

EFEITO DA EDUCAÇÃO SOBRE OS RENDIMENTOS DO TRABALHO PRINCIPAL DOS TRABALHADORES FORMAIS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE VIA PSEUDO-PAINEL

*EFFECT OF EDUCATION ON THE MAIN JOB INCOME OF
BRAZILIAN FORMAL WORKERS: A PSEUDO-PANEL ANALYSIS*

Wiron José Saraiva Matos¹

Francisco Carlos da Cunha Cassuce²

Evandro Camargos Teixeira³

Rafael Faria de Abreu Campos⁴

RESUMO

Este trabalho analisa, baseado na equação minceriana, o retorno salarial à educação para trabalhadores formais no Brasil. O efeito da educação sobre os rendimentos do trabalho principal foi modelado em um intervalo de vinte anos controlando os vieses de heterogeneidade não observada e de seleção amostral. Para tal, foram empilhados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos 1995 e 2015. Após a aplicação, dois estágios de Heckman e os resultados apontaram um retorno crescente do prêmio da educação nos níveis de ensino analisados para homens e mulheres, mas, de maneira geral, o retorno da educação apresentou queda ao longo do tempo. Analisando o impacto por setores da economia, observou-se que o setor agrícola foi o mais penalizado e que houve diminuição do prêmio da educação para os homens em todos os setores, em 2015, enquanto, para as mulheres, constatou-se um acréscimo salarial em grande parte dos setores, ajudando a reduzir o *gap* salarial existente.

Palavras-chave: Retorno salarial à educação, Setores de atividades formais, Pseudo-painel, Heckman, Desigualdade de gênero.

Códigos JEL: C58, D31, E24, I24, J16.

ABSTRACT

This paper analyzes the wage return to education for formal workers, by gender, in Brazil, based on the Mincer equation. The effect of education on the main labor income is modeled over a 20-year interval and controls for unobserved heterogeneity and sample selection biases. To this end, we pooled data from the National Household Sample Survey for the years 1995 and 2015. We applied Heckman's two-stage, and the results showed an increasing return to education at the analyzed education levels for all genders. However, this return declined

¹ Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Viçosa (PPGE/UFV).

² Doutorado em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/UFV), Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (DEE/UFV).

³ Doutorado em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" da Universidade de São Paulo (Esalq/USP), Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (DEE/UFV).

⁴ Doutorado em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/UFMG), Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Viçosa (DEE/UFV).

over time. The greatest effect is on men's wages in 2015, while for women it was greater in 1995. The agricultural sector was the most penalized in terms of wage returns and the wage return for men decreased in 2015 in all sectors, while for women there was a wage increase in most of them, which helped reduce the wage gap between genders.

Keywords: Wage return to education, Formal sectors, Pseudo-panel, Heckman, Gender inequality.

JEL codes: C58, D31, E24, I24, J16.

1. INTRODUÇÃO

A concepção de que a elevação do nível educacional resulta no aumento da produtividade e, em geral, da remuneração por parte dos indivíduos já é amplamente consolidada na literatura. Nesse sentido, as pessoas estudariam visando, entre outros fatores, melhores empregos e maiores salários. Os trabalhos de Becker (1962, 1964) e Schultz (1960, 1961) foram os primeiros a reconhecer a importância do efeito do nível educacional sobre a produtividade e a remuneração dos indivíduos. Assim, surge a Teoria do Capital Humano, na qual o nível educacional, em conjunto com o estado de saúde e com as habilidades inatas do indivíduo, passou a compor o estoque de capital humano⁵.

Desde o seu surgimento, a Teoria do Capital Humano vem sendo a base para diversos trabalhos que têm como objetivo analisar a magnitude do efeito da educação sobre os rendimentos individuais. Nesse contexto, um dos estudos mais influentes é o de Mincer (1974), que foi precursor na identificação de uma relação positiva e significativa entre a renda individual e maiores níveis educacionais.

No entanto, Heckman, Lochner e Todd (2003) levantaram a discussão sobre a forma pela qual Mincer (1974) e os demais pesquisadores, que tomaram como base a equação minceriana em sua forma tradicional, estimaram o retorno salarial à educação. Segundo Heckman, Lochner e Todd (2003), uma análise estática do retorno salarial da educação poderia gerar estimativas enviesadas a depender do contexto econômico, ou seja, a referida análise seria válida para períodos em que a economia está estagnada, em que os preços pagos pelas habilidades adquiridas com um ano a mais de estudo não se alteram ao longo do tempo, o que corresponderia a um cenário pouco comum. Heckman, Lochner e Todd (2003) destacam que, de maneira geral, o ambiente econômico tende a ser dinâmico, e os trabalhadores conseguem, ao menos em parte, prever as mudanças ao longo do tempo nos valores atribuídos às habilidades adquiridas através de níveis mais elevados de escolaridade.

Nesse sentido, as transformações ocorridas nas últimas décadas poderiam indicar que o prêmio pago aos trabalhadores brasileiros por anos adicionais de estudo sofreu alterações ao longo do tempo. Tais transformações estariam relacionadas com a abertura do mercado brasileiro à concorrência externa, a partir da década de 1990, e com as mudanças tecnológicas que ocorreram nos processos produtivos do mercado mundial, que resultaram no aumento da demanda por mão de obra qualificada.

Isso ocorreu porque a indústria deixou de ser intensiva em capital humano e passou a ser intensiva em capital físico. Assim, resultando na substituição do trabalho manual, que exigia menor escolaridade, por atividades mais intelectuais, que demandavam um nível educacional mais alto.

Por outro lado, o aumento da demanda por mão de obra com maior qualificação, somado a outros fatores, como expansão de políticas educacionais que ampliaram o acesso ao ensino,

⁵ Define-se como estoque de capital humano todos os elementos intrínsecos ao indivíduo que proporcionam aumento de sua produtividade (Carpena; Oliveira, 2002).

principalmente a partir dos anos 2000, fez com que a educação média da população brasileira se elevasse de 5,2 anos, em 1995, para 7,8 anos, em 2015, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2009) e do Relatório de Desenvolvimento Humano, publicado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, 2016). Isso se constituiria em uma elevação da oferta de mão de obra mais escolarizada, o que poderia culminar com uma redução do preço desse fator de produção.

É possível perceber que há dois movimentos: a demanda maior por mão de obra mais qualificada, proveniente das transformações na indústria e no mercado de trabalho, e um aumento da oferta dessa mão de obra qualificada no Brasil. A depender da soma desses dois efeitos, o prêmio pela educação sofreria elevação ou queda quando se consideram períodos com características distintas.

Diante dessas transformações, portanto, a análise estática via dados de corte transversal (em inglês, *cross-section*) deixaria de ser a melhor opção para se estimar o retorno salarial da educação no Brasil nas últimas décadas. Uma alternativa para definir o retorno salarial ao longo do tempo seria a utilização de dados em painel ou pseudo-painel, que permitem acompanhar o indivíduo ou o indivíduo médio (característico), respectivamente.

No Brasil, são escassos os dados disponíveis advindos de pesquisas que acompanhem os mesmos indivíduos em mais de um período e por um período longo o suficiente para que seja possível captar as mudanças supracitadas. Assim, a alternativa seria utilizar a técnica de pseudo-painel⁶, como nos trabalhos nacionais de Hartze (2020), Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), Suliano e Siqueira (2012) e Teixeira e Menezes-Filho (2012), bem como nos estudos internacionais de Himaz e Aturupane (2015), Kemelbayeva (2020) e Rodríguez e Muro (2014). Adicionalmente, tal técnica controla de forma conjunta os vieses relacionados ao problema de seletividade amostral e de heterogeneidade não observada. São pouco comuns os trabalhos que buscaram controlar tais adversidades de forma concomitante, tanto no âmbito nacional quanto no internacional, o que denota a contribuição deste estudo.

Diante do exposto, este trabalho tem por objetivo avaliar a relação entre o prêmio pela educação e os rendimentos provenientes do trabalho principal, considerando uma evolução no tempo que compreende os anos de 1995 e 2015. Especificamente, pretende-se: analisar a evolução do prêmio da educação, considerando os anos de 1995 e 2015; verificar se houve diferença de impacto da experiência sobre os rendimentos do trabalho principal entre os anos de 1995 e 2015; e avaliar a evolução no tempo e as diferenças de como o prêmio da educação é pago nos diversos setores da economia brasileira.

2. REVISÃO DE LITERATURA E PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O objetivo deste estudo foi analisar o impacto da educação sobre os rendimentos provenientes do trabalho principal no Brasil, considerando dados individuais empilhados em

⁶ Apresentado por Deaton (1985), a técnica de pseudo-painel consiste na formação de uma série de dados com seções cruzadas. Nesse caso, trabalha-se com indivíduos representativos ao longo dos anos. Os indivíduos da amostra são separados em coortes, estabelecidas a partir de características que não se alteram ao longo do tempo, como é o caso da data de nascimento, por exemplo. A partir daí, as características médias de cada coorte definiram os indivíduos representativos. Oliveira (2002) aponta uma série de motivos que indicariam vantagens da estrutura de dados de pseudo-painel quando comparados ao que ficou conhecido como painéis verdadeiros, a saber: uma maior representatividade; a capacidade de captar mudanças de conceitos ao longo do tempo; e a não preocupação com o problema da atrição (perda de indivíduos de um período para outro). Moffitt (1993) aponta que, mesmo que os dados em painel estejam disponíveis, utilizar o empilhamento de dados de seção cruzada seria mais interessante por ser mais completo. Isso decorreria da dificuldade de seguir um grande número de pessoas ao longo do tempo.

um intervalo de duas décadas, representados pelos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) nos anos de 1995 e 2015, admitindo-se uma formatação de pseudo-painel. Para avaliar os fatores que se associam aos rendimentos dos trabalhadores, utilizou-se como fundamento a Teoria do Capital Humano. A partir dessa teoria, Mincer (1974) apresentou a equação de rendimentos, que relaciona os ganhos auferidos por um trabalhador com suas características pessoais, como educação e experiência. A forma funcional mais comum da equação de salário minceriana é definida na Equação 1.

$$\ln(W_i) = \beta X_i' + \varepsilon_i \quad (1)$$

Na Equação 1, $i = 1, 2, 3, \dots, n$; $\ln(W_i)$ é o logaritmo natural do salário-hora do i -ésimo indivíduo; X_i' é o vetor de características que afetam os rendimentos dos indivíduos; β é o vetor de coeficientes; e ε_i é o termo de erro. Entretanto, ao se estimar a equação minceriana, pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), os coeficientes encontrados para o retorno salarial da educação poderiam ser viesados por ignorar a heterogeneidade dos trabalhadores, que seria, em geral, não observável. Essa heterogeneidade está relacionada a variáveis como habilidade, capacidade de adaptação a mudanças, criatividade, capacidade de relacionamento, ambição, entre outros (Teixeira; Menezes-Filho, 2012). A falta de uma variável que capte esses atributos pode resultar em um problema conhecido como viés de habilidade.

Uma opção para se contornar o problema do viés de habilidade seria a utilização da técnica de Dados em Painel com Efeitos Fixos (EF). No entanto, no Brasil, dificilmente há disponibilidade dessa estrutura de dados, caracterizada pela repetição das unidades de seção cruzada ao longo do tempo. Dessa forma, uma segunda opção seria trabalhar com um conjunto de dados representando um pseudo-painel, ou seja, utilizando dados de unidades de seção cruzada ao longo do tempo, sendo que tais unidades são escolhidas aleatoriamente em cada período, o que dificilmente resultaria em unidades repetidas de um período para o outro. Como as unidades são distintas entre os períodos, a técnica de pseudo-painel consiste, segundo Deaton (1985), em definir coortes formadas por grupos de indivíduos que tenham características semelhantes e que não se alteram no tempo, sendo a média de cada uma delas correspondente a um indivíduo representativo.

Desse modo, para contornar o problema relacionado ao viés de habilidade, este estudo focou uma particularidade discutida por Moffitt (1993) a respeito dos modelos lineares de painel com EF. A saída apresentada pelo autor para lidar com a questão do viés de habilidade foi a utilização da técnica de pseudo-painel com a criação de *dummies*⁷ de coortes. De acordo com Moffitt (1993), ao realizar a estimação por MQO por meio de um modelo de pseudo-painel, as coortes estariam correlacionadas com os EF, pois, assim como os EF, as variáveis utilizadas para a construção das coortes também são constantes no tempo. Diante disso, o componente de EF poderia ser representado pelas *dummies* de coorte (Moffitt, 1993).

Sendo assim, neste estudo, as *dummies* de coortes foram construídas com base no ano de nascimento, característica constante dos indivíduos no tempo. Ademais, para a construção do pseudo-painel, foram empilhados os dados individuais da PNAD de 1995 e 2015. Assim, de forma a contornar o problema do viés de habilidade, a equação de rendimentos utilizada é uma adaptação da equação de Mincer (1974), dada pela Equação 2. A seleção das variáveis foi baseada na Teoria do Capital Humano com adições propostas por Cirino (2018), Coelho, Veszteg e Soares (2010) e Moffitt (1993).

⁷ As *dummies* (*dummy*, no singular) são variáveis binárias que receberão valor 1 caso o indivíduo pertença a uma respectiva coorte e valor zero caso contrário.

$$\begin{aligned}
\ln w_{i,t} = & \beta_1 + \beta_k \text{esc}_{k_{i,t}} + \beta_l \text{esc_x_ano}_{l_{i,t}} + \beta_{13} \text{expe}_{i,t} + \beta_{14} \text{expe}_{i,t}^2 + \\
& \beta_{15} \text{expe_x_ano}_{i,t} + \beta_{16} \text{expe}_{i,t}^2 \text{_x_ano}_{i,t} + \beta_{17} \text{cor}_{i,t} + \beta_{18} \text{regiao_met}_{i,t} + \\
& \beta_m \text{reg}_{m_{i,t}} + \beta_n \text{sa}_{n_{i,t}} + \beta_p \text{sa_x_ano}_{p_{i,t}} + \beta_q \bar{\phi}_{q_{i,t}}^* + v_{i,t}
\end{aligned} \quad (2)$$

Na Equação 2, $\ln w_{i,t}$ é o logaritmo natural do salário/hora do indivíduo i , no tempo t . As variáveis $\text{esc}_{k_{i,t}}$, com $k = 1,2,3,4$, representam quatro *dummies* de níveis de escolaridade, em que o grupo base foi formado por indivíduos com menos de três anos de estudo e esc_1 , esc_2 , esc_3 e esc_4 são, respectivamente, indivíduos com quatro a sete anos de estudo (ensino fundamental incompleto), oito a dez anos de estudo (ensino fundamental completo e médio incompleto), onze anos de estudo (ensino médio completo) e superior a onze anos de estudo (no mínimo, ingressou no ensino superior), em linha com o apresentado em Wolff (2009). Na sequência, são apresentadas as variáveis $\text{esc_x_ano}_{l_{i,t}}$, com $l = 5,6,7,8,9,10,11,12$, que são produtos cruzados entre as *dummies* de escolaridade ($\text{esc}_{k_{i,t}}$) e uma *dummy* de ano, que assume valor 1 para o ano de 2015 e 0 para o ano de 1995. Tais variáveis foram incluídas para que fosse possível identificar a variação do efeito do nível educacional sobre o rendimento do trabalho principal dos indivíduos no ano de 1995 e no ano de 2015, de forma a compará-los.

Ainda na Equação 2, a variável $\text{expe}_{i,t}$ é uma *proxy* para a experiência, construída a partir da diferença entre a idade do indivíduo e a idade que ele começou a trabalhar, como apresentado por Berndt (1996) e Resende e Wyllie (2006), e $\text{expe}_{i,t}^2$ é seu quadrado. Já as variáveis $\text{expe_x_ano}_{i,t}$ e $\text{expe}_{i,t}^2 \text{_x_ano}_{i,t}$ representam, respectivamente, os produtos cruzados da variável de experiência e da variável quadrática de experiência com a *dummy* de ano. Na sequência, tem-se a variável $\text{cor}_{i,t}$, que é uma variável binária que indica a cor/raça dos indivíduos; ela assumiu o valor 1 para aqueles que se declararam brancos ou amarelos e 0 para aqueles que se declararam pretos, pardos ou indígenas. A variável $\text{regiao_met}_{i,t}$ assume valor 1 para os domicílios localizados em regiões metropolitanas e 0 caso contrário. As variáveis $\text{reg}_{m_{i,t}}$, com $m = 19,20,21,22$, representam as mesorregiões do Brasil, sendo que a região Nordeste foi utilizada como base. Então, reg_{19} representa o Sudeste; reg_{20} , o Sul; reg_{21} , o Centro-Oeste; e reg_{22} , a região Norte.

Para representar os setores de atividade dos trabalhadores e captar parte da segmentação setorial do mercado, a Equação 2 apresentou as *dummies* $\text{sa}_{n_{i,t}}$, com $n = 23,24,25,26$. Foram considerados como base os indivíduos que atuavam no setor agrícola, pois, historicamente, seria o setor com o menor retorno salarial, segundo (Cirino, 2018; Santos; Lelis, 2018). Assim, sa_{23} representa o setor industrial; sa_{24} , construção; sa_{25} , serviços; e sa_{26} , comércio. Apresentam-se, ainda, as variáveis $\text{sa_x_ano}_{p_{i,t}}$, com $p = 27,28,29,30,31,32,33,34$, que são variáveis formadas pelo produto cruzado entre os setores de atividade dos trabalhadores com a *dummy* de ano. Por fim, apresentam-se as variáveis $\bar{\phi}_{q_{i,t}}^*$, com $q = 35,36,\dots,56$, que representam as *dummies* de coortes. O termo de erro aleatório é representado por $v_{i,t}$, tendo média 0 e variância constante. As *dummies* de coorte foram construídas da seguinte forma: a primeira assumiu valor 1 para indivíduos nascidos em 1977 (18 anos em 1995 e 38 anos em 2015), a segunda assumiu valor 1 para indivíduos nascidos em 1976 (19 anos em 1995 e 39 anos em 2015) e assim sucessivamente até a última *dummy* de coorte, que assumiu valor 1 para indivíduos nascidos em 1955 (40 anos em 1995 e 60 anos em 2015).

Apesar de os procedimentos mencionados controlarem o viés de habilidade, existe ainda um fator a ser considerado. Para estimar a Equação 2 de forma direta, seria necessário que todos os indivíduos observados recebessem rendimentos advindos do trabalho. Contudo, os salários não são observados para toda amostra, apenas para aqueles que trabalham, ou seja, há um “truncamento” no ponto em que a renda passa de zero para valores positivos. Em outras

palavras, não é possível observar o rendimento auferido de indivíduos inativos, desocupados ou inseridos em uma atividade não remunerada. Além disso, a seletividade poderia estar presente na amostra caso, por exemplo, homens e mulheres fossem selecionados de forma distinta pelo mercado de trabalho. Apesar de parecer uma solução simples, ignorar tais fatores poderia gerar um viés de seleção amostral (Heckman, 1979).

Para a correção do viés de seleção amostral, o procedimento em dois estágios proposto por Heckman (1979) é comumente utilizado e mostra-se eficaz. Tal método consiste em uma estimação em dois estágios, em que, inicialmente, estima-se a equação de participação no mercado de trabalho para homens e mulheres e, posteriormente, realiza-se uma segunda estimação, denominada de equação de rendimentos, estimada separadamente para pessoas do gênero feminino e masculino. A equação de seleção consiste em analisar, por meio do modelo Probit, os fatores que determinam a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho. Nesse primeiro estágio, são incluídas, além do conjunto de variáveis proposto por Cirino (2018) e Coelho, Veszteg e Soares (2010), *dummies* de coorte e de tempo para o controle de variáveis não observáveis. Dessa forma, a Equação 3 apresenta a equação de seleção (1º estágio do modelo).

$$emp_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 rend_perc_tfontes_{i,t} + \alpha_k esc_{k_{i,t}} + \alpha_7 expe_{i,t} + \alpha_8 expe_{i,t}^2 + \alpha_l cd_{l_{i,t}} + \alpha_{11} cri_fam_{i,t} + \alpha_{12} cor_{i,t} + \alpha_{13} regio_met_{i,t} + \alpha_m reg_{m_{i,t}} + \alpha_q \bar{\phi}_{q_{i,t}}^* + \alpha_{40} T_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

A Equação 3, estimada separadamente para indivíduos dos gêneros masculino e feminino, consiste na determinação da probabilidade de participação no mercado de trabalho por meio do modelo Probit. A variável $emp_{i,t}$ é dicotômica, assumindo valor 1 para indivíduos que estavam empregados e com rendimento positivo na semana de referência da PNAD e valor 0 para aqueles que estavam desempregados na semana de referência, mas procurando emprego no período referente ao mês anterior à pesquisa. Os parâmetros a serem estimados são representados por a_1, \dots, a_{40} .

Para o conjunto de variáveis que explica a participação no mercado de trabalho, na Equação 3, tem-se que $rend_perc_tfontes_{i,t}$ é a renda familiar *per capita* de todas as fontes, menos aquela oriunda do trabalho principal, para o indivíduo i no tempo t . As *dummies* $rend_perc_tfontes_{i,t}$, $l = 1, 2$, são relativas à condição do indivíduo no domicílio, sendo o grupo base formado pela pessoa de referência do domicílio; cd_1 refere-se aos cônjuges e cd_2 aos filhos; $cri_fam_{i,t}$ se caracteriza como uma variável binária, assumindo valor 1 para famílias que contavam com a presença de crianças menores de 14 anos e 0, caso contrário. A variável $T_{i,t}$ é uma *dummy* de tempo, assumindo valor 1 para o ano de 2015 e 0 para 1995. Quanto às variáveis $esc_{k_{i,t}}$, $expe_{i,t}$, $expe_{i,t}^2$, $cor_{i,t}$, $regio_met_{i,t}$, $reg_{m_{i,t}}$ e $\bar{\phi}_{q_{i,t}}^*$, elas também estão na Equação 2 e já foram devidamente apresentadas anteriormente.

Após concluir a estimação da equação de seleção, o próximo passo foi gerar uma variável, denominada razão inversa de Mills (λ) para cada agente do modelo. O cálculo da inversa de Mills foi feito com base na Equação 4 (cf. Johnston; Dinardo, 2001).

$$\lambda_i = \frac{\varepsilon\left(\frac{\alpha Z_{i,t}}{\sigma_u}\right)}{\xi\left(\frac{\alpha Z_{i,t}}{\sigma_u}\right)} \quad (4)$$

Na Equação 4, σ_u é o desvio-padrão dos erros da equação de seleção ($u_{i,t}$) e $Z_{i,t}$ representa o vetor de variáveis que afetam a probabilidade de homens e mulheres participarem do mercado de trabalho, descritas na Equação 3. Tem-se ainda que ε é a função densidade de probabilidade normal padrão e ξ a de distribuição normal acumulada.

Após a estimação de cada λ , inicia-se o segundo estágio do procedimento de Heckman (1979), que consiste em estimar a equação de rendimentos que representa as respostas salariais à educação e ao conjunto de variáveis relevantes selecionadas (Johnston; Dinardo, 2001). Para que se elimine o viés de seleção amostral causado pelo “truncamento” da equação de rendimentos, é necessário adicionar a essa equação a variável explicativa denominada razão inversa de Mills (λ). Assim, a equação de rendimentos – 2º estágio do procedimento de Heckman (1979) – toma a forma da Equação 5.

$$\begin{aligned} \ln w_{h_{i,t}} = & \beta_1 + \beta_k esc_{k_{i,t}} + \beta_l esc_x_ano_{i,t} + \beta_{13} expe_{i,t} + \beta_{14} expe_{i,t}^2 + \\ & \beta_{15} expe_x_ano_{i,t} + \beta_{16} expe^2_x_ano_{i,t} + \beta_{17} cor_{i,t} + \beta_{18} regio_met_{i,t} + \beta_m reg_{m_{i,t}} + \quad (5) \\ & \beta_n sa_{n_{i,t}} + \beta_o sa_x_ano_{o_{i,t}} + \beta_p \bar{\phi}_{p_{i,t}} + \beta_{50} \lambda_{i,t} + v_{i,t} \end{aligned}$$

A Equação 5 foi estimada separadamente para pessoas do gênero masculino e feminino, e as variáveis utilizadas para o 2º estágio do procedimento de Heckman (1979) são as mesmas da Equação 2, apenas com o acréscimo da inversa de Mills (λ). Uma observação importante é que foram considerados os pesos das pessoas da amostra, tanto para equação de participação/seleção (1º estágio) quanto para equação de rendimentos (2º estágio), devido à complexidade amostral dos dados da PNAD. Os sinais esperados para os coeficientes das variáveis das equações dos 1º e 2º estágios do procedimento de Heckman (1979), com suas devidas justificativas, são apresentados no Quadro A.1 (Apêndice).

2.1 Fonte e tratamento de dados

Os dados utilizados neste estudo são da base de microdados da PNAD, disponibilizada pelo IBGE (2017), para os anos de 1995 e 2015. A pesquisa fornece informações socioeconômicas ao investigar temas como população, habitação, rendimentos e trabalho (Cirino, 2008). A escolha desses anos teve como objetivo considerar um intervalo de duas décadas, de forma a captar o efeito que variações no nível educacional dos indivíduos representativos teriam sobre os rendimentos provenientes do trabalho principal.

Para que as estimações econométricas tivessem um bom ajuste, diversos filtros e tratamentos de dados foram realizados. A primeira consideração a se fazer é que as análises foram realizadas separadamente para indivíduos de gênero masculino e feminino, pois existe a possibilidade de discriminação de mercado referente ao gênero, isto é, homens recebendo mais do que as mulheres mesmo quando apresentam as mesmas características produtivas (cf. Soares, 2000). Outra consideração importante é que este trabalho adotou apenas o setor formal em suas análises, de maneira a corrigir o problema de segmentação de mercado entre os setores formal e informal que poderia resultar em diferenças salariais entre os indivíduos, como realizado por Cirino e Dalberto (2015) e Duarte, Cirino e Sette (2018). Dessa forma, considerou-se como mercado de trabalho formal os trabalhadores com carteira de trabalho assinada, inclusive os domésticos, bem como os empregadores e autônomos que contribuía com a previdência, como sugerido por Dalberto e Cirino (2018).

Seguindo Costa, Costa e Mariano (2016) e Mariano *et al.*, (2018), optou-se por excluir os militares e servidores públicos da amostra, tendo em vista que o processo de admissão desses trabalhadores acontece por meio de provas e concursos, o que significa que o governo define os salários da categoria, reduzindo, assim, a interferência das características pessoais dos trabalhadores desses setores na probabilidade de os ganhos educacionais impactarem seus salários. Adicionalmente, foram excluídos os grupamentos de trabalho denominados “outras atividades” e “atividades mal definidas”, uma vez que este estudo busca analisar o efeito dos

setores de atividade dos trabalhadores sobre os seus salários e esses grupos não apresentavam informações claras sobre o setor de atuação dos trabalhadores.

Uma terceira ponderação é que se optou por considerar apenas indivíduos ativos no mercado de trabalho, compreendendo como ativos aqueles trabalhadores que se declararam trabalhando e auferindo valores positivos de renda na semana de referência da pesquisa. Em caso de desemprego, considerou-se apenas aqueles que ao menos procuraram trabalho no período referente ao mês anterior ao da pesquisa. Um quarto filtro é em relação à localidade dos domicílios. Foram considerados apenas domicílios localizados em regiões urbanas, o que foi necessário, uma vez que o setor rural da região Norte passou a ser incluído na PNAD após o ano de 2004.

Uma quinta ressalva é que para o ano de 1995 foram considerados na amostra indivíduos participantes do mercado de trabalho formal ou que estavam à procura de emprego, com idade entre 18 e 40 anos, que apresentariam idade entre 38 e 60 anos no ano final da análise, 2015. A faixa etária da amostra foi assim definida com o intuito de incluir indivíduos com níveis mínimos de escolaridade e que talvez atuem no mercado de trabalho sem nenhuma restrição⁸. Assim, foram excluídos da amostra todos os indivíduos nascidos antes do ano de 1955 e após o ano de 1977.

Por fim, a variável resultado da equação de rendimentos, que representa o rendimento/hora do trabalho principal dos indivíduos, foi construída com base no rendimento mensal auferido pelo trabalho principal, dividido pelo número de horas trabalhadas no mês⁹. Ademais, deflacionou-se a renda dos indivíduos por meio do Índice Geral de Preços do Mercado (IGP-M) para o período de setembro de 1995 a setembro de 2015, atualizando os valores dos rendimentos dos indivíduos no ano de 1995 para 2015. Além disso, foram retirados os *outliers* de renda, excluindo-se da amostra todos os indivíduos com renda superior a R\$ 30.000,00; para que não houvesse distorção dos resultados da análise. O procedimento realizado baseia-se em Hoffmann (2008), com adaptações.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados estão divididos em três subseções. Na primeira, é apresentada a análise descritiva dos dados. Nas segunda e terceira, são apresentadas, respectivamente, as estimativas da equação de participação no mercado de trabalho e da equação de rendimentos.

3.1 Análise descritiva dos dados

Este trabalho contava com 691.167 observações após o empilhamento dos microdados da PNAD de 1995 e de 2015. No entanto, após o ajustamento, a amostra passou a contabilizar 69.389 observações, sendo 39.041 (56,26%) do ano de 1995 e 30.348 (43,74%) de 2015. Em relação à proporção de indivíduos por gênero, 23.683 (60,66%) e 15.358 (39,34%) representavam, respectivamente, masculino e feminino em 1995. Já a amostragem de 2015 contava com 17.286 (56,96%) homens e 13.062 (43,04%) mulheres. Sendo assim, o trabalho passou a contar com um total de 40.969 (59,04%) homens e 28.420 (40,96%) mulheres.

⁸ No Brasil, existe legislação que protege as crianças contra o trabalho infantil desde 1988, prevista na Constituição Federal. Assim, quaisquer trabalhos insalubres, tais como noturnos e os perigosos à saúde são proibidos para cidadãos com idade inferior a 18 anos. Para indivíduos com idade inferior a 16 anos, é proibido todo tipo de trabalho, salvo o de menor aprendiz, cuja idade mínima é de 14 anos (Mattos *et al.*, 2006).

⁹ Foi necessário multiplicar por quatro o número de horas trabalhadas na semana, variável presente no banco de dados da PNAD.

Das 69.389 observações da amostra de dados utilizada, 7.367 (10,62%) estavam desempregadas e à procura de emprego em 1995 e 4.203 (6,06%) em 2015, totalizando 11.570 (16,68%) indivíduos desempregados na amostra. Do total de desempregados, 5.306 (45,86%) eram homens, sendo 3.438 em 1995 e 1.868 no ano de 2015. Por outro lado, 6.264 mulheres estavam desempregadas na amostra: 3.929 no ano de 1995 e 2.335 em 2015. É possível verificar que houve redução da proporção de indivíduos desempregados para ambos os gêneros. Uma possível explicação para esse resultado é a maneira como a amostra foi dividida neste trabalho, em que os dados de 1995 contam com indivíduos mais novos que os de 2015. Segundo Araújo e Antigo (2016), os jovens teriam maiores dificuldades na obtenção de emprego, bem como em sua manutenção, em função da falta de experiência no mercado de trabalho.

Em relação às variáveis que explicam a probabilidade de participação no mercado de trabalho, tem-se que a renda média *per capita* de todas as fontes, menos a da oriunda do trabalho principal, foi de R\$ 163,77 e R\$ 157,51 para os homens em 1995 e 2015, respectivamente. Por outro lado, no caso das mulheres, o valor encontrado foi de R\$ 212,07 e de R\$ 213,41 para os respectivos anos. Com relação à posição no domicílio, 59,83% dos homens se declararam como pessoas de referência no ano de 1995, contra apenas 11,54% das mulheres. Já em 2015, 70,20% dos homens eram chefes de família, enquanto 44,27% das mulheres ocupavam essa posição. Apesar de ter ocorrido um aumento da porcentagem de indivíduos que ocupavam a posição de chefe de família em ambos os gêneros, percebe-se que esse aumento foi consideravelmente maior para as mulheres. Para Batista e Cacciamali (2009), o aumento do número de mulheres chefes de família é um dos determinantes da maior participação feminina no mercado de trabalho, uma vez que, ao assumir essa posição, as mulheres passam a ter maior responsabilidade quanto ao sustento dos demais membros da família.

É possível observar, ainda, que o rendimento/hora dos homens foi maior nos dois anos analisados. Além disso, houve um aumento real¹⁰ próximo a R\$ 5,00 no salário/hora no período analisado, tanto para homens quanto para mulheres, o que representa um aumento de aproximadamente 38% no rendimento/hora dos homens e 54% no das mulheres. Tal aumento poderia estar diretamente relacionado com a elevação do nível educacional observado, discutido mais adiante, nos indivíduos da amostra. Além disso, as mulheres apresentaram maior qualificação do que os homens, justificando o aumento proporcionalmente mais elevado no salário/hora.

Outro aspecto que pode ser destacado é a queda do percentual de trabalhadores no setor industrial entre os anos de 1995 e 2015. Uma possível explicação para esse fato são os avanços tecnológicos que tornaram a indústria mais intensiva em capital. Estudos como os de Magalhães e Vendramini (2018) e Sakurai e Zuchi (2018) apontam que o Brasil entrou na fase da indústria 4.0¹¹, na qual é cada vez menor a demanda por trabalhadores no setor, mas é cada vez maior a qualificação exigida para que se possa atuar nele. Isso ocorre porque a mão de obra necessária na produção industrial vem sendo substituída por máquinas e equipamentos que necessitam de um pequeno, mas qualificado, contingente de trabalhadores para manuseá-las.

Encerrada a análise da estatística descritiva para a média da amostra nos respectivos anos em análise, o próximo passo é apresentar a evolução das principais variáveis (salário/hora, experiência e educação) para as coortes do estudo. Essa análise ajudará a compreensão do comportamento do indivíduo característico (indivíduo médio de cada coorte) em relação a tais variáveis após decorridos 20 anos. O Apêndice apresenta essas informações para os indivíduos

¹⁰ O acréscimo na renda pode ser descrito como real, uma vez que os valores foram deflacionados com base no IGP-M do período em análise.

¹¹ Termo utilizado pela literatura para as recentes transformações ocorridas no setor industrial, que os autores têm denominado de quarta revolução industrial.

dos gêneros masculino e feminino na Tabela A.1 e na Tabela A.2, respectivamente. No intuito de se obter melhor ajuste e visualização para as informações do Apêndice, optou-se por dividir os níveis educacionais em apenas três grupos, sendo eles: zero a sete anos de estudo; oito a onze; e superior a onze anos de estudo. Em suma, agrupou-se as variáveis esc_0 (zero a três anos de estudo) com esc_1 (quatro a sete anos de estudo) e esc_2 (oito a dez anos de estudo) com esc_3 (onze anos de estudo).

As coortes presentes na Tabela A.1 e na Tabela A.2 são representadas da seguinte maneira: a coorte d_{55} é formada pelos indivíduos nascidos no ano de 1955, ou seja, pelos indivíduos com 40 anos de idade nos dados de 1995 e 60 anos na base de 2015; a coorte d_{56} é formada pelos indivíduos nascidos em 1956, ou seja, aqueles que tinham 39 anos na base de dados de 1995 e 59 anos na base de 2015; e assim sucessivamente até a coorte d_{77} , composta por indivíduos nascidos em 1977, que tinham 18 anos de idade nos microdados de 1995 e 38 anos nos de 2015. Analisando, é possível observar que, com o passar de vinte anos, houve um aumento real do salário/hora na grande maioria das coortes, para ambos os gêneros, exceto para os indivíduos médios das coortes d_{55} e d_{56} de gênero masculino e d_{56} e d_{57} de gênero feminino. O fato de os indivíduos médios (coorte) dessa faixa de idade terem incorrido em perda real no valor do salário/hora é indício de uma possível depreciação do capital humano. Checchi (2006) já discorria sobre o efeito da depreciação do capital humano com o passar da idade dos trabalhadores.

Quando comparadas as coortes do gênero masculino com as do feminino para a variável rendimento/hora, observa-se, no geral, uma diferença de remuneração favorável aos homens, indicando uma possível diferenciação salarial entre gêneros no mercado. Essa diferenciação de rendimento entre os gêneros é encontrada em praticamente todas as faixas de idade estudadas. Ainda em relação ao referido diferencial de rendimentos existente entre os gêneros, percebe-se uma redução ao se comparar os anos de 1995 e 2015. Estudos como o de Cugini *et al.*, (2014) e Souza (2011) também encontraram como resultado a diminuição da diferença salarial entre os gêneros, para os anos de 2002 a 2009 e 2002 a 2011, respectivamente. As mulheres têm investido mais em educação, além de terem elevado sua participação no mercado de trabalho, o que explicaria tal redução no diferencial de rendimentos quando comparado aos homens.

Quanto à análise da variável experiência, o resultado foi o esperado, em que ela é menor para as coortes compostas por indivíduos mais novos e maior para aquelas compostas pelos indivíduos mais velhos. Quando se compara a experiência entre os gêneros, observa-se que, no geral, os indivíduos masculinos apresentam uma experiência levemente superior. Uma possível explicação para esse resultado pode ser encontrada em Kassouf (2002), indicando que, na média, os homens começam a trabalhar de forma mais precoce que as mulheres. Por fim, em relação à educação, percebe-se, no geral, que, com o passar de vinte anos, houve aumento do nível educacional das coortes para ambos os gêneros, com destaque para o aumento da proporção de indivíduos com ensino superior (onze anos ou mais de estudo), principalmente nas coortes compostas por indivíduos mais jovens. Outra observação é que, em todas as coortes, as mulheres apresentam maior proporção de indivíduos na faixa de onze anos ou mais de estudo, demonstrando como elas investem mais em educação em relação aos homens.

O aumento do nível médio de escolaridade dos indivíduos no Brasil pode ser explicado por diversos fatores. Sécca e Souza (2009), por exemplo, destacam que o aumento da participação dos jovens no ensino médio pode ter sido impulsionado pelas metas do Plano Nacional de Educação, que ampliou o número de vagas em escolas públicas. Esse aumento teria elevado a demanda por ensino superior. Além disso, os autores ressaltam que o crescimento da população jovem adulta, as exigências do mercado de trabalho e a maior disponibilidade de financiamento estudantil também teriam feito com que a demanda pelo ensino superior crescesse.

3.2 Análise dos rendimentos provenientes do trabalho principal

Após a análise descritiva, foi estimada a equação de seleção no mercado de trabalho para homens e mulheres (Equação 3) e, com base nas probabilidades estimadas, foram calculados os valores para a Razão Inversa de Mills (Equação 4) para cada observação da amostra. É importante ressaltar que, nas equações de seleção de homens e mulheres, os parâmetros das variáveis cd_1 (condição de cônjuge no domicílio) e reg_{22} (região Norte) não apresentaram parâmetros estimados significativamente diferentes de zero. Com relação às variáveis representando as coortes, na equação de seleção para as pessoas do gênero masculino, os parâmetros das coortes d_{56} , d_{57} , d_{58} e d_{59} não foram estatisticamente diferentes de zero, ocorrendo o mesmo com os parâmetros das variáveis d_{56} , d_{57} , d_{58} , d_{59} , d_{60} , d_{61} , d_{62} e d_{63} para a equação de seleção das mulheres. Ressaltando-se que d_{56} corresponde aos indivíduos nascidos em 1956 e que apresentavam 39 anos em 1995 e 59 anos em 2015.

Os coeficientes estimados para as regressões de rendimento estão apresentados na Tabela 1. De início, é importante destacar que grande parte dos parâmetros estimados foram significativamente diferentes de zero a um nível de significância de 1%. Destaca-se também que o parâmetro relacionado à variável denominada razão inversa de Mills (λ) foi significativo a 1% nas duas equações estimadas, apontando a existência de viés de seleção e a necessidade do procedimento de Heckman (1979).

TABELA 1 – EQUAÇÃO DE RENDIMENTO, POR GÊNERO, PARA O MERCADO DE TRABALHO FORMAL BRASILEIRO (PSEUDO-PAINEL COM OS ANOS DE 1995 E 2015)

Variável	Homem		Mulher	
	Coefficiente	DP	Coefficiente	DP
esc_1	0,0765***	0,0158	0,1557***	0,0200
esc_2	0,2584***	0,0181	0,3513***	0,0229
esc_3	0,5420***	0,0206	0,6289***	0,0254
esc_4	1,2126***	0,0268	1,2771***	0,0306
$esc_1 \times ano$	-0,0234	0,0249	-0,2041***	0,0260
$esc_2 \times ano$	-0,1392***	0,0271	-0,2850***	0,0277
$esc_3 \times ano$	-0,2999***	0,0273	-0,4503***	0,0268
$esc_4 \times ano$	-0,4406***	0,0362	-0,5642***	0,0346
$expe$	0,0425***	0,0038	0,0678***	0,0037
$expe^2$	-0,0011***	0,0001	-0,0017***	0,0001
$expe \times ano$	0,0151***	0,0034	-0,0082***	0,0032
$expe^2 \times ano$	0,0002*	0,0001	0,0007***	0,0001
cor	0,1644***	0,0091	0,1642***	0,0095
$regiao_{met}$	0,0079	0,0082	0,1277***	0,0088
$norte$	0,1489***	0,0165	0,1352***	0,0154
sul	0,2254***	0,0131	0,2204***	0,0134
$sudeste$	0,2565***	0,0107	0,2231***	0,0110
$centro_oeste$	0,2918***	0,0158	0,2023***	0,0156

continua...

Variável	Homem		Mulher	
	Coefficiente	DP	Coefficiente	DP
<i>industria</i>	1,7282***	0,0193	1,7954***	0,0191
<i>construcao</i>	1,5243***	0,0241	2,0152***	0,0687
<i>servicos</i>	1,6377***	0,0196	1,6914***	0,0169
<i>comercio</i>	1,5908***	0,0214	1,7313***	0,0203
<i>industria x ano</i>	-0,2469***	0,0394	0,0156	0,0370
<i>construcao x ano</i>	-0,1073**	0,0419	0,2247**	0,1131
<i>servicos x ano</i>	-0,2170***	0,0391	0,1481***	0,0329
<i>comercio x ano</i>	-0,2197***	0,0403	0,0293	0,0372
<i>d₇₇</i>	-0,4661***	0,0425	-0,1254***	0,0402
<i>d₇₆</i>	-0,4919***	0,0424	-0,1451***	0,0401
<i>d₇₅</i>	-0,4810***	0,0413	-0,1015**	0,0399
<i>d₇₄</i>	-0,5099***	0,0411	-0,1381***	0,0400
<i>d₇₃</i>	-0,4881***	0,0409	-0,1265***	0,0396
<i>d₇₂</i>	-0,4811***	0,0399	-0,1456***	0,0395
<i>d₇₁</i>	-0,4855***	0,0392	-0,1879***	0,0386
<i>d₇₀</i>	-0,4348***	0,0388	-0,1674***	0,0392
<i>d₆₉</i>	-0,4135***	0,0387	-0,1551***	0,0401
<i>d₆₈</i>	-0,4373***	0,0375	-0,1709***	0,0389
<i>d₆₇</i>	-0,4112***	0,0373	-0,1248***	0,0402
<i>d₆₆</i>	-0,3576***	0,0371	-0,1444***	0,0406
<i>d₆₅</i>	-0,3688***	0,0362	-0,1357***	0,0390
<i>d₆₄</i>	-0,3146***	0,0358	-0,0891**	0,0399
<i>d₆₃</i>	-0,2901***	0,0358	-0,0967**	0,0388
<i>d₆₂</i>	-0,2862***	0,0346	-0,0755*	0,0396
<i>d₆₁</i>	-0,2473***	0,0355	-0,0904**	0,0403
<i>d₆₀</i>	-0,1935***	0,0356	-0,0689*	0,0393
<i>d₅₉</i>	-0,1574***	0,0350	-0,0925**	0,0396
<i>d₅₈</i>	-0,1185***	0,0348	-0,0759*	0,0393
<i>d₅₇</i>	-0,1004***	0,0351	-0,0099	0,0430
<i>d₅₆</i>	-0,0784**	0,0341	0,0339	0,0426
λ	-0,1362***	0,0306	0,3775***	0,0275
<i>constante</i>	0,0918	0,0684	-1,0261***	0,0690

Nota: ***, ** e * = significativos a 1%, a 5% e a 10%, respectivamente. DP = desvio-padrão.

Fonte: elaboração própria em 2022.

O sinal negativo do coeficiente da variável Razão da Inversa de Mills (λ) para os homens indica que as variáveis latentes (não mensuradas), como o talento individual, impactam

negativamente os coeficientes da equação de rendimentos, ou seja, caso essa equação fosse estimada por métodos convencionais, sem a utilização de λ , os valores encontrados seriam superestimados (Carvalho; Néri; Silva, 2006). Já o sinal positivo, identificado para as mulheres, indica que os fatores não observados impactam positivamente os coeficientes da equação de rendimento, ou seja, a análise por métodos convencionais, sem a utilização de λ , geraria resultados subestimados para pessoas do gênero feminino (Pereira *et al.*, 2013).

No que tange às variáveis de escolaridade, é possível observar que os resultados indicam que quanto maior o nível educacional do trabalhador, mais elevado o seu rendimento no mercado de trabalho formal. Os resultados mostram também que o fato de o indivíduo ingressar no ensino superior tem efeito consideravelmente maior sobre os retornos salariais, confirmando a existência do efeito limiar da educação, sugerido por Hoffmann e Simão (2005). Nesse caso, o retorno salarial da educação é notavelmente maior quando o indivíduo ultrapassa os dez anos de estudo, ou seja, a partir da última série do ensino médio (Hoffmann; Simão, 2005). No que se refere à comparação entre os gêneros, é possível observar uma vantagem para as mulheres quando se analisa o retorno da educação sobre os rendimentos provenientes do trabalho principal em todos os níveis analisados.

Já em relação aos coeficientes das variáveis que representam o produto cruzado das *dummies* de educação com a *dummy* de ano, encontrou-se como resultado que, de maneira geral, os maiores níveis de escolaridade tiveram impactos mais elevados sobre os salários em 1995 do que em 2015. O maior retorno salarial à educação no ano de 1995, quando comparado ao de 2015, pode ser explicado pelo aumento do nível educacional dos brasileiros ao longo do tempo, o que resultou em uma oferta maior de trabalhadores qualificados que não foi acompanhada, na mesma proporção, pela demanda. A existência de excedente de trabalhadores qualificados no mercado geraria diminuição do retorno salarial à educação. Adicionalmente, há indícios de queda na qualidade da educação brasileira, o que tem como resultado a diminuição da produtividade dos trabalhadores e, conseqüentemente, dos seus rendimentos (Pauli; Nakabashi; Sampaio, 2010, 2012; Ribeiro, 2016; Veloso, 2011).

Quanto às variáveis referentes à experiência, foi observado o comportamento esperado, ou seja, que a experiência afeta positivamente os rendimentos dos indivíduos até determinado nível. Depois, seu efeito passa a decrescer, resultado do avançar da idade, o que implicaria dificuldade de realização de tarefas e, conseqüentemente, queda da eficiência produtiva do trabalhador (Kassouf, 1997). Já em relação ao coeficiente do produto cruzado da variável experiência com a *dummy* de ano, foi possível observar que a experiência afetou os salários dos homens de forma mais acentuada em 2015. O resultado encontrado para os homens pode estar relacionado ao aumento do nível médio da escolaridade da população brasileira e à maior disposição de mão de obra qualificada no mercado. Logo, o excedente de trabalhadores qualificados pode ter feito com que a experiência passasse a ser um grande diferencial para contratação e remuneração dos trabalhadores (Ribeiro, 2016).

No entanto, para as mulheres observou-se o contrário: mesmo com maior excedente de mão de obra qualificada no mercado, a experiência foi mais importante para a remuneração em 1995. Isso pode ser resultado de pequenas mudanças que ocorreram nos postos de trabalho ocupados por pessoas do gênero feminino. Mesmo apresentando uma média de escolaridade maior que a dos homens em 1995, as mulheres ocupavam, em sua maioria, cargos ligados a serviços pessoais, como empregadas domésticas, costureiras, lavadeiras, passadeiras e cozinheiras, nos quais a experiência tinha grande impacto na remuneração (Lavinias, 1997; Leone, 1998). Porém, nos últimos anos, as mulheres ampliaram seu espaço no mercado de trabalho, adentrando em atividades que exigem maior qualificação, ou seja, nas quais a

experiência não teria o mesmo impacto que o dos postos de serviços pessoais sobre os salários. Afinal, o nível educacional passa a ser o principal diferencial para a ocupação dos novos cargos. Alguns exemplos são os postos de engenheiras, advogadas, entre outras profissões, antes desempenhadas majoritariamente por homens (Madalozzo, 2010).

Com relação à cor, percebe-se que, para homens e mulheres, os rendimentos dos brancos e amarelos foram superiores àqueles auferidos por pretos, pardos e indígenas. Esses resultados são similares aos encontrados por Campante, Crespo e Leite (2004), Matos e Machado (2006) e Soares (2000), que sugerem que uma parte desse diferencial se refere à ocorrência de discriminação racial no mercado de trabalho. Por sua vez, os indicadores das regiões de residência dos indivíduos, conforme esperado, mostram que o maior dinamismo econômico dos mercados, causado pelo maior desenvolvimento agroindustrial das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, em comparação às regiões Norte e Nordeste, aumentaram o rendimento auferido pelos trabalhadores; resultado também encontrado por Cirino (2018), Gama e Machado (2014) e Santos, Pales e Rodrigues (2014). No mesmo sentido, o fato de as mulheres residirem em regiões metropolitanas resultou em maiores remunerações quando comparadas àquelas que estavam nas demais regiões. Para os homens, essa variável não foi significativa.

Em relação aos setores de atividade, quando comparados os trabalhadores do setor agrícola àqueles que atuavam na indústria, construção, serviços e comércio, foi possível observar que o impacto sobre os salários desses indivíduos foi maior que o daqueles do setor agrícola, para ambos os gêneros. Esse resultado reforça a ideia de que o setor agrícola seria o menos rentável quando se analisa somente os rendimentos do trabalho principal (Cirino, 2018; Santos; Lelis, 2018). Isso ocorre porque aproximadamente 66% da mão de obra empregada no setor agropecuário brasileiro vem da agricultura familiar, que é caracterizada pelo comércio de pequenos excedentes de produção, ou seja, os trabalhadores da agricultura familiar não apresentam grandes remunerações (Grossi, 2019).

Para as variáveis referentes aos produtos cruzados dos setores de atividade com a *dummy* de ano foi possível observar que, para os homens, houve diminuição da remuneração em todos os setores em 2015. Para as mulheres, os coeficientes da indústria e do comércio não foram significativos, e os setores de construção e serviços apresentaram acréscimo de remuneração. Esse resultado pode ter sido por conta da redução do *gap* salarial entre homens e mulheres que vem ocorrendo nos últimos anos, impulsionado pelo aumento comparativo da escolaridade feminina, que acaba refletindo em ganhos salariais em grande parte dos setores. Cotrim, Teixeira e Proni (2020) atribuíram a redução do *gap* salarial à diminuição de 2,12% no salário médio real masculino e ao aumento do salário médio real das mulheres em 1,49% no período de 2014 a 2018 para trabalhadores formais. Por fim, para as variáveis de controle (*dummies* de coorte), observou-se que, em sua maioria, elas foram estatisticamente significativas tanto para os homens quanto para as mulheres. Esse resultado evidencia a importância dessas variáveis como controle na regressão, pois são responsáveis por captar os EF e controlar os indivíduos no tempo.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A concepção de que a elevação do nível educacional resulta no aumento da produtividade e, em geral, da remuneração por parte dos indivíduos já é amplamente consolidada na literatura. No entanto, o preço pago pelo aumento da produtividade dos trabalhadores, impulsionado pelo ganho de habilidades por meio do investimento em educação (retorno salarial à educação), sofreu alterações ao longo dos anos em economias que não estavam estagnadas.

Dessa forma, dadas as transformações ocorridas no período em análise, que fizeram com que o retorno salarial à educação não fosse constante, este estudo analisou o efeito da educação sobre os rendimentos provenientes do trabalho principal dos indivíduos ao longo do tempo. Tal análise ocorreu de forma separada para homens e mulheres, utilizando uma estrutura de pseudo-painel, formada pelos dados da PNAD de 1995 e 2015, controlando os EF e os indivíduos no tempo por meio da criação de *dummies* de coorte e de tempo, para se controlar de forma conjunta os vieses de seletividade amostral e de heterogeneidade não observada.

Os resultados indicaram um aumento nos retornos da educação conforme os diferentes níveis de ensino analisados, tanto para homens quanto para mulheres. Percebe-se que o retorno da escolaridade é mais elevado para as pessoas do gênero feminino quando comparado com os observados para os homens. Além disso, observou-se que o retorno à educação no Brasil era maior no ano de 1995 do que em 2015. Para as variáveis de experiência, encontrou-se como resultado o comportamento quadrático padrão de U invertido. Já para as variáveis que representam o produto cruzado entre a experiência e a *dummy* de ano, o resultado encontrado foi o de que a experiência teve efeitos maiores sobre os salários dos homens em 2015 do que em 1995, enquanto para as mulheres o efeito foi maior em 1995.

Sobre os setores de atuação dos trabalhadores, no geral, o setor agrícola foi um dos mais penalizados quanto à diferenciação salarial existente entre os setores de atividade analisados. Foi possível observar, ainda, que houve diminuição do retorno salarial em todos os setores para os homens e aumento em grande parte dos setores para as mulheres no ano de 2015, comparando-se com 1995. Os demais resultados apresentados por meio das estimações realizadas realçam a influência das características dos indivíduos (produtivas ou não), bem como características geográficas na determinação dos salários e na probabilidade de estar empregado, para ambos os gêneros. Por fim, para trabalhos futuros, sugere-se que sejam identificadas e utilizadas formas de identificação e correção do viés de simultaneidade, não abordado neste trabalho. Além desse ponto, também se sugere estudos a respeito dos problemas de heterogeneidade não observada e viés de seleção amostral, para que possam ser apresentados resultados ainda mais consistentes para a equação de rendimentos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARAÚJO, J. P. F.; ANTIGO, M. F. Desemprego e qualificação da mão de obra no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, [s. l.], v. 20, n. 2, p. 308-335, ago. 2016.
- BATISTA, N. N. F.; CACCIAMALI, M. C. Diferencial de salários entre homens e mulheres segundo a condição de migração. **Revista Brasileira de Estudos de População**, [s. l.], v. 26, n. 1, p. 97-115, jun. 2009.
- BECKER, G. S. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. Nova Iorque: National Bureau of Economic Research (NBER), 1964. (*General Series*, 80).
- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, [s. l.], v. 70, n. 5, p. 9-49, out. 1962.
- BERNDT, E. R. **The practice of econometrics**: classic and contemporary. Reading: Addison-Wesley, 1996.
- CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia (RBE)**, [s. l.], v. 58, n. 2, p. 185-210, jun. 2004.

- CARPENA, L.; OLIVEIRA, J. B. **Estimativa do estoque de capital humano para o Brasil: 1981 a 1999**. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2002. 21 p. (Texto para discussão, n. 877).
- CARVALHO, A. P.; NÉRI, M. C.; SILVA, D. B. N. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 15., 2006, Caxambu. **Anais [...]**. Belo Horizonte: Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP), 2006. p. 1-19.
- CHECCHI, D. **The economics of education: human capital, family background and inequality**. Nova Iorque: Cambridge University Press, 2006.
- CIRINO, J. F.; DALBERTO, C. R. Trabalhadores formais *versus* informais: diferenças de rendimento para a região metropolitana de Belo Horizonte. **Perspectiva Econômica**, [s. l.], v. 11, n. 2, p. 81-94, jul./dez. 2015.
- CIRINO, J. F. Discriminação por gênero no mercado de trabalho: uma comparação do diferencial de rendimento entre homens e mulheres para os anos de 2002 e 2014. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 51, jul./dez. 2018.
- CIRINO, J. F. **Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho**: análises de decomposição para o Brasil e as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. 2008. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2008.
- COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, F. V. **Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral**: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. Brasília: Ipea, 2010. 22 p. (Texto para discussão, n. 1483).
- COSTA, R. A.; COSTA, E. M.; MARIANO, F. Z. Diferenciais de rendimentos nas áreas rurais do Brasil. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 25, n. 4, p. 112-135, out./dez. 2016.
- COTRIM, L. R.; TEIXEIRA, M. O.; PRONI, M. W. **Desigualdade de gênero no mercado de trabalho formal no Brasil**. Campinas: Unicamp, 2020. 28 p. (Texto para discussão, n. 383).
- CUGINI, S. C. B. *et al.* A força de trabalho feminina no mercado de trabalho brasileiro: discriminação salarial por gênero em 2002 e 2011. *In: ENCONTRO DE ECONOMIA PARANAENSE*, 11., 2014, Apucarana. **Anais [...]**. Apucarana: Universidade Estadual do Paraná, 2014.
- DALBERTO, C. R.; CIRINO, J. F. Informalidade e segmentação no mercado de trabalho brasileiro: evidências quantílicas sob alocação endógena. **Nova Economia**, [s. l.], v. 28, n. 2, p. 417-460, ago. 2018.
- DEATON, A. Panel data from times series of cross-sections. **Journal of Econometrics**, Amsterdã, v. 30, n.1-2, p. 109-126, out./nov. 1985.
- DUARTE, L. B.; CIRINO, J. F.; SETTE, A. B. P. Diferencial de salários no mercado formal/informal para as regiões metropolitanas do Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste (REN)**, Fortaleza, v. 49, n. 1, p. 9-24, jan./mar. 2018.
- GAMA, L. C. D.; MACHADO, A. F. Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010. **Estudos Avançados**, [s. l.], v. 28, n. 81, p. 155-174, ago. 2014.
- GROSSI, M. D. A Identificação da agricultura familiar no Censo Agropecuário 2017. **Revista NECAT: Revista do Núcleo de Estudos de Economia Catarinense**, Florianópolis, v. 8, n. 16, p. 46-61, jul./dez. 2019.

- HARTZE, W. M. **Returns to education in Brazil**: a pseudo panel and sample selection bias approach. 2020. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2020.
- HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. **Fifty years of Mincer earnings regressions**. Cambridge: NBER, 2003. (Texto para Discussão, n. 9732).
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, [s. l.], v. 47, n. 1, p.153-161, jan. 1979.
- HIMAZ, R.; ATURUPANE, H. Returns to education in Sri Lanka: a pseudo-panel approach. **Education Economics**, [s. l.], v. 24, n. 3, p. 300-311, jan. 2015.
- HOFFMANN, R. Polarização da distribuição de renda no Brasil. **Revista Econômica**, [s. l.], v. 10, n. 2, p. 169-186, dez. 2008.
- HOFFMANN, R.; SIMÃO, R. C. S. Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões. **Nova Economia**, v. 15, n. 2, p. 35-62, maio/ago. 2005.
- IBGE (Brasil). **PNAD Contínua**. Rio de Janeiro: IBGE, 2017. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/multidominio/condicoes-de-vida-desigualdade-e-pobreza/17270-pnad-continua.html?=&t=o-que-e>. Acesso em: 30 jul. 2022.
- IBGE (Brasil). **Séries**: históricas e estatística. Rio de Janeiro: IBGE, 2009. Disponível em: <https://seriesestatisticas.ibge.gov.br/series.aspx?no=4&op=0&vcodigo=ECE370&t=media-anos-estudo-pessoas-10-anos>. Acesso em: 30 jul. 2022.
- KASSOUF, A. L. O efeito do trabalho infantil para os rendimentos dos jovens, controlando o *background* familiar. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13., 2002, Ouro Preto. **Anais [...]**. Belo Horizonte: ABEP, 2002. p. 1-13.
- KASSOUF, A. L. Retornos à escolaridade e ao treinamento nos setores urbano e rural do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, [s. l.], v. 35, n. 2, p. 59-76, abr./jun. 1997.
- KEMELBAYEVA, S. Returns to schooling in Kazakhstan: an update using a pseudo-panel approach. **Eurasian Economic Review**, [s. l.], v. 10, n. 3, p. 437-487, abr. 2020.
- JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos econométricos**. 4. ed. Lisboa: McGraw-Hill. 2001.
- LAVINAS, L. Emprego feminino: o que há de novo e o que se repete. **Dados**, [s. l.], v. 40, n. 1, p. 41-67, 1997.
- LEONE, E. T. A expansão do emprego feminino, na região metropolitana de São Paulo, nos anos 90. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 11., 1998, Caxambu. **Anais [...]**. Belo Horizonte: ABEP, 1998. p. 2345-2368.
- MADALOZZO, R. Occupational segregation and the gender wage gap in Brazil: an empirical analysis. **Economia Aplicada**, [s. l.], v. 14, n. 2, p. 147-168, jun. 2010.
- MAGALHÃES, R.; VENDRAMINI, A. Os impactos da quarta revolução industrial: o Brasil será uma potência sustentável com condições de capturar as oportunidades que surgem com as mudanças econômicas, ambientais, sociais e éticas provocadas pelas novas tecnologias? **GVEXECUTIVO**, v. 17, n. 1, p. 40-43, jan./fev. 2018.
- MARIANO, F. Z. *et al.* Diferenciais de rendimentos entre raças e gêneros, nas regiões metropolitanas, por níveis ocupacionais: uma análise através do pareamento de Ñopo. **Estudos Econômicos**, [s. l.], v. 48, n. 1, p. 137-173, mar. 2018.

- MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001). **Econômica**, [s. l.], v. 8, n. 1, p. 5-27, 2006.
- MATTOS, L. B. *et al.* Efeitos do trabalho infantil sobre a educação na Região Nordeste do Brasil. **REN**, Fortaleza, v.37, n.3, p. 356-367, jul./set. 2006.
- MINCER, J. A. **Schooling, experience, and earnings**. Nova Iorque: NBER, 1974.
- MOFFITT, R. Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections. **Journal of Econometrics**, [s. l.], v. 59, n. 1-2, p. 99-123, set. 1993.
- OLIVEIRA, A. M. H. C. de. **Acumulando informações e estudando mudanças ao longo do tempo**: análises longitudinais do mercado de trabalho brasileiro. 2002. 151 f. Tese –Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2002.
- PAULI, R. C.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. V. **Fatores de oferta e demanda na qualificação dos trabalhadores brasileiros**. Curitiba: UFPR, 2010. (Texto para discussão, n. 3).
- PAULI, R. C.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. V. Mudança estrutural e mercado de trabalho no Brasil. **Revista de Economia Política**, [s. l.], v. 32, n. 3, p. 459-478, set. 2012.
- PEREIRA, V. F. *et al.* Avaliação dos retornos à escolaridade para trabalhadores do sexo masculino no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, [s. l.], v. 17, n. 1, p. 153-176, abr. 2013.
- PNUD. **Human Development Report 2016**: human development for everyone. Nova Iorque: PNUD, 2016.
- RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 349-365, set. 2006.
- RIBEIRO, M. G. Desigualdades de renda: a escolaridade em questão. **Educação & Sociedade**, [s. l.], v. 38, n. 138, p. 169-188, dez. 2016.
- RODRÍGUEZ, J. J. M.; MURO, J. Consistent estimation of pseudo panels in the presence of selection bias. **Economics**, [s. l.], v. 8, n. 1, p. 1-25, dez. 2014.
- SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **RBE**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 2, p. 249-265, abr./jun. 2004.
- SAKURAI, R.; ZUCHI, J. D. As revoluções industriais até a indústria 4.0. **Interface Tecnológica**, [s. l.], v. 15, n. 2, p. 480-491, dez. 2018.
- SANTOS, B. L. P.; LELIS, L. V. C. Movimentos pendulares e diferenciais de salários no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, [s. l.], v. 12, n. 4, p. 521-542, 2018.
- SANTOS, G. R.; PALES, R. C.; RODRIGUES, S. G. Desigualdades regionais no Brasil: 1991-2010. **InterSciencePlace**: Revista Científica Internacional, [s. l.], v. 1, n. 31, p. 145-267, out./dez. 2014.
- SCHULTZ, T. W. Capital formation by education. **Journal of Political Economy**, [s. l.], v. 68, n. 6, p. 571-583, dez. 1960.
- SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **The American Economic Review**, [s. l.], v. 51, n. 1, p. 1-17, mar. 1961.
- SÉCCA, R. X.; SOUZA, R. M. L. Análise do setor de ensino superior privado no Brasil. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 30, p. 103-156, set. 2009.
- SOARES, S. S. D. **Perfil da discriminação no mercado de trabalho**: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Brasília: Ipea, 2000. 26 p. (Texto para discussão, n. 769).

SOUZA, P. F. L. **Importância da discriminação nas diferenças salariais**: uma análise para o Brasil e suas regiões para os anos de 2002, 2006 e 2009. 2011. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2011.

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

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

VELOSO, F. A evolução recente e propostas para a melhoria da educação no Brasil. *In*: BACHA, E. L.; SCHWARTZMAN, S. (org.). **Brasil**: a nova agenda social. Rio de Janeiro: LTC, 2011. p. 215-253.

WOLFF, E. N. **Poverty and income distribution**, 2. ed. West Sussex: Wiley-Blackwell, 2009.

Recebido em: 22/11/2022

Aceito para publicação em: 14/08/2024