

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

WIRON JOSÉ SARAIVA MATOS

**EFEITO DA EDUCAÇÃO SOBRE OS RENDIMENTOS PROVENIENTES DO
TRABALHO PRINCIPAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE PSEUDO-PAINEL**

VIÇOSA - MINAS GERAIS

2020

WIRON JOSÉ SARAIVA MATOS

**EFEITO DA EDUCAÇÃO SOBRE OS RENDIMENTOS PROVENIENTES DO
TRABALHO PRINCIPAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE PSEUDO-PAINEL**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientador: Francisco Carlos da Cunha Cassuce

VIÇOSA - MINAS GERAIS

2020

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da
Universidade Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

M433e
2020
Matos, Wiron José Saraiva, 1993-
Efeito da educação sobre os rendimentos provenientes do trabalho
principal no Brasil : uma análise de pseudo-painel / Wiron José Saraiva
Matos. - Viçosa, MG, 2020.
58 f. : il. ; 29 cm.

Orientador: Francisco Carlos da Cunha Cassuce.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.
Referências bibliográficas: f.51-58.

1. Renda - Distribuição - Brasil. 2. Mercado de trabalho. 3.
Igualdade na educação. 4. Sexo - Diferenças (Educação). 5. Retornos
financeiros. I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de
Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia. II. Título.

CDD 22. ed. 331.120981

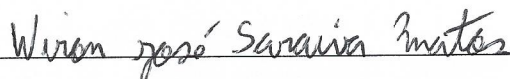
WIRON JOSÉ SARAIVA MATOS

**EFEITO DA EDUCAÇÃO SOBRE OS RENDIMENTOS PROVENIENTES DO
TRABALHO PRINCIPAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE DE PSEUDO-PAINEL**

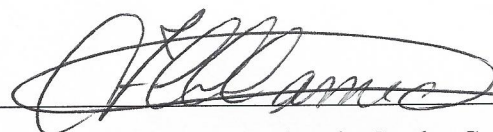
Dissertação apresentada à Universidade
Federal de Viçosa, como parte das exigências
do Programa de Pós-Graduação em Economia,
para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 20 de fevereiro de 2020.

Assentimento:



Wiron José Saraiva Matos
Autor



Francisco Carlos da Cunha Cassuce
Orientador

“A tarefa não é tanto ver aquilo que ninguém viu, mas pensar o que ninguém ainda pensou sobre aquilo que todo mundo vê”.

(Arthur Schopenhauer)

AGRADECIMENTOS

Agradeço a minha avó Thereza Saraiva de Souza pela torcida e apoio durante toda minha jornada de estudo, sua confiança em mim nunca me deixou desacreditar que eu era capaz.

Aos meus pais Aldomiro de Matos Miranda e Maria Betânia Saraiva de Souza por me ajudarem da maneira que podiam, me incentivando sempre a alcançar patamares mais elevados na linha do conhecimento.

A minha irmã Késia pela prontidão na hora de ajudar a resolver problemas.

Ao meu irmão Pedro pelo companheirismo.

A Bianca por estar ao meu lado me ajudando e apoiando nessa fase decisiva da minha vida.

Aos meus amigos por escutarem todos os meus desabafos e ajudarem a levantar o meu astral.

Ao Professor Evandro Camargos Teixeira pelas correções e sugestões.

Especialmente agradeço o Professor Francisco Carlos da Cunha Cassuce pela valorosa orientação, suas correções e dicas ajudaram no meu desenvolvimento como pesquisador.

A Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Economia pela oportunidade de aprendizado e desenvolvimento pessoal.

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), por apoiar a execução de pesquisas no Brasil.

RESUMO

MATOS, Wiron José Saraiva, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2020. **Efeito da educação sobre os rendimentos provenientes do trabalho principal no Brasil: Uma análise de pseudo-painel.** Orientador: Francisco Carlos da Cunha Cassuce.

Atualmente, a concepção de que a elevação do nível educacional resulta no aumento da produtividade e, em geral, da remuneração por parte dos indivíduos é amplamente consolidada. Tal concepção tem seus primórdios na criação da Teoria do Capital Humano, que, nas últimas décadas, vem sendo a base para diversos trabalhos que buscam analisar qual a magnitude do efeito da educação sobre os rendimentos dos indivíduos. Seguindo essa linha, esse estudo analisa o retorno salarial à educação para trabalhadores formais no Brasil, de forma separada para indivíduos do sexo masculino e feminino, utilizando como base a equação minceriana. No entanto, o modelo aqui proposto traz algumas inovações em relação aos estudos convencionais de retorno salarial à educação no Brasil. Uma destas novidades é a análise do efeito da educação sobre os salários em um intervalo de 20 anos. A segunda novidade implementada é a tentativa de se controlar os vieses de heterogeneidade não observada e de seleção amostral, de forma concomitante. Para tal, foram empilhados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), dos anos de 1995 e 2015. Adicionalmente, foram criadas *dummies* de coorte e de tempo, formando um pseudo-painel com o intuito de captar os efeitos fixos e controlar os indivíduos no tempo. Em seguida, aplicou-se o procedimento em dois estágios de Heckman (1979). Os resultados apontaram um retorno crescente à educação em relação aos níveis de ensino analisados, tanto para homens quanto para mulheres. Porém, observou-se também que o retorno à escolaridade diminuiu com o passar dos anos, para ambos os gêneros. Além disso, o estudo mostrou que a experiência teve efeito maior sobre os salários dos homens no ano de 2015, enquanto para as mulheres o efeito foi maior no ano de 1995. Por fim, observou-se que o setor agrícola foi o mais penalizado em termos de retornos salariais e que houve diminuição do retorno salarial dos homens em todos os setores analisados no ano de 2015, enquanto para as mulheres houve acréscimo salarial em grande parte dos setores, o que ajudou a reduzir o *gap* salarial existente entre os gêneros.

Palavras-Chave: Retorno salarial à educação. Pseudo-painel. Heckman. Desigualdade de gênero

ABSTRACT

MATOS, Wiron José Saraiva, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2020. **Effect of education on earnings from main job in Brazil: A pseudo-panel analysis.** Adviser: Francisco Carlos da Cunhas Cassuce.

The conception that raising the educational level results in increased productivity and, in general, the remuneration of individuals today is largely consolidated. Such conception has its beginnings in the creation of the Human Capital Theory, which, in the last decades, has been the basis for several studies that seek to analyze the magnitude of the effect of education on the income of individuals. Following this line, this study analyzes the wage return to education for formal workers in Brazil, separately for male and female individuals, using the Mincerian equation as a basis. However, the model proposed here brings some innovations in relation to conventional studies of wage return to education in Brazil, one of these novelties is the analysis of the effect of education on wages over a period of 20 years. The second novelty implemented is the attempt to control the biases of unobserved heterogeneity and sample selection concurrently. For this purpose, data from the Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), from 1995 and 2015, were stacked, forming a pseudo-panel. In addition, cohort and time dummies were created to capture fixed effects and control individuals over time. Then, Heckman's (1979) two-stage procedure was applied. The results showed an increasing return to education in relation to the levels of education analyzed, for both men and women. However, it was also observed that the return to schooling decreased over the years, for both genders. In addition, the study showed that experience had a greater effect on men's wages in 2015, while for women the effect was greater in 1995. Finally, it was observed that the agricultural sector was the most penalized in terms of wage returns and that there was a decrease in the wage return of men in all sectors analyzed in 2015, while for women there was an increase in wages in most sectors, a result that helped to reduce the wage gap between genders.

Keywords: Salary return to education. Pseudo-panel. Heckman. Gender inequality.

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	8
1.1	Objetivos	11
1.1.1	Objetivo geral	11
1.1.2	Objetivos específicos	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	12
2.1	Teoria do capital humano	12
2.1.1	Decisão de investimento em educação	12
2.1.2	Educação, experiência, habilidade e os ganhos dos indivíduos	14
3	METODOLOGIA.....	17
3.1	Modelo analítico.....	17
3.2	Fonte e tratamento de dados.....	28
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	29
4.1	Análise descritiva dos dados	29
4.2	Resultados da estimação da equação de participação no mercado de trabalho formal brasileiro.....	40
4.3	Resultados da estimação da equação de rendimentos para o mercado de trabalho formal brasileiro.....	44
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	49
	REFERÊNCIAS	51

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. Dessa forma, as pessoas estudariam visando, dentre outros fatores, melhores empregos e maiores salários.

No entanto, existem fatores que podem influenciar a decisão do nível de escolaridade almejado pelos indivíduos. As características familiares (background familiar) como, por exemplo, a renda familiar e o nível educacional dos pais, são alguns desses fatores, uma vez que os recursos financeiros da família podem se converter em investimento em educação e o nível educacional dos pais pode servir de inspiração e suporte nas tarefas escolares, resultando assim em um melhor desempenho escolar ao longo da vida do indivíduo (BASSETTO, 2019).

Outro fator, este de maior relevância para o presente estudo, é que o indivíduo pode tomar a decisão sobre o grau de escolaridade que almeja alcançar visando sua remuneração futura, onde ele realizaria uma análise de rentabilidade e avaliaria se o investimento em educação ao longo dos anos seria convertido em renda adicional futura.

Tais constatações tiveram início com os estudos seminais de Schultz (1960) e Becker (1962), onde os autores reconheceram a importância do nível educacional do indivíduo na sua produtividade e remuneração. A partir desses estudos, emergiu uma nova teoria, conhecida como Teoria do Capital Humano, onde o nível educacional, em conjunto com a saúde e com as habilidades inatas, ficou reconhecido por compor o estoque de capital humano¹.

Desde que surgiu, a Teoria do Capital Humano vem sendo a base para diversos trabalhos que buscam analisar qual a magnitude do efeito da educação sobre os rendimentos dos indivíduos. Um dos trabalhos mais influentes sobre a Teoria do Capital Humano é o de Mincer (1974). O autor foi o primeiro a identificar uma relação positiva e significativa entre a renda individual e maiores níveis educacionais.

Seguindo os estudos de Mincer (1974) diversos trabalhos no Brasil buscaram observar o efeito da educação sobre os rendimentos do trabalhador, alguns exemplos são: Resende e Wyllie (2006), Carvalho (2007), Salvato e Silva (2008), Arraes e Mariano (2014). Já na literatura internacional estudos como os de Gjipali e Kristo (2011), Kharbanda (2012) e Mazza *et al.* (2017) são alguns exemplos da vasta gama de trabalhos que tomam como base o estudo de Mincer (1974).

¹ Define-se como estoque de capital humano, todos os elementos intrínsecos ao indivíduo que proporcionam aumento da sua produtividade (CARPENA; OLIVEIRA, 2002).

No entanto, todos os trabalhos citados no parágrafo anterior fizeram uma análise-estática, ou seja, estudaram o retorno salarial à educação através de dados *cross-section* para um respectivo ano. Tal feito abre margem para uma discussão levantada por Heckman, Lochner e Todd (2003). Segundo os autores, uma análise estática do retorno salarial à educação pode gerar estimativas enviesadas a depender do contexto econômico, ou seja, a análise estática é válida para períodos em que a economia encontra-se estagnada, onde os preços pagos pelas habilidades adquiridas com um ano a mais de estudo não se alteram ao longo do tempo, cenário pouco comum. Heckman, Lochner e Todd (2003) reforçam que, no geral, o ambiente econômico não costuma ser estacionário e que os trabalhadores são capazes de antecipar, ao menos parcialmente, mudanças ao longo do tempo nos preços pagos por habilidades adquiridas com a aquisição de maiores níveis de escolaridade.

Sendo assim, a utilização de dados *cross-section* de um respectivo ano para a análise do retorno salarial à educação, que assume que os trabalhadores mais jovens baseiam suas expectativas de ganhos na experiência atual dos trabalhadores mais velhos, não é recomendada para o contexto econômico vivenciado nos últimos anos, onde houveram diversas transformações no perfil educacional do brasileiro, na indústria e nas relações trabalhistas.

Tais transformações estão 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 uma mão de obra com maior qualificação. As tecnologias utilizadas nas décadas passadas eram menos complexas e exigiam menor nível de instrução dos trabalhadores para que se pudesse atingir uma boa produtividade.

Segundo Saboia *et al.* (2009), o Brasil conseguiu manter durante anos sua competitividade econômica, utilizando mão de obra pouco qualificada e oferecendo baixos salários, quando comparado aos países que possuíam produção concorrente. Porém, com a abertura comercial ocorreram mudanças nos processos produtivos do país. A indústria deixou de ser intensiva em capital humano e passou a ser intensiva em capital físico, o que fez com que o trabalho manual, que demandava menor nível educacional dos trabalhadores, fosse substituído por um trabalho mais intelectual, que exigia um nível educacional mais elevado.

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

As transformações supracitadas dão indícios que o retorno salarial à educação no Brasil não se manteve estático nos últimos anos, uma vez que, em um primeiro momento, houve aumento da demanda por indivíduos mais instruídos, o que poderia levar à elevação do retorno salarial à educação. Porém, principalmente após os anos 2000, aumentou-se a oferta de trabalhadores com níveis educacionais mais elevados, fato que tenderia a resultar na diminuição do retorno educacional no país. Em acréscimo, Veloso (2011) apresenta a existência de uma queda na qualidade da educação a partir do ano de 1995, que teria como resultado a diminuição da produtividade por parte dos trabalhadores e, conseqüentemente, dos seus retornos salariais à educação.

Dado todo o contexto de transformações ocorridas no Brasil pós década de 1990 até os dias atuais, que teriam afetado os preços pagos pelas habilidades adquiridas pelos trabalhadores através da aquisição de um ano a mais de estudo, a análise estática via dados *cross-section* deixa de ser a melhor opção para análise do retorno salarial à educação. 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), no caso da análise via pseudo-painel, ao longo do tempo.

No Brasil são poucos os dados disponíveis advindos de pesquisas que acompanhem o mesmo indivíduo em mais de um período no tempo e por um período longo o suficiente de forma que seja capaz captar as alterações aqui citadas. Dessa forma, estudos como os de Sachida, Loureiro e Mendonça (2004), Suliano e Siqueira (2012) e Teixeira e Menezes-Filho (2012) utilizaram a técnica de pseudo-painel empilhando dados (*cross-section*) da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de diferentes anos para analisar o retorno à educação no país.

A literatura internacional é mais vasta no que tange a análise do retorno à educação em formato de painel e pseudo-painel. Alguns exemplos destes trabalhos são os de Warunsiri e Mcnownc (2010), Fujiao (2010), Mora e Muro (2012) e Himaz e Aturupane (2016).

Visando reforçar a literatura nacional sobre a análise do retorno à educação por meio da técnica de pseudo-painel, este trabalho considerará os efeitos das variáveis sobre o indivíduo no tempo. Para isto, serão empilhados dados da Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios (PNAD) de dois anos, 1995 e 2015, ou seja, serão acompanhados indivíduos característicos em um intervalo temporal de 20 anos. Este procedimento é de grande

relevância, uma vez que tornaria possível observar como as variações das variáveis explicativas do modelo, em especial do nível educacional, afetariam os rendimentos dos indivíduos com o passar do tempo.

Outro ponto é que através da análise temporal ter-se-ia a possibilidade de captar mudanças estruturais na sociedade, como, por exemplo, o aumento da participação da mulher no mercado de trabalho. Tal fato poderia resultar em uma diminuição da diferenciação salarial existente entre homens e mulheres. Ramos e Vieira (2001) ressaltam que além da discriminação de mercado (gênero e cor), diferenças entre os postos de trabalho e segmentação (setorial e formal-informal) são fatores que também podem afetar os salários dos indivíduos, causando um problema denominado viés de seleção amostral. Como forma de contornar parte desse problema, o presente estudo analisará indivíduos dos sexos masculino e feminino separadamente. Além disso, a amostra analisada contará apenas com o setor formal.

Dessa forma, o presente estudo acadêmico se justifica, além de complementar os trabalhos que utilizam a técnica de pseudo-painel para estimar o retorno à educação no Brasil, pela tentativa de se controlar de forma conjunta os vieses relacionados ao problema de seletividade amostral e de heterogeneidade não observada. A presença destes vieses pode gerar resultados superestimados ou subestimados do retorno à educação. Poucos são os trabalhos que buscaram controlar as adversidades supracitadas de forma concomitante, tanto no âmbito nacional, quanto internacional.

1.1 Objetivos

1.1.1 Objetivo geral

Analisar o efeito da educação sobre os rendimentos provenientes do trabalho principal dos indivíduos no tempo, considerando um intervalo de 20 anos (1995 e 2015).

1.1.2 Objetivos específicos

a) Analisar o efeito das características dos indivíduos (produtivas ou não) no tempo, como cor e experiência, sobre o rendimento proveniente do trabalho principal.

b) Analisar o efeito de variáveis regionais, sendo elas referentes ao fato de os indivíduos residirem nas mesorregiões do Brasil e em regiões metropolitanas, sobre o rendimento proveniente do trabalho principal em uma análise temporal.

c) Analisar o efeito dos setores de atividade dos trabalhadores sobre o rendimento auferido no trabalho principal no tempo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Teoria do capital humano

2.1.1 Decisão de investimento em educação

O modelo de capital humano é conhecido como uma extensão do modelo neoclássico de determinação de salários para a curva de oferta de trabalho de longo prazo, e tem como ênfase a determinação da produtividade marginal do trabalho. No modelo, cada indivíduo toma a decisão do quanto de escolaridade e treinamento adquirir, sendo que, a aquisição de escolaridade e de treinamento resulta em benefícios como, por exemplo, ganhos e/ou melhorias das habilidades por parte do indivíduo. O efeito de um maior nível de habilidades resulta em aumento da produtividade marginal do trabalhador e, conseqüentemente, dos seus salários futuros (CANGUSSU; SALVATO; NAKABASHI, 2010).

No entanto, há custos envolvidos na aquisição de escolaridade e de treinamento. Tais custos podem ser divididos em custos diretos e custos de oportunidade. Os custos diretos envolvem, por exemplo, despesas com materiais, mensalidades e suprimentos. Já os custos de oportunidade se relacionam com o rendimento perdido, que é a renda que poderia ser obtida se a pessoa estivesse trabalhando ao invés de estar em treinamento ou estudando (SCHULTZ, 1960, 1961).

Sabendo-se dos benefícios que podem ser adquiridos e dos custos envolvidos, o modelo básico da Teoria do Capital Humano consiste em duas possíveis escolhas por parte do indivíduo: ingressar no mercado de trabalho ou investir no aumento do seu estoque de capital humano (escolaridade ou treinamento). A escolha entre essas duas opções é vista como uma decisão de investimento, onde o estoque de capital humano (nível de escolaridade adquirido) é tratado como qualquer outro capital que gera certo retorno no mercado. Tal retorno é computado como a diferença entre a renda adicional gerada pelo nível de escolaridade e o custo de aquisição da educação (WOLFF, 2009).

Dessa forma, o indivíduo toma sua decisão comparando duas possibilidades de ganhos salariais ao longo da vida. A primeira é o caso em que ele opta por investir em educação em um momento inicial para auferir maiores rendimentos no futuro. Já a segunda, é o caso em que ele opta por ir direto para o mercado de trabalho após a conclusão do ensino médio, o que faz com que ele não tenha gastos com educação superior, porém, como resultado, ele irá atingir menores salários no futuro. Essa comparação é feita através do cálculo do valor presente dos rendimentos ao longo da vida do indivíduo, descontados a certa taxa de juros de mercado (WOLFF, 2009).

Como exemplo, adaptado de Wolff (2009), considere um indivíduo que toma a decisão de ingressar na faculdade, não auferindo renda dos 18 aos 22 anos (considerando 4 anos de graduação), e incorrendo em custos nesse período. Já um indivíduo que opte por ir direto para o mercado de trabalho após o ensino médio, começará a auferir renda aos 18 anos e não terá que arcar com os custos da faculdade. Porém, espera-se que o indivíduo que investiu em seu estoque de capital humano receba maiores rendimentos, após os 4 anos de faculdade, do que o indivíduo que foi direto para o mercado de trabalho.

Para apresentar o exemplo de forma numérica, considere o salário médio mensal dos indivíduos com ensino superior no Brasil, R\$5.110,00, e o salário médio mensal dos indivíduos com ensino médio, R\$1.727,00, observados a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), do ano de 2017 (IBGE, 2017). Ao transformar os salários médios mensais em valores anuais, obtém-se R\$61.320,00 e R\$20.724,00, respectivamente, para indivíduos com ensino superior e médio completo. Em seguida, imagine que o indivíduo com ensino médio comece a trabalhar com 18 anos e o com ensino superior com 22 anos. Ao levar em consideração a taxa de juros Selic de 2017, 7,10% ao ano (a.a.), é possível observar o rendimento presente ao longo da vida em ambos os casos:

$$VP_{EM} = \frac{20.724,00 - \left[\frac{20.724,00}{(1,071)^{48}} \right]}{1 - \left(\frac{1}{1,071} \right)} = R\$300.993,90 \quad (1)$$

$$VP_{ES} = \frac{46.606,26 - \left[\frac{46.606,26}{(1,071)^{44}} \right]}{1 - \left(\frac{1}{1,071} \right)} = R\$879.755,11 \quad (2)$$

onde: VP_{EM} e VP_{ES} são, respectivamente, o valor presente dos rendimentos ao longo da vida caso o indivíduo opte por ingressar no mercado de trabalho após o ensino médio e o valor presente dos rendimentos ao longo da vida caso ele opte por investir em educação primeiro. É válido ressaltar que este exemplo não considera a depreciação do capital humano.

O valor de R\$46.606,26, presente na equação (2) é equivalente ao valor da renda anual do indivíduo graduado (R\$61.320,00) descontada a uma taxa de juros de mercado (Selic) 7,10% a.a., para os quatro anos de faculdade em que o indivíduo não auferiu renda. O período considerado, 48 anos, é referente ao rendimento ao longo da vida e foi encontrado através do cálculo feito com base em uma idade de aposentadoria de 65 anos subtraída do tempo em que o indivíduo não estava no mercado de trabalho (65-17=48).

No exemplo exposto, a escolha do indivíduo seria de investir em educação antes de ingressar no mercado de trabalho, pois resulta em maiores rendimentos ao longo da vida, mesmo quando descontados para o valor presente.

No entanto, é necessário levar em consideração os custos de se investir em educação. Assume-se como exemplo, que o aluno irá estudar em uma cidade de porte médio onde a mensalidade do curso de graduação é R\$ 898,00 (R\$ 10.776,00 por ano)² e que os gastos com moradia assumem o valor de R\$500,00 por mês (R\$ 6.000,00 por ano), com alimentação de R\$ 600,00 por mês (R\$ 7.200,00 por ano), com materiais de R\$ 500,00 reais anuais e com transporte de R\$ 1800,00 anuais (R\$ 5,00 por dia). Tem-se então que o custo anual de se investir em educação, para um estudante em uma cidade de porte médio, da qual ele não era residente, é de R\$ 26.276,00. Ao considerar a mesma taxa de juros de mercado (Selic) de 7,10% a.a., tem-se que o valor presente da despesa com educação, D_{ES} , é:

$$D_{ES} = \frac{26.276,00 - \left[\frac{26.276,00}{(1,071)^4} \right]}{1 - \left(\frac{1}{1,071} \right)} = R\$95.106,74 \quad (3)$$

Assim, o valor presente dos ganhos ao longo da vida do indivíduo que investiu em educação levando-se em consideração os custos da educação é:

$$VP'_{ES} = VP_{ES} - D_{ES} = R\$879.755,11 - R\$95.106,74 = R\$784.648,37 \quad (4)$$

No exemplo apresentado, mesmo quando levado em consideração os custos da educação, a melhor escolha para o indivíduo é de investir em educação superior. No entanto, é válido ressaltar que alterações nos valores dos rendimentos anuais e/ou da taxa de juros de mercado podem alterar a escolha ideal do indivíduo. Além disso, é fundamental lembrar que os custos e as taxas de desconto podem variar de indivíduo para indivíduo, reflexo da assimetria e imperfeição do mercado (CHECCHI, 2006).

2.1.2 Educação, experiência, habilidade e os ganhos dos indivíduos

Diante do exposto, fica clara a relação entre educação e os rendimentos ao longo da vida dos indivíduos. Essa relação segue a definição do modelo de capital humano onde é possível observar que diferenças nos rendimentos são explicadas, em parte, por diferenças no nível educacional do trabalhador. Isso ocorre porque a escolaridade, por suposição do modelo,

² O valor médio da mensalidade de um curso superior no Brasil é proveniente do Mapa do Ensino Superior no Brasil do ano de 2017 (SEMESP, 2017).

aumenta a produtividade marginal do trabalhador. Um indivíduo não estaria disposto a investir em educação adicional, a não ser que seus ganhos fossem aumentados. Por outro lado, uma empresa só pagará mais a um trabalhador com maior nível educacional se sua produtividade for mais elevada que a dos trabalhadores menos instruídos. Por estas duas razões, existem diferenças sistemáticas nos ganhos de indivíduos com distintos níveis de escolaridade.

Uma segunda implicação que pode ajudar a explicar as diferenças nos ganhos dos trabalhadores vem do treinamento geral do trabalho, onde durante o período de treinamento os ganhos dos trabalhadores são efetivamente reduzidos pelos custos do treinamento, mas após esse período o produto marginal e os ganhos dos trabalhadores aumentam com o tempo. Além disso, embora o treinamento formal possa durar apenas um curto período, a maioria dos trabalhadores continua a aprender informalmente no trabalho. Portanto, espera-se que para a maioria dos trabalhadores a produtividade e os ganhos aumentem com os anos de experiência de trabalho. Assim, anos de experiência é um segundo fator que deve ajudar a explicar a variação salarial entre indivíduos (WOLFF, 2009).

É importante ressaltar que embora o nível de escolaridade seja fácil de identificar, por exemplo, na aplicação de questionários de pesquisa, a experiência exata do trabalhador é difícil de ser mensurada. Portanto, a idade é frequentemente usada como uma “proxy” para a experiência, uma vez que a experiência de trabalho normalmente aumenta com a idade da pessoa.

Dessa forma, de maneira a justificar a inclinação, inicialmente positiva, da curva idade-rendimentos, é possível citar dois argumentos de Becker (1964). O primeiro, é que a vida profissional é finita, as pessoas investirão em sua formação o mais cedo possível para que tenham um período mais longo para recuperar o investimento, ou seja, investe-se em educação e/ou treinamento no período inicial da vida para que se possa adquirir ganhos exponenciais posteriormente. O investimento tardio em escolaridade resulta em aumento dos ganhos por apenas um curto período, não impactando muito no valor agregado dos ganhos ao longo da vida do indivíduo.

O segundo argumento está de certa forma relacionado ao primeiro. Devido aos investimentos iniciais em capital humano os ganhos normalmente aumentam com a idade, porém, os custos de oportunidade de investir em capital humano também aumentam com o tempo. Isso ocorre pelo crescente aumento da penalidade de ganhos perdidos, ou seja, no início da vida os salários são baixos, fazendo com que os custos de oportunidade também sejam baixos. No entanto, mais tarde, os ganhos aumentam, elevando também os custos de

oportunidade. Por essas duas razões, os trabalhadores investiriam cedo em sua educação e/ou treinamento no trabalho e os ganhos deveriam, portanto, aumentar com a experiência no trabalho e, em média, com a idade.

No entanto, Mincer (1974) argumenta que o capital humano se deprecia com o avançar da idade, portanto, a relação idade-rendimentos só é crescente até certo ponto. Para o autor, as habilidades adquiridas ficam obsoletas com o passar do tempo, assim como o trabalho físico também sofre desgaste ao longo do tempo, resultando em diminuição da força e destreza do trabalhador.

Portanto, tem-se que a relação idade-rendimentos apresenta um formato côncavo (“U” invertido), com pico próximo a metade da vida do indivíduo, isso porque os rendimentos aumentam a partir de um investimento inicial em educação e/ou treinamento, e diminuem com a depreciação do capital humano ao longo do tempo (BERNDT, 1996).

Dessa forma, a experiência apresenta-se como outra variável que exerce influência sobre os rendimentos dos indivíduos e, mais uma vez, a teoria mostra como é importante considerar suas variações ao longo do tempo.

Um terceiro ponto relevante para explicar as diferenças salariais é a relação das habilidades inatas ao indivíduo com sua produtividade. Na Teoria do Capital Humano, as habilidades afetam direta e indiretamente os ganhos do trabalhador. A forma direta, é que trabalhadores com maiores habilidades têm melhores desempenho no trabalho. A forma indireta ocorre ao considerar-se que indivíduos com maiores “capacidades” apresentam melhor desempenho escolar e acabam, assim, atingindo maiores níveis educacionais. Ao atingir maiores níveis educacionais, por implicação do modelo, o indivíduo tem maior produtividade marginal e conseqüentemente auferir maiores rendimentos (WOLFF, 2009).

No entanto, a habilidade inata ao indivíduo é uma variável latente, entende-se por variáveis latentes aquelas que não podem ser medidas diretamente ou que são difíceis de serem mensuradas. No caso dos estudos que buscam analisar o retorno à educação através da equação de rendimentos é de extrema importância considerar os efeitos dessas variáveis, caso contrário, elas podem afetar consideravelmente os resultados do retorno salarial à educação, gerando um problema denominado de viés de habilidade³ (TEIXEIRA; MENEZES-FILHO, 2012).

De maneira a controlar esse viés, alguns estudos utilizam testes de QI ou testes de desempenho escolar como sinônimo de habilidade cognitiva. Outra forma de controle desse

³ O viés de habilidade detalhado na seção de metodologia.

viés é por meio da análise do indivíduo ao longo do tempo, através da utilização de dados em painel ou pseudo-painel.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo analítico

O objetivo deste estudo é analisar o efeito da educação sobre os rendimentos provenientes do trabalho principal no Brasil, considerando dados individuais em um intervalo de duas décadas, representados pelos dados das PNAD's dos anos de 1995 e 2015, empilhados considerando uma formatação de pseudo-painel.

Para avaliar os fatores que se associam aos rendimentos dos trabalhadores, utilizou-se como fundamento o arcabouço teórico da Teoria do Capital Humano. A partir dessa teoria, Mincer (1974) apresentou a equação de rendimentos, que visa relacionar os ganhos auferidos por um trabalhador com suas características pessoais (como educação e experiência). Autores como Chiswick (2003) destacam as vantagens de se utilizar a equação proposta por Mincer (1974), entre elas é interessante ressaltar o bom ajustamento entre teoria do investimento em capital humano e o contexto empírico, criando uma relação fidedigna entre realidade e teoria (SANTOS; LELIS, 2018).

A forma funcional mais comum da equação de salário minceriana é definida como:

$$\ln(W_i) = \beta X_i' + \varepsilon_i, \text{ onde } i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (5)$$

em que: $\ln(W_i)$ 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.

A equação minceriana é popular entre os pesquisadores que estudam o mercado de trabalho por causa de alguns atributos, sendo eles: i) sua forma funcional *ad-hoc*, pois ela é baseada na otimização do comportamento dos indivíduos e representa o processo do mercado; ii) permite a mensuração do custo do investimento em capital humano por meio da escolaridade e da experiência no mercado de trabalho; iii) é flexível quanto à inclusão de outras variáveis que afetam a renda dos indivíduos; e, iv) os coeficientes da equação estimada possuem interpretação econômica e seus desvios-padrão podem ser estimados (isso permite comparações temporais, de espaço e entre grupos demográficos) (CHISWICK, 2003).

Entretanto, a tentativa de obter estimativas da equação de rendimento pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode resultar em coeficientes enviesadas, pois, a

variável resultante depende da heterogeneidade dos trabalhadores, que é, em geral, não observável. Esta heterogeneidade está relacionada a fatores 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 estes atributos pode resultar em um problema conhecido como viés de habilidade.

Uma opção que ajudaria a contornar facilmente 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 cruzados 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 em definir coortes formadas por grupos de indivíduos que possuem características semelhantes e que não se alteram no tempo e a média de cada uma dessas coortes seria considerada um indivíduo característico.

Desse modo, para contornar o problema relacionado ao viés de habilidade, o presente estudo foca em uma particularidade do que foi discutido por Moffit (1993), sobre modelos lineares de painel com efeitos fixos. 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* de coortes. De acordo com Moffit (1993), ao estimar por MQO utilizando um modelo de pseudo-painel, as coortes estariam correlacionadas com os efeitos fixos, pois, assim como o EF, as variáveis utilizadas para a construção das coortes também são constantes no tempo. Diante disso, segundo o autor, o componente de efeitos fixos poderia ser representado pelas *dummies* de coorte, onde as variáveis utilizadas para a construção dessas *dummies* assumem a função de controle dos indivíduos no tempo, além de captar os efeitos fixos.

Cunha e Vasconcelos (2016) reforçam que ao estudar os indivíduos utilizando dados em pseudo-painel com a construção de *dummies* de coorte, controla-se o viés de habilidade, uma vez que as *dummies* de coorte são capazes de identificar as mudanças compartilhadas pelos indivíduos que nasceram no mesmo período e também conseguem captar diferenças de comportamento, hábitos, costumes e preferências.

Dessa forma, no presente 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 das PNAD's 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 (6). A seleção das variáveis foi baseada na Teoria do Capital Humano com adições propostas por Moffit (1993), Coelho, Veszteg e Soares (2010) e Cirino (2018).

$$\begin{aligned} \ln w_{i,t} = & \beta_1 + \beta_k \text{esc}_{k_{i,t}} + \beta_l \text{esc_x_ano}_{l_{i,t}} + \beta_{10} \text{expe}_{i,t} + \beta_{11} \text{expe}_{i,t}^2 + \\ & \beta_{12} \text{expe_x_ano}_{i,t} + \beta_{13} \text{expe}_{i,t}^2 \text{_x_ano}_{i,t} + \beta_{14} \text{cor}_{i,t} + \beta_{15} \text{regiao_met}_{i,t} + \\ & \beta_m \text{reg}_{m_{i,t}} + \beta_n \text{sa}_{n_{i,t}} + \beta_o \text{sa_x_ano}_{o_{i,t}} + \beta_p \bar{\phi}_{p_{i,t}}^* + v_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

onde: $\ln w_{i,t}$ é o logaritmo natural do salário/hora do indivíduo i , no tempo t ; $(\beta_1, \dots, \beta_{15}, \dots, \beta_p)$ são os parâmetros a serem estimados.

As variáveis $\text{esc}_{k_{i,t}}$ com $(k=1,2,3,4)$ representam quatro *dummies* de níveis de escolaridade, onde o grupo base foi formado por indivíduos com menos de 3 anos de estudo e $\text{esc}_1, \text{esc}_2, \text{esc}_3, \text{esc}_4$, são, respectivamente, indivíduos com 4 a 7 anos de estudo (ensino fundamental incompleto), 8 a 10 anos de estudo (ensino fundamental completo e médio incompleto), 11 anos de estudo (ensino médio completo) e superior a 11 anos de estudo (no mínimo ingressou no ensino superior).

Na sequência, apresentam-se as variáveis $\text{esc_x_ano}_{l_{i,t}}$ com $(l=1,2,\dots,4)$ 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 se pudesse 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.

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 em que ele começou a trabalhar, como apresentado por Resende e Wyllie (2006), e $\text{expe}_{i,t}^2$ seu quadrado. É válido ressaltar que, as variáveis que representam os níveis de escolaridade e a experiência são variáveis relacionadas à produtividade e foram incluídas com base na Teoria do Capital Humano.

Quanto às variáveis $\text{expe_x_ano}_{i,t}$ e $\text{expe}_{i,t}^2 \text{_x_ano}_{i,t}$, estas representam, respectivamente, os produtos cruzados da variável de experiência com a *dummy* de ano e da variável quadrática da experiência também com a *dummy* de ano. A inclusão destas variáveis

teve como intuito comparar o efeito da experiência sobre o rendimento do trabalho principal dos indivíduos no ano de 1995 em relação a 2015.

Na sequência, tem-se a variável $cor_{i,t}$, que é uma variável binária que indica a cor do agente econômico, esta 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 $regiao_met_{i,t}$ é uma variável que assumiu o valor 1 para os domicílios que estavam localizados em regiões metropolitanas e 0 caso contrário. Quanto às variáveis $reg_{m,i,t}$ com $(m = 1,2,3,4)$, estas representam as mesorregiões do Brasil, sendo que a região Nordeste foi utilizada como base, então, Reg_1 representa o Sudeste, Reg_2 o Sul, Reg_3 o Centro-Oeste e Reg_4 a região Norte.

Para representar os setores de atividade dos trabalhadores e captar parte da segmentação setorial do mercado, foram criadas *dummies*, $sa_{n,i,t}$ com $(n=1,2,3,4)$. Foram considerados como base os indivíduos que atuavam no setor agrícola por, de acordo com Cirino (2018) e Santos e Lellis (2018), este historicamente ser o setor com o menor retorno salarial. Assim, sa_1 representa o setor industrial, sa_2 , construção; sa_3 , serviços; e, sa_4 , comércio.

Na sequência, apresentam-se as variáveis $sa_x_ano_{q,i,t}$ com $(q= 1,2,3,4)$ que são variáveis formadas pelo produto cruzado entre os setores de atividade dos trabalhadores com a *dummy* de ano. Estas variáveis foram incluídas de maneira a captar os efeitos das transformações ocorridas nestes setores sobre os salários dos indivíduos, no período em análise.

Por fim, apresentam-se as variáveis $\bar{\Phi}_{oi,t}^*$ com $(o= 1,2,3,\dots,22)$ que representam as *dummies* de coortes; e, $v_{i,t}$ é o termo de erro aleatório com média 0 e variância constante. As *dummies* de coorte foram construídas de maneira a identificar, a partir dos dados da PNAD de 1995, os indivíduos com idade entre 18 e 40 anos e, a partir dos dados da PNAD de 2015, os indivíduos com idade entre 38 a 60 anos, ou seja, este estudo acompanhou os indivíduos característicos (médios) nascidos entre os anos de 1955 e 1977 nos dois bancos de dados.

Como exemplo, é possível demonstrar como foram construídas estas *dummies*. A primeira *dummy* de coorte assumiu valor 1 para indivíduos nascidos em 1977 (18 anos em 1995 e 38 anos em 2015), a segunda *dummy* de coorte 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 dos procedimentos mencionados controlarem o viés de habilidade, existe ainda um fator a ser considerado. Para estimar a equação (6) de forma direta seria necessário que todos os indivíduos observados auferissem 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. Apesar de parecer uma solução simples, excluir os indivíduos que não auferem renda advinda do trabalho poderia incorrer no problema denominado de viés de seleção amostral (HECKMAN, 1979).

Para a correção do viés de seleção amostral utilizam-se modelos de seletividade amostral, que para Garen (1984), partem do pressuposto de que a escolha não é uma variável exógena, mas uma ação de otimização. No presente caso, o viés de seleção considera a situação da mulher no mercado de trabalho. Santos, Matos e Cassuce (2019) apresentam que a probabilidade de mulheres e homens ingressarem no mercado de trabalho não são as mesmas, fazendo com que a escolha entre participar ou não do mercado não possa ser analisada como uma decisão aleatória, visto que qualquer uma das decisões é tomada em um processo de maximização dos seus benefícios. Assim, a amostra de indivíduos que participam do mercado de trabalho, foco desta pesquisa, deve ser considerada como não aleatória, fazendo-se necessária a utilização de um método para lidar com esse viés de seleção amostral.

Nesse caso, o procedimento em dois estágios proposto por Heckman (1979) é comumente utilizado e mostra-se eficaz em relação ao controle do viés de seletividade amostral. Tal método consiste em uma estimação em dois estágios, onde 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, através do modelo *probit*, os fatores que determinam a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho. Nesse primeiro estágio serão incluídas, junto ao conjunto de variáveis proposto por Coelho, Veszteg e Soares (2010) e Cirino (2018), *dummies* de coorte e de tempo para o controle de variáveis não observáveis. Dessa forma, a equação de seleção (1º estágio do modelo) apresenta-se da seguinte maneira:

$$\begin{aligned}
emp_{i,t} = & \alpha_1 + \alpha_2 rend_perc_tfontes_{i,t} + \alpha_k esc_{k_{i,t}} + \alpha_7 expe_{i,t} + \alpha_8 expe_{i,t}^2 + \\
& \alpha_l cd_{l_{i,t}} + \alpha_{11} cri_fam + \alpha_{12} cor_{i,t} + \alpha_{13} regio_met_{i,t} + \alpha_m reg_{m_{i,t}} + \alpha_o \bar{\Phi}_{o_{i,t}}^* + \\
& \alpha_{40} T_{i,t} + \mu_{i,t}
\end{aligned} \tag{7}$$

A equação (7), que será estimada separadamente para pessoas dos gêneros masculino e feminino, consiste na estimativa da probabilidade de participação do mercado de trabalho através do modelo *probit*, onde $emp_{i,t}$ é uma variável dicotômica que assumiu o valor 1 para os indivíduos que encontravam-se empregados e com rendimento positivo na semana de referência da PNAD e 0 para aqueles que estavam desempregados, na semana de referência, mas estavam procurando emprego no período referente ao mês anterior à pesquisa. Os parâmetros a serem estimados são representados por $(\alpha_1, \dots, \alpha_{40})$.

Para o conjunto de variáveis que explica a participação no mercado de trabalho, tem-se que $rend_perc_tfontes_{i,t}$ é a renda familiar per capita de todas as fontes, menos da oriunda do trabalho principal, para o indivíduo i no tempo t ; $cd_{l_{i,t}}$ ($l = 1$ e 2) são variáveis *dummies* 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 se caracteriza como uma variável binária, que assumiu o valor 1 para as 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, que assumiu o valor 1 para o ano de 2015 e 0 para o ano de 1995. Quanto as variáveis $esc_{k_{i,t}}$, $expe_{i,t}$, $expe_{i,t}^2$, $cor_{i,t}$, $regiao_met_{i,t}$, $reg_{m_{i,t}}$, $\bar{\Phi}_{o_{i,t}}^*$, estas também se encontram na equação (6) e já foram devidamente explicadas 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 baixo:

$$\lambda_i = \frac{\varepsilon \left(\frac{\alpha Z_{i,t}}{\sigma_u} \right)}{\xi \left(\frac{\alpha Z_{i,t}}{\sigma_u} \right)} \tag{8}$$

onde: $\mu_{i,t}$ são os erros-padrão da equação de seleção que apresentam, por suposição, distribuição normal, com médias zero e desvios-padrão σ_u e $Z_{i,t}$ representa o vetor de variáveis que afetam a probabilidade de homens e mulheres participarem do mercado de

trabalho, descritas em (7). Tem-se ainda que ε é a função densidade de probabilidade normal padrão e ξ a função de distribuição normal acumulada.

Após gerarem-se os λ 's, partiu-se para 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. Segundo Heckman (1979), para que se elimine o viés de seleção amostral causado pelo “truncamento” da equação de rendimentos, é necessário adicionar a esta equação a variável explicativa denominada razão inversa de Mills (λ). Ao trabalhar com a razão inversa de Mills como variável explicativa adicional na regressão de salários, as estimativas geradas para os indivíduos que fazem parte do mercado de trabalho apresentarão coeficientes consistentes (PEREIRA *et al.*, 2013).

Assim, a equação de rendimentos, segundo estágio do procedimento de Heckman (1979), se apresenta da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \ln w_{i,t} = & \beta_1 + \beta_k esc_{k_{i,t}} + \beta_l esc_x_ano_{l_{i,t}} + \beta_{10} expe_{i,t} + \beta_{11} expe_{i,t}^2 + \\ & \beta_{12} expe_x_ano_{i,t} + \beta_{13} expe^2_x_ano_{i,t} + \beta_{14} cor_{i,t} + \beta_{15} regio_met_{i,t} + \\ & \beta_m reg_{m_{i,t}} + \beta_n sa_{n_{i,t}} + \beta_o sa_x_ano_{o_{i,t}} + \beta_p \bar{\Phi}_{p_{i,t}}^* + \beta_{50} \lambda_{i,t} + v_{i,t} \end{aligned} \quad (9)$$

A equação (9) foi estimada separadamente para pessoas do gênero masculino e feminino e as variáveis utilizadas para o segundo estágio do procedimento de Heckman (1979), são as mesmas da equação (6), 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 (1º estágio), quanto para equação de rendimentos (2º estágio), devido à complexidade amostral dos dados da PNAD.

Uma última consideração a se fazer é sobre a possibilidade de existência do viés de simultaneidade, tal viés pode ocorrer quando a variável explicativa (nível educacional) é conjuntamente determinada com a variável dependente (salário), ou seja, pode existir uma relação simultânea entre as duas, uma vez que o nível educacional pode exercer influência sobre os salários ao mesmo tempo em que os salários podem influenciar o nível educacional dos indivíduos. Apesar da possibilidade de existência desse viés, o presente trabalho optou por dar enfoque no tratamento dos vieses de heterogeneidade não observada e de seletividade amostral.

Dessa forma, ao empilhar os dados das PNAD's 1995 e 2015, aplicar o procedimento de Heckman (1979) e adicionar ao modelo as variáveis que representam as *dummies* de coorte

de maneira a captar os efeitos fixos e controlar os indivíduos no tempo, assim como proposto por Moffit (1993), espera-se encontrar resultados consistentes, uma vez que foram tomadas medidas para controlar os problemas relacionados ao viés de heterogeneidade não observada e ao viés de seletividade amostral, citados anteriormente.

Assim, depois de apresentadas as equações do modelo, o Quadro 1 mostrará os sinais esperados para os coeficientes das variáveis das equações do primeiro e do segundo estágio do procedimento de Heckman (1979), com suas devidas justificativas.

Quadro 1- Sinais esperados para os coeficientes das variáveis das equações de participação e de rendimento.

Variáveis	Eq. de participação (1º estágio)	Eq. de rendimento (2º estágio)	Justificativas dos sinais esperados
<i>rend_perc_tfontes</i>	negativo	não aplicável	Espera-se que quanto maior a renda adquirida de fontes alternativas ao trabalho principal, menor a necessidade de o indivíduo atuar no mercado de trabalho formal (CIRINO, 2018).
<i>esc1</i> <i>esc2</i> <i>esc3</i> <i>esc4</i>	positivo e crescente com os níveis de escolaridade	positivo e crescente com os níveis de escolaridade	De acordo com a Teoria do Capital Humano quanto maior o nível de escolaridade do indivíduo maior sua produtividade, resultando, conseqüentemente, no aumento da probabilidade de estar empregado e da sua remuneração (WOLFF, 2009).
<i>esc1_x_ano</i> <i>esc2_x_ano</i> <i>esc3_x_ano</i> <i>esc4_x_ano</i>	não aplicável	negativo	Espera-se que o crescente aumento da oferta de mão de obra qualificada (Pauli, Nakabashi e Sampaio, 2010) em conjunto com a queda na qualidade da educação (Velo, 2011) tenha resultado em retornos salariais menores no ano de 2015 quando comparado a 1995.
<i>expe</i> <i>expe²</i>	positivo negativo	positivo negativo	Espera-se que a relação da experiência com a probabilidade de estar empregado e com a remuneração dos indivíduos tenha um formato de (“U” invertido), sendo crescente no período inicial de atividade econômica e passando a decrescer próximo a metade da vida do indivíduo por causa da depreciação do capital humano (BERNDT, 1996).
<i>expe_x_ano</i> <i>expe²_x_ano</i>	não aplicável	indefinido	O sinal esperado é indefinido a priori, pois não se sabe ao certo o efeito da experiência sobre os salários no período considerado.

Quadro 2- Sinais esperados para os coeficientes das variáveis das equações de participação e de rendimento. (Continuação)

Variáveis	Eq. de participação (1º estágio)	Eq. de rendimento (2º estágio)	Justificativas dos sinais esperados
<i>cd1</i> <i>cd2</i>	negativo	não aplicável	Espera-se que cônjuges e filhos apresentem menores probabilidades de estarem empregados que os chefes de família, pois os últimos, geralmente, têm maior reponsabilidade sobre o sustento da família (CIRINO, 2018).
<i>cri_fam</i>	negativo	não aplicável	Espera-se que para as mulheres o sinal seja negativo, pelo fato de os cuidados com as crianças serem atividades tradicionalmente femininas. Já para os homens, o sinal é indefinido a priori (CIRINO, 2018).
<i>cor</i>	positivo	positivo	O sinal esperado é positivo tanto para a equação de probabilidade de participação no mercado de trabalho, quanto para a equação de rendimentos, pois, existe a possibilidade de discriminação por raça, onde os pretos, pardos e indígenas têm maiores dificuldades quanto à formação e inserção no mercado de trabalho em relação aos brancos, como pode ser vistos nos trabalhos de Soares (2000) e Campante, Crespo e Leite (2004).
<i>regiao_met</i>	positivo	positivo	Espera-se encontrar sinal positivo, pelo fato destas regiões terem maior dinamismo de mercado, com a presença de diversas empresas e comércios que geram maiores ofertas de emprego e, em geral, maiores salários (CIRINO, 2018).
<i>sudeste</i> <i>sul</i> <i>norte</i> <i>centro_oeste</i>	positivo positivo indefinido positivo	positivo positivo indefinido positivo	O sinal esperado para as regiões sudeste, sul e centro-oeste é positivo, em razão do maior desenvolvimento agroindustrial dessas regiões quando comparadas à região base, nordeste, que acaba propiciando maiores oportunidades de emprego e maiores remunerações. Enquanto o sinal esperado para a região norte é indefinido, por não haver grandes discrepâncias no desenvolvimento dessa região quando comparada à região base (SANTOS; PALES; RODRIGUES, 2015).

Quadro 3- Sinais esperados para os coeficientes das variáveis das equações de participação e de rendimento. (Continuação)

Variáveis	Eq. de participação (1º estágio)	Eq. de rendimento (2º estágio)	Justificativas dos sinais esperados
<i>industria</i> <i>construcao</i> <i>servicos</i> <i>comercio</i>	não aplicável	positivo	Espera-se encontrar sinal positivo, pois em relação aos indivíduos que atuam no setor agrícola, os que atuam nos demais setores em análise tendem a ter maiores remunerações, uma vez que o setor agrícola é composto por um grande número de famílias que vivem da agricultura familiar que, no geral, não possuem remunerações elevadas (CIRINO, 2018; SANTOS; LELLIS, 2018).
<i>industria_x_ano</i> <i>construcao_x_ano</i> <i>servicos_x_ano</i> <i>comercio_x_ano</i>	não aplicável	indefinido	O sinal esperado é indefinido a priori, não se sabe ao certo o efeito das transformações ocorridas em cada setor, no período em análise, sobre os salários dos indivíduos.
λ	não aplicável	indefinido	O sinal esperado para o coeficiente da variável que representa a inversa de Mills (λ) é indefinido, sendo importante apenas a significância desse parâmetro, uma vez que este capta os efeitos das variáveis latentes (omitidas) da equação de participação sobre a equação de rendimentos. Além disso, a significância deste parâmetro indica que o controle do viés de seleção amostral é realmente necessário.

Nota: Não aplicável, a variável não faz parte da equação.

Fonte: Elaboração própria.

3.2 Fonte e tratamento de dados

Os dados utilizados no presente trabalho foram retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), em sua base de microdados, disponibilizados pelo IBGE, para os anos de 1995 e 2015. A pesquisa fornece informações socioeconômicas investigando temas como população, habitação, rendimentos e trabalho (CIRINO, 2008).

A escolha destes anos ocorreu na intenção de considerar-se 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 o trabalho tivesse 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 do sexo masculino e feminino, pois existe a possibilidade de discriminação de mercado referente ao gênero, isto é, homens recebendo mais que mulheres mesmo quando apresentam as mesmas características produtivas, como pode ser visto em 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 pode ser visto nos trabalhos 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, juntamente com os empregadores e autônomos que contribuía com a previdência, como sugerido por Dalberto e Cirino (2018).

Por outro lado, 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 através 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 dos ganhos educacionais impactarem seus salários. Adicionalmente decidiu-se por excluir 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 grupamentos não apresentavam informações claras sobre o setor de atuação dos trabalhadores.

Uma terceira ponderação é que se optou por trabalhar apenas com pessoas ativas no mercado, entendendo-se como ativos aqueles trabalhadores que se declararam trabalhando e auferindo valores positivos de renda na semana de referência da pesquisa ou, em caso de

desemprego, considerou-se apenas aqueles que ao menos procuraram serviço 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, fato necessário, uma vez que o setor rural da região Norte passou a ser incluído apenas a partir da PNAD do 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 período 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 possam estar atuando no mercado de trabalho sem nenhuma restrição⁴. Assim, foram excluídos da amostra todos os indivíduos nascidos antes do ano de 1955 e depois do 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 mês⁵. Ademais, deflacionou-se a renda dos indivíduos utilizando o Índice Geral de Preço do Mercado (IGP-M) para o período de setembro de 1995 a setembro de 2015, levando os valores dos rendimentos dos indivíduos no ano de 1995 para o ano de 2015. Além disso, foram retirados os outliers de renda, excluindo-se da amostra todos os indivíduos com renda superior a R\$ 30.000, para que não houvesse distorção dos resultados da análise. O procedimento realizado baseia-se em Hoffmann (2008), com adaptações.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados estão divididos em três subitens. No primeiro, será apresentada a análise descritiva dos dados. No segundo e no terceiro, serão apresentadas, respectivamente, as estimativas da equação de participação no mercado de trabalho e da equação de rendimento.

4.1 Análise descritiva dos dados

Para uma correta interpretação dos dados apresentados na análise descritiva é importante ressaltar que o estudo buscou acompanhar os indivíduos médios no tempo. Assim,

⁴ No Brasil, existe uma legislação que protege as crianças contra o trabalho infantil desde 1988, previsto na Constituição Federal que 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 de menor aprendiz, cuja idade mínima é de 14 anos (MATTOS *et al.*, 2006).

⁵ Foi necessário multiplicar o número de horas trabalhadas na semana, variável presente no banco de dados da Pnad, por 4.

para o ano de 1995, as informações referem-se aos indivíduos com idade entre 18 e 40 anos, enquanto para o ano de 2015, as informações referem-se aos indivíduos com idade entre 38 e 60 anos.

Destarte, o presente trabalho contava com 691.167 observações após o empilhamento dos microdados das PNAD's dos anos de 1995 e 2015. No entanto, depois de serem realizados todos os filtros e tratamentos de dados, a amostra passou a contar com um total de 69.389 observações, sendo 39.041 (56,26%) do ano de 1995 e 30.348 (43,74%) do ano de 2015. Em relação à proporção de indivíduos por sexo, 23.683 (60,66%) e 15.358 (39,34%) representavam, respectivamente, os sexos masculino e feminino no ano de 1995. Já a amostragem do ano 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.

Consta ainda que, a partir da amostra de dados utilizada, das 69.389 observações, 7.367 (10,62%) estavam desempregadas e a procura de emprego no ano de 1995 e 4.203 (6,06%) no ano de 2015, totalizando 11.570 (16,68%) indivíduos desempregados na amostra. Do total de desempregados, 5.306 (45,86%) eram homens, desses 3.438 (64,79%) encontravam-se nessa situação no ano de 1995 e 1.868 (35,21%) no ano de 2015. Por outro lado, 6.264 (54,14%) mulheres estavam desempregadas na amostra, das quais 3.929 (62,72%) no ano de 1995 e 2.335 (37,28%) no ano de 2015. Percebe-se que houve redução da proporção de indivíduos desempregados para ambos os gêneros. Uma possível explicação para este resultado é a maneira como a amostra foi dividida neste trabalho, os dados do ano de 1995 contam com indivíduos mais novos que os dados de 2015. Segundo Araújo e Antigo (2016), os jovens têm maiores dificuldades para conseguirem emprego e para se manterem empregados por causa 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 da oriunda do trabalho principal, foi de R\$163,77 e R\$157,51 para os homens, nos anos de 1995 e 2015, respectivamente. Enquanto para as mulheres o valor encontrado foi de R\$212,07 e R\$213,41 para os respectivos anos. Cotrim, Teixeira e Proni (2020) assinalam que a remuneração dos homens vem reduzindo com o passar dos anos, enquanto a remuneração das mulheres tem aumentado. Isso ocorre porque as mulheres tiveram uma elevação proporcionalmente maior no nível educacional e aumentaram sua participação no mercado de trabalho.

Com relação à posição no domicílio, 59,83% dos homens se declararam como pessoa de referência no ano de 1995, contra apenas 11,54% das mulheres. Já, no ano de 2015,

70,20% dos homens eram chefes de família, enquanto 44,27% das mulheres ocupavam esta posição. Apesar de ter ocorrido aumento da porcentagem de indivíduos que ocupavam a posição de chefe de família em ambos os gêneros, percebe-se que este 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 maiores responsabilidades quanto ao sustento dos demais membros da família.

No que tange a posição de cônjuge da pessoa de referência, no ano de 1995, apenas 0,56% dos homens declararam ocupar esta posição, contra 40,36% das mulheres. Já no ano de 2015, 20,20% dos homens ocupavam esta posição no domicílio, enquanto 43,31% das mulheres disseram que os maridos eram a pessoa de referência da casa. O aumento proporcionalmente maior do número de homens que se declararam cônjuge da pessoa de referência no domicílio está diretamente relacionado com o aumento do número de mulheres chefes de família, uma vez que ao assumir a condição de principal mantenedora do lar, as mulheres tornam-se a referência do domicílio.

Quanto ao fato do indivíduo se declarar filho da pessoa de referência do domicílio, no ano de 1995, 31,27% e 37,43%, respectivamente, dos homens e das mulheres o fizeram, contra 6,13% e 7,44% no ano de 2015. Por fim, 1,54% e 0,25% dos homens declaram possuir filhos menores de 14 anos, respectivamente, para os anos de 1995 e 2015. Por outro lado, 1,93% e 0,46% das mulheres afirmaram possuir filhos nessa faixa etária, para os respectivos anos.

As demais variáveis da equação de participação também se encontram na equação de rendimento e são apresentadas na Tabela 1. A fim de apresentar um panorama geral das variáveis utilizadas na equação de rendimento, a Tabela 1 contém os valores médios (ou a proporção de indivíduos que apresentam aquela determinada característica, no caso de variáveis qualitativas, *dummies*) e os desvios-padrão (DP), por gênero e para os anos em estudo.

Ao analisar a tabela 1, para a variável que representa o rendimento/hora, os homens apresentaram maior valor nos dois anos em análise, suscitando uma diferenciação salarial em termos de retorno de mercado, conforme sugerido por Loureiro (2005). Outro fato interessante é que houve aumento real⁶ próximo a R\$5,00 no salário/hora no período

⁶ O acréscimo na renda pode ser descrito como real, uma vez seus valores foram deflacionados com base no IGP-M do período em análise.

analisado, tanto para homens quanto para as mulheres, o que representa um aumento de aproximadamente 38% no rendimento/hora dos homens e 54% no das mulheres.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis da equação de rendimento, por gênero, para o mercado de trabalho brasileiro (1995 e 2015).

Variáveis	Homem				Mulher			
	1995		2015		1995		2015	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Rendimento/hora (R\$)	12,683	0,233	17,563	0,814	8,646	0,160	13,335	0,823
E escolaridade (%)								
0 a 3 anos de estudo	0,146	0,003	0,112	0,003	0,099	0,003	0,076	0,003
4 a 7 anos de estudo	0,366	0,005	0,232	0,004	0,278	0,004	0,188	0,004
8 a 10 anos de estudo	0,219	0,004	0,183	0,004	0,214	0,004	0,166	0,004
11 anos de estudo	0,175	0,004	0,308	0,005	0,270	0,004	0,345	0,005
>11 anos de estudo	0,093	0,003	0,165	0,004	0,139	0,003	0,225	0,004
Experiência	14,603	0,081	31,335	0,099	10,860	0,084	27,139	0,123
Branco e Amarelo (%)	0,572	0,005	0,470	0,005	0,591	0,005	0,450	0,005
Região Metropolitana (%)	0,523	0,005	0,452	0,005	0,563	0,005	0,493	0,005
Regiões (%)								
Nordeste	0,218	0,004	0,204	0,004	0,230	0,004	0,208	0,004
Sudeste	0,434	0,005	0,393	0,005	0,401	0,005	0,388	0,005
Sul	0,203	0,004	0,207	0,004	0,213	0,004	0,209	0,004
Centro-Oeste	0,090	0,003	0,105	0,003	0,096	0,003	0,105	0,003
Norte	0,055	0,002	0,091	0,003	0,060	0,002	0,090	0,003
Setor de atividade (%)								
Indústria	0,271	0,444	0,169	0,004	0,141	0,003	0,108	0,003
Comércio	0,162	0,004	0,198	0,004	0,156	0,004	0,169	0,004
Construção	0,075	0,003	0,126	0,003	0,007	0,001	0,008	0,001
Agrícola	0,026	0,002	0,036	0,002	0,006	0,001	0,008	0,001
Serviços	0,290	0,004	0,231	0,004	0,392	0,005	0,429	0,005

Fonte: Microdados das Pnad's (1995 e 2015).

Elaboração própria.

Nota: DP= desvio-padrão

Diversos são os fatores que podem ter ocasionado o aumento do rendimento/hora, tanto para os homens quanto para as mulheres, dentre eles a elevação da idade média e, conseqüentemente, da experiência média dos indivíduos, como apresentado na Tabela 1. Isto ocorre porque o aumento da idade dos indivíduos está diretamente relacionado com a elevação da experiência, que tende a resultar, até certo ponto, no aumento da produtividade e, conseqüentemente, dos ganhos salariais, como apresentado no estudo de Mincer (1974).

Outro fator que poderia ter influenciado o aumento real da média do salário/hora dos homens e das mulheres é a diminuição da proporção de indivíduos com menores níveis de ensino e aumento da proporção de indivíduos com níveis maiores, para ambos os gêneros.

Nos anos de 1995 e 2015, respectivamente, 26,8% e 47,3% dos homens da amostra possuíam pelo menos o ensino médio completo (11 anos ou mais de estudo), enquanto 40,9% e 57% das mulheres estavam nessa faixa de escolaridade, evidenciando assim uma maior qualificação dos trabalhadores do sexo feminino.

O fato de as mulheres apresentarem maior qualificação ajuda a explicar por que o rendimento/hora delas aumentou proporcionalmente mais que dos homens (54% contra 38%). Segundo Wolff (2009), indivíduos com níveis educacionais mais elevados apresentariam maior produtividade no trabalho, o que acabaria resultando em uma remuneração maior. Outro fator que pode ajudar a explicar o aumento do rendimento/hora proporcionalmente maior para as mulheres é a existência histórica de diferenças salariais entre gêneros, muitas vezes favoráveis aos homens, que acabaram resultando em uma defasagem salarial para os trabalhadores do sexo feminino. Contudo, nos últimos anos esse *gap* vem diminuindo, estudos vêm evidenciando maiores elevações nos ganhos femininos quando comparado ao dos trabalhadores do sexo masculino (ONU MULHERES, 2016; CIRINO, 2018).

Passando para a análise da cor dos indivíduos é possível observar que houve diminuição da proporção de pessoas que se autodeclararam brancos ou amarelos, ou seja, aumentou a proporção de indivíduos que se autodeclararam pretos, pardos ou indígenas, sendo que tal aumento ocorreu na faixa de 10 pontos percentuais (p.p.), para ambos os gêneros.

A possível explicação para esta constatação está relacionada com a crescente organização do Movimento Negro Unificado (MNU) que incentivou o negro a assumir sua condição racial. Como resultado, indivíduos que antes tinham receio de se autodeclararem pretos, hoje estão mais seguros para assumir esta condição (DOMINGUES, 2007; SILVA, 2018; DOMINGUES, 2018).

Em relação à localização do trabalhador, os dados utilizados mostram que com o passar dos anos e com o envelhecer da população, houve um leve aumento da proporção de indivíduos residentes em áreas não metropolitanas, para ambos os sexos. Além disso, para os dois anos e sexo em análise, a região Sudeste possuía a maior concentração de agentes residentes em seu território. No que se diz respeito ao fluxo migratório metrópole-interior, estudos retratam o seu aumento no âmbito intra-estadual, ou seja, no século XXI observou-se um deslocamento maior da população das metrópoles para o interior dos estados (CUNHA; BAENINGER, 2005; BAENINGER, 2012).

Para os aspectos relacionados ao setor de atividade dos indivíduos, observou-se que homens e mulheres estão mais inseridos no setor de serviços, sendo que a participação

feminina nos setores agrícola e de construção é inferior a 1%. Outro ponto a se destacar é a queda do percentual de trabalhadores no setor industrial entre os anos de 1995 e 2015. Uma possível explicação para este fato é o processo de desindustrialização que vem ocorrendo no setor industrial brasileiro, defendido por autores como Loures, Oreiro e Passos (2006), Bresser-Pereira e Marconi (2009) e Oreiro e Feijó (2010). No entanto, a existência de um processo de desindustrialização no Brasil não é unânime na literatura, Nassif (2006) afirma que não existem evidências que provem de fato a desaceleração contínua do setor industrial no país, o autor acredita que a indústria passa por um processo de reestruturação, com diminuição da participação da indústria de transformação.

Outra possibilidade que pode ajudar a explicar tal fenômeno seria os avanços tecnológicos que tornaram a indústria mais intensiva em capital. Estudos como os de Sakurai e Zuchi (2018) e Magalhães e Vendramini (2018) apontam que o Brasil entrou na fase da indústria 4.0⁷, onde é cada vez menor a demanda de trabalhadores no setor, mas é cada vez maior a qualificação exigida pra que se possa atuar no mesmo. Isto 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. Segundo Acatech (2013), a indústria 4.0 tem como foco a conectividade de máquinas, sistemas e ativos, criando redes inteligentes capazes de controlar a produção de forma autônoma.

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. Esta análise ajudará a entender como foi o comportamento do indivíduo característico (indivíduo médio de cada coorte), em relação a estas variáveis após o decorrer de 20 anos. As Tabelas 2 e 3 trazem estas informações para os indivíduos do sexo masculino e feminino, respectivamente.

No intuito de se obter um melhor ajuste e uma melhor visualização para as Tabelas 2 e 3, optou-se por dividir os níveis educacionais em apenas 3 grupos, sendo eles: 0 a 7 anos de estudo; 8 a 11 anos de estudo e superior a 11 anos de estudo. Em suma, agrupou-se as variáveis esc0 (0 a 3 anos de estudo) com esc1 (4 a 7 anos de estudo) e esc2 (8 a 10 anos de estudo) com esc3 (11 anos de estudo).

⁷ Termo utilizado pela literatura para as recentes transformações ocorridas no setor industrial, que os autores vêm denominando de quarta revolução industrial.

As coortes presentes nas Tabelas 2 e 3 são representadas da seguinte maneira: a coorte *d55* é formada pelos indivíduos nascidos no ano de 1955, ou seja, é formada pelos indivíduos com 40 anos de idade na base de dados de 1995 e 60 anos de idade na base de dados de 2015; a coorte *d56* é formada pelos indivíduos nascidos em 1956, ou seja, aqueles que possuem 39 anos na base de dados de 1995 e 59 anos na base de dados de 2015 e assim sucessivamente até a coorte *d77* composta pelos indivíduos nascidos em 1977, que apresentavam 18 anos de idade nos microdados de 1995 e 38 anos de idade nos microdados de 2015.

Ao analisar as Tabelas 2 e 3, é possível observar que com o passar de 20 anos houve aumento real do salário/hora na grande maioria das coortes, para ambos os sexos, exceto para os indivíduos médios das coortes *d55* e *d56* do sexo masculino e *d56* e *d57* do sexo feminino. O fato dos indivíduos médios (coorte) dessa faixa de idade terem incorrido em perda real no valor do salário/hora, pode dar indícios de uma possível depreciação do capital humano. Como mencionado, o avançar da idade pode resultar em diminuição da força e da destreza do trabalhador, além disso, o conhecimento torna-se obsoleto com o passar do tempo, resultando em perda de produtividade e, conseqüentemente, na redução da remuneração do trabalho (MINCER,1974).

Tabela 2 - Evolução das coortes para indivíduos do sexo masculino (1995-2015).

Coortes	Variáveis									
	Rendimento/hora (R\$)		Experiência		0 a 7 anos de estudo		8 a 11 anos de estudo		> 11 anos de estudo	
	Média		Média		Proporção		Proporção		Proporção	
	1995	2015	1995	2015	1995	2015	1995	2015	1995	2015
d55	22,23	21,65	26,36	43,28	0,5304	0,4626	0,3212	0,3669	0,1484	0,1706
d56	20,20	21,79	25,51	42,14	0,4957	0,3992	0,3671	0,4270	0,1373	0,1738
d57	19,02	22,12	24,13	41,38	0,5040	0,4341	0,3464	0,4156	0,1496	0,1503
d58	19,76	28,55	23,34	40,69	0,5015	0,4355	0,3441	0,3996	0,1545	0,1649
d59	19,64	24,00	22,13	39,73	0,4980	0,3929	0,3646	0,4199	0,1394	0,1872
d60	17,90	30,44	21,28	39,12	0,5135	0,3906	0,3398	0,4230	0,1466	0,1865
d61	16,71	24,78	20,07	38,00	0,5186	0,3882	0,3651	0,4290	0,1163	0,1828
d62	18,42	18,49	19,20	37,21	0,4685	0,4282	0,3858	0,3990	0,1457	0,1728
d63	14,59	20,07	18,15	35,86	0,4935	0,4050	0,4007	0,4230	0,1059	0,1719
d64	15,33	20,27	16,54	35,93	0,4610	0,3382	0,4103	0,4610	0,1288	0,1958
d65	15,00	20,16	15,80	34,74	0,4585	0,3276	0,4196	0,4653	0,1219	0,2071
d66	15,75	18,27	14,62	33,32	0,4474	0,3151	0,4140	0,4772	0,1386	0,2077
d67	13,70	15,90	13,81	32,42	0,5031	0,3193	0,3917	0,4768	0,1052	0,2039
d68	11,09	21,06	12,51	31,16	0,4791	0,2454	0,4231	0,5365	0,0977	0,2181
d69	12,02	18,59	11,32	29,96	0,4719	0,2908	0,4310	0,5075	0,0971	0,2017
d70	10,78	22,54	10,40	29,59	0,4741	0,2918	0,4381	0,5202	0,0878	0,1881
d71	9,35	13,93	9,32	27,97	0,4783	0,2743	0,4434	0,5305	0,0783	0,1952
d72	9,44	18,19	8,42	27,47	0,4755	0,2838	0,4458	0,5154	0,0787	0,2007
d73	7,74	16,56	7,19	26,33	0,4930	0,3033	0,4474	0,5295	0,0595	0,1673
d74	6,60	19,26	6,27	25,09	0,5064	0,2829	0,4314	0,5210	0,0622	0,1961
d75	5,88	19,45	5,16	24,08	0,5276	0,2721	0,4244	0,5188	0,0480	0,2091
d76	5,04	18,31	4,29	23,36	0,5880	0,2516	0,3873	0,5192	0,0242	0,2292
d77	3,60	18,52	3,09	22,12	0,5707	0,2538	0,4231	0,5392	0,0062	0,2070

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3 - Evolução das coortes dos indivíduos do sexo feminino (1995-2015).

Coortes	Variáveis									
	Rendimento/hora (R\$)		Experiência		0 a 7 anos de estudo		8 a 11 anos de estudo		> 11 anos de estudo	
	Média		Média		Proporção		Proporção		Proporção	
	1995	2015	1995	2015	1995	2015	1995	2015	1995	2015
d55	12,48	17,75	22,41	39,09	0,4757	0,4472	0,3371	0,3587	0,1873	0,1941
d56	15,18	11,61	21,31	38,05	0,4312	0,4313	0,3587	0,3397	0,2100	0,2290
d57	15,65	11,28	20,64	38,76	0,4412	0,3793	0,3595	0,4103	0,1993	0,2103
d58	12,47	13,67	19,11	37,66	0,4383	0,3255	0,3880	0,4517	0,1737	0,2229
d59	12,81	10,67	18,40	36,41	0,4044	0,3560	0,4234	0,4402	0,1721	0,2038
d60	12,30	12,52	17,40	35,06	0,4146	0,3386	0,4067	0,4508	0,1786	0,2106
d61	12,78	14,66	16,25	34,64	0,3821	0,3380	0,4217	0,4382	0,1962	0,2238
d62	12,50	15,12	14,95	33,35	0,3575	0,3603	0,4328	0,4191	0,2097	0,2206
d63	11,15	14,34	13,84	32,76	0,3516	0,3071	0,4639	0,4534	0,1845	0,2395
d64	12,47	15,48	13,25	31,32	0,3269	0,2944	0,4640	0,4752	0,2091	0,2304
d65	10,66	13,99	12,83	31,23	0,3818	0,2364	0,4633	0,4620	0,1549	0,3016
d66	10,35	17,30	11,31	30,10	0,3507	0,2661	0,4580	0,4735	0,1913	0,2603
d67	10,14	19,94	10,79	28,94	0,3316	0,2547	0,4613	0,4984	0,2071	0,2469
d68	9,18	19,94	9,58	27,55	0,3447	0,2372	0,4882	0,5146	0,1671	0,2483
d69	8,13	11,51	8,78	26,85	0,3329	0,2209	0,5082	0,5619	0,1590	0,2172
d70	7,40	17,24	7,76	25,97	0,2789	0,2090	0,5450	0,5297	0,1761	0,2613
d71	7,07	10,74	7,25	25,59	0,3151	0,1941	0,5436	0,5468	0,1403	0,2592
d72	6,58	12,98	6,01	24,46	0,2955	0,2385	0,5647	0,5099	0,1397	0,2516
d73	6,33	13,81	5,15	23,10	0,3271	0,2186	0,5463	0,5351	0,1266	0,2463
d74	5,74	20,17	4,31	21,66	0,3103	0,2216	0,6014	0,5464	0,0883	0,2320
d75	4,56	21,14	3,34	20,79	0,3673	0,1966	0,5642	0,5611	0,0684	0,2423
d76	3,83	13,87	2,66	19,96	0,3558	0,1818	0,6051	0,5137	0,0391	0,3045
d77	3,30	12,71	2,29	19,34	0,4439	0,1747	0,5457	0,5293	0,0103	0,2959

Fonte: Elaboração própria.

Quando comparadas as coortes do sexo masculino com as do sexo 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 diferencial de rendimento existente entre os gêneros, percebe-se uma redução ao se comparar os anos de 1995 e 2015. Estudos como o de Souza (2011) e Cugini *et al.* (2014) também encontraram como resultado a diminuição da diferença salarial entre os gêneros, para os anos de 2002 a 2009 e 2002 a 2011, respectivamente. Pereira e Lima (2017) descreveram que a redução das diferenças salariais entre homens e mulheres parece ser progressiva.

A redução do diferencial salarial entre homens e mulheres, observada nos últimos anos, vem ocorrendo porque a média salarial feminina tem aumentado proporcionalmente mais que a média salarial masculina. Diversos são os fatores que podem estar impulsionando tal acontecimento, mas cabe destacar o aumento da participação da mulher no mercado de trabalho. O maior engajamento feminino no mercado teria como principais determinantes a diminuição da fecundidade, o aumento da proporção de mulheres chefes de família e a elevação do nível médio de escolaridade (BATISTA; CACCIAMALI, 2009). Em relação ao último, Matos e Machado (2006) apresentam que, a partir de 1979, as mulheres passaram a apresentar sistematicamente mais anos de estudo em relação aos homens, fato que pode ser observado na Tabela 1 do presente estudo, para os anos de 1995 e 2015.

Quanto à análise da variável *Experiência*, o resultado fica dentro do esperado, ela é crescente entre as coortes para ambos os sexos e, com o decorrer de 20 anos, observa-se, também, o aumento da experiência para todos os indivíduos médios, devido à alta correlação existente entre idade e experiência. Quando comparada a experiência entre os gêneros, observa-se que, no geral, os indivíduos do sexo masculino apresentam experiência levemente superior em relação aos do sexo feminino. Uma possível explicação para este fato pode ser vista no trabalho de Kassouf (2002), o estudo mostra que na média os homens começam a trabalhar de forma mais precoce que as mulheres.

Por fim, em relação à educação, percebe-se que para todas as coortes do sexo masculino, no ano de 1995, a maior concentração encontra-se na faixa de 0 a 7 anos de estudos. No entanto, com o passar de 20 anos, essa distribuição muda, aumentando a proporção de indivíduos na faixa de 8 a 11 anos de estudo e também a proporção de indivíduos que no mínimo ingressaram no ensino superior (>11 anos de estudo), sendo este

último aumento maior que 10 p.p. para as coortes formadas pelos indivíduos mais novos (*d68 a d77*).

Quanto as mulheres, para o ano de 1995, foi identificada uma maior concentração nos níveis de ensino entre 0 e 7 anos nas coortes de *d55 a d58 e d60*, para as demais a maior concentração foi na faixa de 8 a 11 anos de estudo. Já em 2015, assim como para os homens, percebe-se um aumento da concentração de indivíduos com faixa de escolaridade de 8 a 11 anos de estudo e com 11 anos ou mais estudo, sendo a variação dos indivíduos com 11 anos ou mais de estudo maior para as coortes compostas pelos indivíduos mais jovens (*d77, d76...*). Outra observação é que em todas as coortes as mulheres apresentam maior proporção de indivíduos na faixa de 11 anos ou mais de estudo, mostrando como elas investem mais em educação que os homens. Tal fato pode ser explicado pela necessidade de as mulheres compensarem o diferencial salarial existente entre os gêneros através de melhorias de suas características produtivas, como o nível de escolaridade (PASCHOALINO; PLASSA; SANTOS, 2017). Ademais, os resultados da evolução educacional das coortes mostraram que, na média, os indivíduos continuaram a investir em educação com o passar dos anos.

A evolução do nível médio de escolaridade dos indivíduos no Brasil, pode ser explicado por diversos fatores. Sécca e Leal (2009) destacam que o aumento da participação dos indivíduos no ensino médio pode ter sido impulsionado pelas metas do Plano Nacional da Educação, que visava aumentar, em 50% nos 5 anos posteriores a 2001 e 100% nos 10 anos posteriores, o oferecimento de vagas para o ensino médio público, pois identificou-se na época uma situação preocupante, onde o acesso ao ensino médio no Brasil era menor que nos demais países latino-americanos. Segundo os autores, essa legislação colocou o país em outro patamar, pois desde que ela entrou em vigor houve aumento expressivo no número de matriculados no ensino médio.

Já em relação ao aumento da demanda pelo ensino superior, Sécca e Leal (2009) apresentam algumas hipóteses:

a) Aumento da população jovem adulta: segundo os autores, dados do IBGE indicam aumento da população na faixa de 18 a 30 anos de idade, desde 1990. Eles apontam que este crescimento aconteceu em virtude das maiores taxas de natalidade dos anos 1980 e teve como resultado o aumento da demanda pelo ensino superior no Brasil (SÉCCA; LEAL, 2009).

b) Exigências do mercado de trabalho: os autores apontam que o aumento do desemprego nos anos 1990 e a abertura do país à concorrência externa nesta época, tornaram cada vez mais importante a qualificação profissional e o ensino voltado para atender as demandas mais imediatas de mão de obra do mercado. Setores intensivos em conhecimento

criaram bastante nesse período e as atividades operacionais tornaram-se cada vez mais passíveis de automatização. Dessa forma, necessitava-se de uma maior capacitação do trabalhador no que se refere à complexidade e ao grau de exigência de conhecimento (SÉCCA; LEAL, 2009). Como resposta a essa demanda, a população, especialmente os jovens, têm buscado cada vez mais qualificação, inclusive por meio da educação superior, como apontam os resultados das Tabelas 2 e 3.

c) Aumento do número de concluintes do ensino médio: como mencionado anteriormente, as metas do Plano Nacional da Educação impulsionaram o número de matriculados e, conseqüentemente, de concluintes do ensino médio. Sécca e Leal (2009) apontam correlação do ensino superior com o ensino médio, onde, segundo eles, conforme aumenta o número de concluintes do último, o mercado para ensino superior cresce.

d) Maior disponibilidade de financiamento estudantil e bolsas de estudo: o aumento da demanda pelo ensino superior privado foi incentivado por programas como o Financiamento Estudantil (FIES), criado pela Caixa Econômica Federal, em 1999, para financiar estudantes de ensino superior, e o Programa Universidade para Todos (ProUni), do governo federal, criado em 2004, cujo o objetivo é conceder bolsas de estudo parciais e integrais para estudantes de instituições de ensino superior privadas (SÉCCA; LEAL, 2009).

4.2 Resultados da estimação da equação de participação no mercado de trabalho formal brasileiro

Os resultados dos coeficientes e os desvios-padrão da equação de participação/seleção do mercado de trabalho formal brasileiro para indivíduos do sexo masculino e feminino, separadamente, são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 - Equação de seleção, por gênero, para o mercado de trabalho formal brasileiro (pseudo-painel com os anos de 1995 e 2015).

Variáveis	Homem		Mulher	
	Coefficiente	DP	Coefficiente	DP
<i>rend_perc_tfontes</i>	-0,0001***	0,0000	0,0000	0,0000
<i>esc1</i>	0,2207***	0,0304	0,3000***	0,0426
<i>esc2</i>	0,3379***	0,0336	0,4783***	0,0446
<i>esc3</i>	0,5027***	0,0343	0,6837***	0,0439
<i>esc4</i>	0,6027***	0,0447	0,7780***	0,0494
<i>expe</i>	0,1288***	0,0026	0,1608***	0,0027
<i>expe²</i>	-0,0013***	0,0001	-0,0020***	0,0001
<i>cd1</i>	-0,0380	0,0394	-0,0414	0,0281
<i>cd2</i>	-0,2698***	0,0271	0,1152***	0,0348
<i>cri_fam</i>	-0,2595***	0,0919	-0,3496***	0,0979

Tabela 4 - Equação de seleção, por gênero, para o mercado de trabalho formal brasileiro (pseudo-painel com os anos de 1995 e 2015). (Continuação)

Variáveis	Homem		Mulher	
	Coeficiente	DP	Coeficiente	DP
<i>cor</i>	0,1747***	0,0224	0,1552***	0,0257
<i>regiao_met</i>	0,0484**	0,0208	0,0675***	0,0236
<i>norte</i>	-0,0077	0,0379	-0,0296	0,0424
<i>sul</i>	0,2366***	0,0330	0,2768***	0,0368
<i>sudeste</i>	0,1566***	0,0254	0,2015***	0,0292
<i>centro_oeste</i>	0,0768*	0,0354	0,0895**	0,0397
<i>d77</i>	0,9555***	0,0841	0,5468***	0,0999
<i>d76</i>	1,0049***	0,0847	0,5318***	0,0997
<i>d75</i>	1,0076***	0,0836	0,5977***	0,0986
<i>d74</i>	0,9148***	0,0838	0,5289***	0,0996
<i>d73</i>	0,9066***	0,0844	0,5144***	0,0987
<i>d72</i>	0,7955***	0,0837	0,4868***	0,0991
<i>d71</i>	0,7713***	0,0842	0,4424***	0,1015
<i>d70</i>	0,7490***	0,0838	0,4356***	0,1003
<i>d69</i>	0,6025***	0,0853	0,2543**	0,1011
<i>d68</i>	0,6121***	0,0854	0,3282***	0,1015
<i>d67</i>	0,5011***	0,0858	0,2898***	0,1018
<i>d66</i>	0,5635***	0,0872	0,1948*	0,1009
<i>d65</i>	0,3952***	0,0842	0,2799***	0,1009
<i>d64</i>	0,4127***	0,0841	0,2129**	0,1032
<i>d63</i>	0,3818***	0,0852	0,0941	0,1025
<i>d62</i>	0,2571***	0,0846	0,1228	0,1046
<i>d61</i>	0,2122**	0,0854	0,0129	0,1085
<i>d60</i>	0,1765**	0,0847	0,1515	0,1065
<i>d59</i>	0,1000	0,0866	0,0038	0,1100
<i>d58</i>	0,0783	0,0876	0,0336	0,1089
<i>d57</i>	0,1471	0,0874	-0,1794	0,1137
<i>d56</i>	0,1081	0,0931	0,0405	0,1174
<i>d_ano</i>	-1,1695***	0,0363	-0,9778***	0,0359
<i>constante</i>	-1,2643***	0,0808	-1,5951***	0,0990

Fonte: Elaboração própria.

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

Inicialmente, observa-se que a maior parte das variáveis foi significativa a 1%, ressaltando a importância de tais regressores quanto à explicação da probabilidade de participação dos trabalhadores no mercado de trabalho formal brasileiro.

Assim, ao analisar os resultados do modelo foi possível observar que o coeficiente da variável renda domiciliar per capita de todas as fontes, menos da oriunda do trabalho principal (*rend_perc_tfontes*), conforme o esperado, apresentou sinal negativo para os homens, ou seja,

quanto maior a renda oriunda de fatores externos ao trabalho principal menor é a probabilidade de participação dos homens no mercado de trabalho formal brasileiro. Isso ocorre porque, quanto maior a renda domiciliar *per capita*, menores são os incentivos e a necessidade de um indivíduo ingressar em um trabalho remunerado no mercado formal. No entanto, para as mulheres esta variável não foi significativa, resultado que poderia ser explicado pela provável opção das mulheres de se manterem ativas, conquistando seu espaço no mercado de trabalho, pois ainda são recentes suas conquistas trabalhistas, como bem descrito por Oliveira e Silva (2017) e Silva e Almeida (2017).

Quanto às variáveis indicadoras de escolaridade, verificou-se, para ambos os sexos, que quanto maior o grau de instrução, maiores as chances de os indivíduos estarem trabalhando. Para a variável experiência, verificou-se para ambos os sexos que ela segue o comportamento quadrático, resultado da depreciação normal do capital humano com o avançar da idade. Isso ocorre, pois, no período de introdução ao mercado os indivíduos ainda estão investindo em conhecimento e/ou adquirindo habilidades na prática do trabalho, o que gera o aumento crescente da produtividade. Entretanto, com o passar do tempo, a idade mais avançada do trabalhador começa a ser vista como ponto negativo, uma vez que o empregador passa a associar tal avanço na idade com a perda de produtividade e dificuldade de aprender novas tecnologias.

As próximas variáveis a serem analisadas, são variáveis qualitativas (*dummies*) referentes à posição do indivíduo no domicílio e se há presença de crianças menores que 14 anos na família. Para as primeiras, o fato de as pessoas se declararem como cônjuge não foi significativo nem para os homens e nem para as mulheres, indicando que ser o cônjuge da pessoa de referência não afeta a probabilidade de os indivíduos estarem empregados, ou seja, na presente análise a responsabilidade do sustento do lar seria igualmente dividida entre os parceiros, diferente do que era esperado, onde o cônjuge apresentaria menor probabilidade de atuação no mercado de trabalho do que a pessoa de referência, por esta, em tese, ser a principal fonte de renda do domicílio (CIRINO, 2018).

Já com relação ao fato de os indivíduos se declararem como sendo filhos da pessoa de referência, para os homens esta variável apresentou sinal negativo, implicando que para indivíduos do sexo masculino, os chefes são os principais responsáveis pelo sustento da família, o que os impulsiona mais fortemente para o mercado de trabalho, enquanto os filhos têm um tempo maior para direcionar seus esforços para outras atividades não laborais (CIRINO, 2018).

No entanto, para as mulheres, os resultados apontam que a filha tem maior probabilidade de estar empregada que a mãe. É válido ressaltar que a amostra considera apenas indivíduos maiores de 18 anos. Sendo assim, tal fato pode ser explicado pelos resultados já apresentados anteriormente (Tabela 3), onde foi possível observar que as coortes do sexo feminino formadas por indivíduos mais jovens possuem maiores níveis de escolaridade, facilitando a conquista de um posto de trabalho. Adicionalmente, têm-se as transformações que ocorreram em relação à mulher no mercado de trabalho, em que as gerações mais antigas vivenciaram uma sociedade patriarcal onde acabavam sendo direcionadas para as tarefas domésticas e/ou para os cuidados com a família, resultando em uma menor participação no mercado. Diferente destas, as gerações mais novas vivenciam um grande aumento da participação da mulher no mercado de trabalho, fruto do aumento do investimento em educação. A trajetória da relação da mulher com o mercado de trabalho pode ser observada nos trabalhos de Oliveira e Silva (2017) e Silva e Almeida (2017).

No que se refere à presença de crianças menores de 14 anos na família, os coeficientes apresentaram sinal negativo para ambos os sexos, indicando que a necessidade de maiores cuidados com as crianças diminui a probabilidade de os pais estarem atuando no mercado de trabalho formal. Resende e Wyllie (2006) verificaram que a presença de crianças na família não apresentou influência sobre a probabilidade de os homens estarem inseridos no mercado de trabalho, enquanto que para as mulheres afetou positivamente. Cirino (2018) encontrou resultado semelhante ao trabalho anterior para os homens, no entanto, para as mulheres verificou-se que a presença de crianças afeta negativamente a probabilidade de estarem inseridas no mercado de trabalho.

Quanto ao impacto da cor sobre a probabilidade de o indivíduo estar ocupado e auferindo renda positiva no mercado de trabalho, este foi positivo para ambos os sexos. Os resultados de Pereira et al. (2013) e Meireles e Silva (2019) corroboram com o presente estudo, pois verificaram que os indivíduos de cor preta têm menores probabilidades de estarem atuando no mercado de trabalho.

Em relação à variável que indica se os indivíduos residem em área metropolitana ou não, o coeficiente desta apresentou sinal positivo, como esperado, para ambos os gêneros. O maior dinamismo de mercado dessas regiões, que contam com muitas fábricas e um comércio mais movimentado, acaba proporcionando maiores oportunidades de emprego, aumentando a probabilidade de os indivíduos estarem empregados. No mesmo sentido, os trabalhadores das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram maior probabilidade de estarem inseridos no mercado de trabalho, quando comparados aos da região Nordeste. O coeficiente da região

Norte não foi significativo, resultado que pode ser explicado pela proximidade da proporção de indivíduos desempregados nas regiões Norte e Nordeste na amostra utilizada no presente trabalho, se aproximando de 30% para as mulheres e de 16% para os homens, em ambas as regiões.

Por fim, para as variáveis de controle, a maior parte das *dummies* de coorte foi significativa a 1%. O coeficiente da *dummy* de ano também se apresentou como significativo a 1% e com sinal negativo, indicando que os indivíduos em 2015 tinham menor probabilidade de estarem empregados que os indivíduos em 1995. Uma possível explicação para este resultado é a crise econômica iniciada no ano de 2014 no Brasil, que acarretou uma forte recessão econômica com queda do produto per capita brasileiro em cerca de 9%, entre 2014 e 2016, como apresentado por Barbosa-filho (2017). Tal recessão teve como impacto, entre outras coisas, o rápido aumento do desemprego no país (ROSSI; MELO, 2017). Por outro lado, em 1995, o país se encontrava em um período de recuperação, com a inflação controlada depois de anos atingindo altos níveis (MOLLO; SAAD FILHO, 2001; SAMUELS, 2003).

4.3 Resultados da estimação da equação de rendimentos para o mercado de trabalho formal brasileiro

Os coeficientes estimados para as regressões de rendimento estão apresentados na Tabela 5. De início, é válido destacar que grande parte das variáveis foram significativas a 1%. Destaca-se também que a variável denominada razão inversa de Mills (λ) foi significativa a 1% nas duas equações estimadas, apontando a existência de viés de seleção e a necessidade de se estimar as equações de rendimento tendo a inversa de Mills como variável explicativa.

O sinal negativo do coeficiente da variável *lambda* para os homens indica que as variáveis latentes (não mensuradas), como, por exemplo, o talento individual, impactam negativamente os coeficientes da equação de rendimento, ou seja, caso a equação de rendimentos fosse estimada por métodos convencionais, sem a utilização do *lambda*, os valores encontrados seriam superestimados (CARVALHO; NÉRI; SILVA, 2006). Já o sinal positivo, encontrado 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 do *lambda*, geraria resultados subestimados (PEREIRA *et al.*, 2013). Os sinais observados para os coeficientes da variável *lambda*, neste estudo, vão de acordo com os encontrados por Cirino (2018).

Tabela 5 - Equação de rendimento, por gênero, para o mercado de trabalho formal brasileiro (pseudo-painel com os anos de 1995 e 2015).

Variáveis	Homem		Mulher	
	Coefficiente	DP	Coefficiente	DP
<i>esc1</i>	0,0765***	0,0158	0,1557***	0,0200
<i>esc2</i>	0,2584***	0,0181	0,3513***	0,0229
<i>esc3</i>	0,5420***	0,0206	0,6289***	0,0254
<i>esc4</i>	1,2126***	0,0268	1,2771***	0,0306
<i>esc1 x ano</i>	-0,0234	0,0249	-0,2041***	0,0260
<i>esc2 x ano</i>	-0,1392***	0,0271	-0,2850***	0,0277
<i>esc3 x ano</i>	-0,2999***	0,0273	-0,4503***	0,0268
<i>esc4 x ano</i>	-0,4406***	0,0362	-0,5642***	0,0346
<i>expe</i>	0,0425***	0,0038	0,0678***	0,0037
<i>expe2</i>	-0,0011***	0,0001	-0,0017***	0,0001
<i>expe x ano</i>	0,0151***	0,0034	-0,0082***	0,0032
<i>expe2 x ano</i>	0,0002*	0,0001	0,0007***	0,0001
<i>cor</i>	0,1644***	0,0091	0,1642***	0,0095
<i>regiao_met</i>	0,0079	0,0082	0,1277***	0,0088
<i>norte</i>	0,1489***	0,0165	0,1352***	0,0154
<i>sul</i>	0,2254***	0,0131	0,2204***	0,0134
<i>sudeste</i>	0,2565***	0,0107	0,2231***	0,0110
<i>centro_oeste</i>	0,2918***	0,0158	0,2023***	0,0156
<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>serviços 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

Tabela 5 - Equação de rendimento, por gênero, para o mercado de trabalho formal brasileiro (pseudo-painel com os anos de 1995 e 2015). (Continuação)

Variáveis	Homem		Mulher	
	Coefficiente	DP	Coefficiente	DP
<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

Fonte: Elaboração própria.

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

No que tange as variáveis de escolaridade é possível observar que os resultados indicam que quanto maior o nível educacional do trabalhador, mais elevado o seu rendimento recebido no mercado de trabalho formal. Os resultados mostram também que o fato de o indivíduo ingressar no ensino superior (possuir mais de 11 anos de estudo) tem efeito consideravelmente maior sobre os retornos salariais, confirmando a existência do efeito limiar da educação, sugerido por Hoffmann e Simão (2005), onde segundo os autores, o retorno salarial à educação é notavelmente maior quando o indivíduo ultrapassa os 10 anos de estudo, ou seja, a partir da última série do ensino médio.

Ademais, os resultados das variáveis do produto cruzado das *dummies* de educação com a *dummy* de ano indicam que, de maneira geral, maiores níveis de escolaridade tinham impactos mais elevados sobre os salários em 1995 do que em 2015.

O maior retorno salarial à educação no ano de 1995 quando comparado à 2015 pode ser explicado devido ao aumento do nível médio de escolaridade da população brasileira e pela queda na qualidade da educação do país. Isso porque, a expansão educacional da população brasileira, que foi impulsionada principalmente pela criação de programas governamentais e pela crescente demanda por mão de obra qualificada a partir da década de 1990, com a intensificação da abertura comercial, não tem sido aproveitada em toda sua potencialidade, pois a demanda por mão de obra qualificada não acompanhou a rápida expansão da oferta. Além disso, existe indícios que, em grande parte, a elevação na qualificação se deu apenas em termos quantitativos, ou seja, sem impactos relevantes no nível de habilidade dos trabalhadores (PAULI; NAKABASHI; SAMPAIO, 2012; RIBEIRO, 2017).

Nesse sentido, Veloso (2011) apresentou em seu estudo a existência de uma queda na qualidade da educação brasileira nos últimos anos, o que teria afetado de maneira negativa a produtividade dos indivíduos.

Em suma, o aumento do nível educacional dos brasileiros 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 gerou diminuição do retorno salarial à educação. Além disso, a existência de evidências de queda na qualidade da educação brasileira tem como resultado diminuição da produtividade dos trabalhadores que, conseqüentemente, afetariam negativamente o retorno salarial à educação no país.

Quanto às variáveis referentes à experiência foi observado o comportamento esperado, ou seja, que a experiência afeta positivamente os rendimentos dos indivíduos até determinado período da vida, quando seu efeito passa a decrescer, resultado do avançar da idade que implica na dificuldade de realização de tarefas e, conseqüentemente, na queda da eficiência produtiva do trabalhador (KASSOUF, 2019).

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 no ano de 2015. O resultado encontrado para os homens pode estar relacionado com o aumento do nível médio da escolaridade da população brasileira e a maior disposição de mão de obra qualificada no mercado, o excedente de trabalhadores qualificados fez com que a experiência passasse a ser um grande diferencial para contratação e remuneração dos trabalhadores (RIBEIRO, 2017).

No entanto, para as mulheres o resultado foi contrário, mesmo com maior excedente de mão de obra qualificada no mercado, a experiência foi mais importante para a remuneração no ano de 1995. Tal resultado pode ter sido encontrado devido as pequenas mudanças que ocorreram nos postos de trabalho ocupados por pessoas do gênero feminino. Mesmo possuindo uma média de escolaridade maior, no ano de 1995, mulheres ocupavam, em sua maioria, cargos ligados a serviços pessoais, como, por exemplo, empregadas domésticas, costureiras, lavadeiras, passadeiras e cozinheiras, onde a experiência tinha grande impacto na remuneração (LAVINAS, 1997; LEONE, 2016). Porém, nos últimos anos, apesar de, em sua maioria, permanecerem ocupando cargos tradicionalmente femininos, as mulheres ampliaram seu espaço no mercado de trabalho, adentrando em atividades que exigem maior qualificação, ou seja, que a experiência não teria o mesmo impacto sobre os salários quanto os postos de serviços pessoais, uma vez que o nível educacional passa a ser o principal diferencial para

ocupação desses cargos. Alguns exemplos são os postos de engenheiros, advogados, entre outros, antes ocupados de forma quase unânime pelos homens (MADALOZZO, 2010).

Para a variável cor, observou-se para homens e mulheres que os rendimentos dos brancos e amarelos, tudo o mais constante, foram maiores que os rendimentos auferidos pelos pretos, pardos e indígenas. Esses resultados são similares aos estudos de Soares (2000), Campante, Crespo e Leite (2004) e Matos e Machado (2006), que sugerem que uma parte desse diferencial se refere à ocorrência de discriminação racial no mercado de trabalho.

Os indicadores das regiões de residência dos indivíduos, conforme o esperado, mostram que o maior dinamismo econômico dos mercados, causado pelo maior desenvolvimento agroindustrial das regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, em comparação às contrapartes, regiões Norte e Nordeste, aumentaram o rendimento auferido no mercado de trabalho, resultado também encontrado por Gama e Machado (2014) e Cirino (2018). No mesmo sentido, o fato de as mulheres residirem em regiões metropolitanas resultou em maiores remunerações quando comparadas às que residem 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 nos setores referentes à indústria, construção, serviços e comércio foi possível observar que o impacto sobre o salário dos indivíduos dos últimos foi maior que o do setor agrícola, para ambos os sexos. Isso reforça a ideia de que esse setor é o menos rentável em relação ao rendimento do trabalho principal (CIRINO, 2018; SANTOS; LELLIS, 2018). Isto acontece 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 são tachados de grandes remunerações (DEL GROSSI, 2019).

Além disso, o setor com maior efeito sobre os salários dos homens foi o industrial. Já para as mulheres o setor mais rentável foi o de construção. Giuberti e Menezes-Filho (2005) apontam que no Brasil as mulheres têm rendimentos superiores aos dos homens nesse setor.

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 no ano de 2015, enquanto para as mulheres os coeficientes da indústria e do comércio não foram significativos e os setores de construção e serviços apresentaram acréscimo de remuneração. Este resultado pode ter se dado devido à redução do *gap* salarial entre homens e mulheres que vem ocorrendo nos últimos, impulsionado pelo aumento comparativo da escolaridade feminina, que acaba refletindo em ganhos salariais comparativos

em grande parte dos setores. Cotrim, Teixeira e Proni (2020) atribuíram a redução do *gap* salarial à diminuição do salário médio real masculino de 2,12% e aumento do salário médio real das mulheres de 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, apresentaram-se significativas tanto para os homens quanto para as mulheres, evidenciando a importância delas no auxílio da regressão, pois tais variáveis são responsáveis por captar os efeitos fixos e controlar os indivíduos no tempo.

5 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. No entanto, o preço pago pelo aumento da produtividade dos trabalhadores impulsionado pelo ganho de habilidades através do investimento em educação (retorno salarial à educação), sofre alterações ao longo dos anos em economias que não se encontram estagnadas.

No Brasil, diversas foram as transformações relacionadas ao perfil educacional do brasileiro e às relações trabalhistas no período compreendido entre 1995 e 2015. O período contou com uma ampla abertura do mercado brasileiro à concorrência externa; transformações tecnológicas que tornaram a indústria mais intensiva em capital; crescente oferta de mão de obra qualificada, movida pela ampliação de políticas públicas que visavam garantir maior acesso ao ensino; e, diminuição na qualidade do ensino. Todos esses aspectos teriam influenciado o preço pago pelo ganho de produtividade dos trabalhadores devido ao aumento do nível educacional.

Dessa forma, dadas as transformações ocorridas no período em análise, que fizeram com que o retorno salarial à educação não fosse constante, o presente estudo buscou analisar o efeito da educação sobre os rendimentos provenientes do trabalho principal dos indivíduos ao longo do tempo, de forma separada para homens e mulheres, utilizando uma estrutura de pseudo-painel, formada pelos dados das PNAD's de 1995 e 2015, controlando os efeitos fixos e os indivíduos no tempo por meio da criação de *dummies* de coorte e de tempo.

No mais, o presente estudo se apresenta como relevante dada tentativa de controlar de forma conjunta os vieses relacionados ao problema de seletividade amostral e de heterogeneidade não observada. Poucos são os trabalhos que buscaram controlar as adversidades supracitadas de forma concomitante, tanto no âmbito nacional, quanto internacional.

Os resultados apontaram um retorno crescente à educação em relação aos níveis de ensino analisados, tanto para homens quanto para mulheres, comprovando que as variações individuais no nível de escolaridade dos indivíduos, no período em análise, impactaram positivamente os seus rendimentos.

Além disso, mostrou-se que o retorno à educação no Brasil era maior no ano de 1995 do que no ano de 2015, as possíveis justificativas para este resultado foram o aumento da oferta de mão de obra qualificada, que acabou gerando excedente de trabalhadores com níveis educacionais mais elevados, resultando na diminuição da remuneração dos mesmos, e, a queda da qualidade da educação, que teria como efeito a redução da produtividade dos indivíduos e, conseqüentemente, do retorno salarial à educação.

Para as variáveis de experiência encontrou-se como resultado o comportamento quadrático padrão, ou seja, a experiência afetando de forma crescente os salários até próximo à meia idade do indivíduo, quando, devido a depreciação do capital humano, esse efeito passa a decrescer. Já para as variáveis que representam o produto cruzado entre as variáveis de experiência e a *dummy* de ano, o resultado encontrado foi que a experiência teve efeitos maiores sobre os salários dos homens no ano de 2015 quando comparado a 1995, enquanto para as mulheres o efeito foi maior no ano de 1995.

Sobre os setores de atuação dos trabalhadores, no geral, o setor agrícola é 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 quando comparado ao ano de 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 sexos.

Em relação às desigualdades entre os gêneros observou-se a existência de diferenças salariais favoráveis aos homens. No entanto, tal diferença diminuiu com o passar dos anos em virtude do aumento comparativo da escolaridade das mulheres, que acabou refletindo em ganhos salariais mais elevados que dos homens.

Por fim, para trabalhos futuros sugere-se que se busquem meios de identificar e corrigir o viés de simultaneidade, não abordado no presente trabalho, conjuntamente com os problemas de heterogeneidade não observada e viés de seleção amostral, para que se possam apresentar resultados ainda mais consistentes para a equação de rendimentos.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, J. P. F.; ANTIGO, M. F. Desemprego e qualificação da mão de obra no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 20, n. 2, p. 308-335, 2016.
- ARRAES, R. de A.; MARIANO, F. Z. Endogeneidade da educação na previsão da taxa de retorno: avaliação metodológica e aplicação para regiões brasileiras e estados selecionados. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 45, n. 2, p. 125-139, 2014.
- BAENINGER, R. Rotatividade migratória: um novo olhar para as migrações internas no Brasil. **REMHU: Revista Interdisciplinar da Mobilidade Humana**, v.20, n. 39, p.77-100, 2012.
- BARBOSA-FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.
- BASSETTO, C. F. Background familiar e desempenho escolar: uma abordagem com variáveis binárias a partir dos resultados do Saresp. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 36, 2019.
- 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**, v. 26, n. 1, p. 97-115, 2009.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: A theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v.70, p.9-49, 1962.
- BECKER, G. S. **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis**. New York: Columbia University Press and National Bureau of Economic Research, 1964.
- BERNDT, E. R. **The practice of econometrics classic and contemporary**. 8.ed. Boston, Massachusetts: Addison-Wesley, 702 p, 1996.
- BRESSER-PEREIRA, L. C.; MARCONI, N. Doença holandesa e desindustrialização. **Valor Econômico**, v. 25, n. 11, 2009.
- 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**, v. 58, n. 2, p. 185-210, 2004.
- CANGUSSU, R. C.; SALVATO, M. A.; NAKABASHI, L. Uma análise do capital humano sobre o nível de renda dos estados brasileiros: MRW versus Mincer. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 40, n. 1, p. 153-183, 2010.
- CARPENA, L.; OLIVEIRA, J. B. **Estimativa do Estoque de Capital Humano para o Brasil: 1981 a 1999**. Rio de Janeiro, 2002. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2705/1/TD_877.pdf>. Acesso em: 20/12/2019.

CARVALHO, E. R. A. de. Desenvolvimento humano e taxa de retorno da educação. **Pensamento & Realidade. Revista do Programa de Estudos Pós-Graduados em Administração-FEA**, v. 20, 2007.

CARVALHO, A. P.; NÉRI, M.; SILVA, D. B. N. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. **Anais do XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais (ABEP)**. Caxambú, MG: ABEP, 2006. p. 1-19.

CHECCHI, D. **The Economics of Education: Human Capital, Family Background and Inequality**. Cambridge: Cambridge University Press, 2006.

CHISWICK, B. R. Jacob Mincer, experience and the distribution of earnings. **Review of Economics of the Household**, v. 1, n. 4, p. 343-361, 2003.

CIRINO, J. F. **Participação feminina e rendimento no Mercado de trabalho: análise de decomposição para o Brasil e as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador**. 2008. 188 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2008.

CIRINO, J. F.; DALBERTO, C. R. Trabalhadores formais versus informais: diferenças de rendimento para a região metropolitana de Belo Horizonte. **Perspectiva Econômica**, v. 11, n. 2, p. 81-94, 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**, n. 51, 2018.

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. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1483.pdf>. Acesso em: 30 jul. 2019.

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, 2016.

COTRIM, L. R.; TEIXEIRA, M. O.; PRONI, M. W. **Desigualdade de gênero no mercado de trabalho formal no Brasil**. Campinas, SP: Unicamp, jun. 2020. (Texto para Discussão, n. 383).

CUGINI, S. C. B.; MAIA, K.; LOPES, R. L.; DEVIDÉ, A. J.; SOUZA, S. C. I. A força de trabalho feminina no mercado de trabalho brasileiro: discriminação salarial por gênero em 2002 e 2011. In: Encontro de Economia Paranaense, 9., 2014, Apucarana. **Anais...** Apucarana: UNESPAR, 2014.

CUNHA, J. M. P.; BAENINGER, R. CENÁRIOS DA MIGRAÇÃO NO BRASIL NOS ANOS 90. **Caderno CRH**, v. 18, n. 43, 2005.

CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Fecundidade e participação no mercado de trabalho brasileiro. **Nova Economia**, v. 26, n. 1, p. 179-206, 2016.

DALBERTO, C. R.; CIRINO, J. F. Informalidade e segmentação no mercado de trabalho brasileiro: evidências quantitativas sob alocação endógena. **Nova Economia**, v. 28, n. 2, p. 417-460, 2018.

DEL GROSSI, M. A Identificação da Agricultura Familiar no Censo Agropecuário 2017. **Revista NECAT-Revista do Núcleo de Estudos de Economia Catarinense**, v. 8, n. 16, p. 46-61, 2019.

DOMINGUES, P. Movimento negro brasileiro: alguns apontamentos históricos. **Tempo**, v. 12, n. 23, p. 100-122, 2007.

DOMINGUES, P. Agenciar raça, reinventar a nação: o Movimento Pelas Reparações no Brasil. **Análise Social**, n. 227, p. 332-361, 2018.

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**, v. 49, n. 1, p. 9-24, 2018.

FUJIAO, X. The Returns to Education in China: A Pseudo-Panel Approach [J]. **Statistical Education**, v. 10, 2010.

GAMA, L. C. D.; MACHADO, A. F. Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010. **Estudos avançados**, v. 28, n. 81, p. 155-174, 2014.

GAREN, J. The Returns to Schooling: A Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable. **Econometrica**, v. 52, n. 5, p. 1199-1218, 1984.

GIUBERTI, A. C.; MENEZES-FILHO, N. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 3, p. 369-384, 2005.

GJIPALI, A.; KRISTO, S. Rates of returns to human capital investments in Albania. **Romanian Economic Journal**, v. 14, n. 41, p. 3-24, 2011.

HIMAZ, R.; ATURUPANE, H. Returns to education in Sri Lanka: a pseudo-panel approach. **Education Economics**, v. 24, n. 3, p. 300-311, 2016.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v.45, n.1, p.153-161, 1979.

HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L. J.; TODD, P. E. **Fifty years of Mincer earnings regressions**. Massachusetts, USA: NBER, mai. 2003. (Texto para discussão, 9732).

HOFFMANN, R. Polarização da distribuição de renda no Brasil. **Revista Econômica**, v. 10, n. 2, 2008.

HOFFMANN, R.; SIMÃO, R. C. S. Determinantes dos rendimentos das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000. **Nova Economia**, v. 15, n. 2, p. 35-62, 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Séries Históricas e Estatística**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009. Disponível em: <<https://serieestatisticas.ibge.gov.br/series.aspx?no=4&op=0&vcodigo=ECE370&t=media-anos-estudo-pessoas-10-anos>>. Acesso em: 22 jun. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua - 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: 28 ago. 2019.

KASSOUF, A. L. O efeito do trabalho infantil para os rendimentos dos jovens, controlando o background familiar. In: Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 13., 2002, Ouro Preto. **Anais...** Minas Gerais: ABEP, 2002. p. 1-13.

KASSOUF, A. L. Retornos à escolaridade e ao treinamento nos setores urbano e rural no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 35, n. 2, p. 59-76, 2019.

KHARBANDA, V. **Returns to education in India**. Iowa: University of Iowa, 2012. Disponível em: <<https://pdfs.semanticscholar.org/84d3/79c0dab8cfafa68280d6278638dc77d0bcbc.pdf>>. Acesso em: 25 jul. 2020.

LAVINAS, L. Emprego feminino: o que há de novo e o que se repete. **Dados**, v. 40, 1997.

LEAL, C. I. S.; WERLANG, S. R. C. Retornos em educação no Brasil: 1976/89. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, 1991.

LEONE, E. T. A Expansão do Emprego Feminino, na Região Metropolitana de São Paulo, nos anos 90. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 11., 2016, São Paulo. **Anais...** São Paulo: ABEP, p. 2345-2368.

LOURES, R. C. R.; OREIRO, J. L.; PASSOS, C. A. K. Desindustrialização: a crônica da servidão consentida. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 2, n. 1, 2006.

LOUREIRO, P. R. A. Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 125-157, 2005.

MADALOZZO, R. Occupational segregation and the gender wage gap in Brazil: an empirical analysis. **Economia aplicada**, v. 14, n. 2, p. 147-168, 2010.

MAGALHÃES, R.; VENDRAMINI, A. Os impactos da quarta revolução industrial. **GV EXECUTIVO**, v. 17, n. 1, p. 40-43, 2018.

MARIANO, F. Z.; COSTA, E. M.; GUIMARÃES, D. B.; SOUSA, D. T. Diferenciais de Rendimentos entre Raças e Gêneros, nas Regiões Metropolitanas, por Níveis Ocupacionais: uma análise através do pareamento de Ñopo. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 48, n. 1, p. 137-173, 2018.

MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001). **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 5-27, 2006.

MATTOS, L. B.; MULLER C. A. S.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Efeitos do Trabalho Infantil sobre a Educação na Região Nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.37, n.3, p.1-12, Jul-Set. 2006.

MAZZA, A.; BATTISTI, M.; INGRASSIA, S.; PUNZO, A. Modeling Return to Education in Heterogeneous Populations: An Application to Italy. In: **Scientific Meeting of the Classification and Data Analysis Group of the Italian Statistical Society**. Springer, Cham, 2017. p. 121-131.

MEIRELES, D. C.; SILVA, J. L. M. DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS POR GÊNERO E RAÇA NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO. **Revista Gênero**, v. 20, n. 1, p. 73-95, 2019.

MINCER, J. Schooling, Experience, and Earnings. **Human Behavior & Social Institutions**, n. 2, 1974.

MOFFITT, R. Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections. **Journal of Econometrics**, v. 59, n. 1-2, p. 99-123, 1993.

MOLLO, M. L.; SAAD FILHO, A. Reconhecimento social da moeda: observações sobre a inflação e a estabilização de preços no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 21, n. 2, p. 24-42, 2001.

MORA, J. J.; MURO, J. Consistent estimation of pseudo panels in the presence of selection bias. **Economics Discussion Paper**, n. 2012-26, 2012.

NASSIF, A. **Há evidências de desindustrialização no Brasil?** Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: <<https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/13735>>. Acesso em: 05 jan. 2020.

NATIONAL ACADEMY OF SCIENCE AND ENGINEERING. **Recommendations for implementing the strategic initiative INDUSTRIE 4.0**. Frankfurt: Acatech, 2013. Disponível em: <https://www.acatech.de/wp-content/uploads/2018/03/Final_report__Industrie_4.0_accessible.pdf>. Acesso em: 22 jan. 2020.

OLIVEIRA, J. P.; SILVA, H. J. UM BREVE OLHAR SOBRE EVOLUÇÃO DO DIREITO DA MULHER NO MERCADO DE TRABALHO. **REVISTA HUM@ NAE**, v. 11, n. 2, 2017.

ONU MULHERES – ENTIDADE DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A IGUALDADE DE GÊNERO E O EMPODERAMENTO DAS MULHERES. **Mais igualdade para as mulheres brasileiras: caminhos de transformação econômica e social**. Brasília: ONU Mulheres, 2016. Disponível em: <http://www.onumulheres.org.br/wp-content/uploads/2016/05/encarte-Mais-igualdade-para-as-mulheres-brasileiras_site_v2.pdf>. Acesso em: 30 jul. 2020.

OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 30, n. 2, p. 219-232, 2010.

PASCHOALINO, P. A. T.; PLASSA, W.; DOS SANTOS, M. P. DISCRIMINAÇÃO DE GÊNERO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE PARA O ANO 2015. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 48, n. 3, p. 43-54, 2017.

PAULI, R. C.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. V. **Fatores de Oferta e Demanda na Qualificação dos Trabalhadores Brasileiros**. 2010. Disponível em: <http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/arquivos_servidor/textos_discussao/texto_para_discussao_ano_2010_texto_03.pdf>. Acesso em: 25 set. 2020.

PAULI, R. C.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. V. Mudança estrutural e mercado de trabalho no Brasil. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 32, n. 3, p. 459-478, 2012.

PEREIRA, A. M. L.; LIMA, L. D. S. C. A DESVALORIZAÇÃO DA MULHER NO MERCADO DE TRABALHO. **Revista Eletrônica Organizações e Sociedade**, v. 6, n. 5, p. 133-148, 2017.

PEREIRA, V. F.; LIMA, J. E.; LIMA, J. R. F.; BRAGA, M. J.; MENDONÇA, T. J. Avaliação dos retornos à escolaridade para trabalhadores do sexo masculino no Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 17, n. 1, 2013.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Relatório de Desenvolvimento Humano**. Brasil: PNUD, 2016. Disponível em: <<https://www.br.undp.org/content/dam/brazil/docs/RelatoriosDesenvolvimento/undp-br-HDR16%20Report.pdf>>. Acesso em: 24 jun. 2019.

RAMOS, L.; VIEIRA, M. L. **Desigualdade de rendimentos no Brasil nas décadas de 80 e 90: evolução e principais determinantes**. Rio de Janeiro. IPEA, 2001. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1979/1/TD_0803.pdf>. Acesso em: 27 jun. 2019.

RESENDE, M.; WYLLIE, R. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 3, p. 349-365, 2006.

RIBEIRO, M. G. Desigualdades de renda: a escolaridade em questão. **Educação & Sociedade**, v. 38, n. 138, p. 169-188, 2017.

ROSSI, P.; MELLO, G. **Choque recessivo e a maior crise da história: A economia brasileira em marcha à ré**. Campinas: CECON; UNICAMP 2017. Disponível em: <http://www3.eco.unicamp.br/images/arquivos/NotaCecon1_Choque_recessivo_2.pdf>. Acesso em: 06 jan. 2020.

SABOIA, J.; SALM, C.; FALVO, J. F.; MALUF, M. M. B.; COSTA, V. L. C. **Tendências da qualificação da força de trabalho**. Instituto de Economia, Rio de Janeiro: UFRJ, 2009. (Relatório - Estudo Transversal, n. 04). Disponível em: <http://www3.eco.unicamp.br/neit/images/stories/arquivos/ie_ufrj_et04_qualificacao.pdf>. Acesso em: 02 out. 2019.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, R. J. C. Um Estudo Sobre Retorno em Escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.58, n.2, p. 249-265, Abr/Jun., 2004.

SALVATO, M. A.; SILVA, D.G. O impacto da Educação nos Rendimentos do Trabalhador. In: XIII Seminário sobre a Economia Mineira, 2008, Diamantina, MG. **Anais...**, 2008. Belo Horizonte, 2008.

SAMUELS, D. A economia política da reforma macroeconômica no Brasil, 1995-2002. **Dados**, v. 46, n. 4, p. 805-835, 2003.

SANTOS, B. L. de P.; LELIS, L. V. C. Movimentos pendulares e diferenciais de salários no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 12, n. 4, p. 521-542, 2018.

SANTOS, G. R.; PALES, R. C.; RODRIGUES, S. G. Desigualdades regionais no Brasil—1991-2010. **InterSciencePlace**, v. 1, n. 31, 2015.

SANTOS, T. R. A.; MATOS, W. J. S.; CASSUCE, F. C. C. DETERMINANTES DO DIFERENCIAL DE ACESSO DE HOMENS E MULHERES NO MERCADO DE TRABALHO FORMAL NO BRASIL. **Revista Estudo & Debate**, v. 26, n. 4, 2019.

SAKURAI, R.; ZUCHI, J. D. AS REVOLUÇÕES INDUSTRIAIS ATÉ A INDÚSTRIA 4.0. **Revista Interface Tecnológica**, v. 15, n. 2, p. 480-491, 2018.

SCHULTZ, T. W. Capital Formation by Education. **Journal of Political Economy**, v. 58, n. 6, p.571-583, 1960.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **The American economic review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SÉCCA, R. X.; LEAL, R. M. **Análise do setor de Ensino superior privado no Brasil**. Rio de Janeiro: BNDES, 2009. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/bitstream/1408/1943/2/BS%2030%20An%c3%a1lise%20do%20setor%20de%20ensino%20superior_P.pdf>. Acesso em: 15 jan. 2020.

SILVA, C. B. R. Movimento negro e as lutas contra o racismo. **Revista de Educação Pública**, v. 27, n. 65, p. 613-634, 2018.

SILVA, E. A.; ALMEIDA, S. T. C. Mulher e trabalho no mundo contemporâneo: a conquista do espaço e as implicações para o processo saúde-doença. **História e Cultura**, v. 6, n. 3, p. 306-324, 2017.

SINDICATO DAS MANTENEDORAS DE ENSINO SUPERIOR. **Mapa do Ensino Superior no Brasil - 2017**. São Paulo: SEMESP, 2017. Disponível em: <<https://www.semesp.org.br/pesquisas/mapa-do-ensino-superior-no-brasil-2018/>>. Acessado em: 02 fev. 2020.

SOARES, S. S. D. **Perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras**. Brasília: IPEA, 2000. Disponível em:

<http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2295/1/TD_769.pdf>. Acesso em: 30 ago. 2019.

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. 97 f. Dissertação (mestrado), Programa de Pós Graduação em Economia, CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, CE, 2011.

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

TEIXEIRA, W. M.; MENEZES-FILHO, N. A. Estimando o retorno à educação do Brasil considerando a legislação educacional brasileira como um instrumento. **Brazilian Journal of Political Economy**, v. 32, n. 3, p. 479-496, 2012.

VELOSO, F. A evolução recente e propostas para a melhoria da educação no Brasil. **Brasil: a nova agenda social.** Rio de Janeiro: LTC, p. 215-253, 2011.

WARUNSIRI, S.; MCNOWN, R. The returns to education in Thailand: A pseudo-panel approach. **World Development**, v. 38, n. 11, p. 1616-1625, 2010.

WOLFF, E. N. **Poverty and Income Distribution**, 2nd ed. West Sussex: Wiley Blackwell, 2009.