	87,88	61,87	71,15	10,65	26,11	63,24
2008	6,99	7,83	26,27	3,51	44,14	47,31	17,48	87,92	61,45	71,07	10,40	26,60	63,00
2009	7,16	7,97	26,19	3,45	43,59	46,92	16,99	87,93	60,93	71,97	10,36	26,10	63,54
2011	9,02	8,14	26,24	3,42	42,05	46,60	15,94	89,11	61,23	71,97	10,21	25,33	64,46
2012	9,34	8,39	26,17	3,39	40,82	44,81	15,73	89,19	60,59	72,28	9,42	25,89	64,69
2013	10,52	8,52	26,27	3,34	39,80	44,68	14,80	89,07	60,46	72,14	9,14	26,15	64,71
2014	9,67	8,62	26,38	3,29	38,81	43,86	15,26	89,18	59,93	71,91	8,87	25,75	65,38
2015	10,59	8,79	26,46	3,26	38,04	43,23	17,71	88,62	59,95	72,12	9,22	24,83	65,96

Elaborado pelos autores.

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 C Retornos da escolaridade

Tabela C1: Retornos da escolaridade nos estados brasileiros (Heckman) - 2015

Acrônimo	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

Fonte: Elaborado pelos autores.

Tabela C2: 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

Continua na próxima página

Tabela C2: Evolução dos retornos da escolaridade no Brasil - 1995:2015 (Continuação)

Escolaridade	Anos	MQO	Heckman	Garen
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
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

Continua na próxima página

Tabela C2: Evolução dos retornos da escolaridade no Brasil - 1995:2015 (Continuação)

Escolaridade	Anos	MQO	Heckman	Garen
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

Fonte: Elaborado pelos autores

Apêndice D 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, empilharmos $\ln Y_{i,1995}$ 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:

$$\begin{pmatrix} \ln Y_{1995} \\ \ln Y_{2015} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \theta_{1995} \\ \theta_{2015} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{X}_{1995} & \mathbf{0}_{1995} \\ \mathbf{0}_{2015} & \mathbf{X}_{2015} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{1995} \\ \epsilon_{2015} \end{pmatrix}, \quad (10)$$

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 ϵ_{1995} e ϵ_{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 D1, e, em todos os três métodos rejeita-se a hipótese nula.

Tabela D1: Teste de Wald

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

Elaborado pelos autores.