

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA
PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

SINARA DA SILVA ANASTÁCIO

**DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO POR GÊNERO NO MERCADO DE
TRABALHO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE POR GRUPAMENTOS
OCUPACIONAIS**

**VIÇOSA – MINAS GERAIS
2022**

SINARA DA SILVA ANASTÁCIO

**DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO POR GÊNERO NO MERCADO DE
TRABALHO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE POR GRUPAMENTOS
OCUPACIONAIS**

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

Orientador: Elvanio Costa de Souza
Coorientadores: Jader Fernandes Cirino e Francisco Carlos da Cunha Cassuce.

**VIÇOSA – MINAS GERAIS
2022**

SINARA DA SILVA ANASTÁCIO

**DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO POR GÊNERO NO MERCADO DE
TRABALHO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE POR GRUPAMENTOS
OCUPACIONAIS**

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

APROVADA: 28 de julho de 2022.

Assentimento:

Sinara da Silva Anastácio
Autora

Prof. Dr. Elvanio Costa de Souza
Orientador

AGRADECIMENTOS

A Deus.

À minha família e amigos, pelo apoio incondicional.

À Universidade Federal de Viçosa, pela oportunidade de realizar a pós-graduação.

Aos professores Elvanio Costa de Souza e Jader Fernandes Cirino, pela ajuda e paciência.

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

RESUMO

ANASTÁCIO, Sinara da Silva, M.sc., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2022. **Diferenciais de Rendimento por Gênero no Mercado de Trabalho Brasileiro: uma análise por grupamentos ocupacionais.** Orientador: Elvanio Costa de Souza. Coorientadores: Jader Fernandes Cirino e Francisco Carlos da Cunha Cassuce.

A literatura que trata do diferencial de rendimentos por gênero possui argumentos variados, sendo mais comuns aqueles que associam o hiato salarial às características produtivas dos trabalhadores e das suas ocupações, tais como a flexibilidade do trabalho, os níveis salariais e de escolaridade, e até mesmo à discriminação. Para investigar se a desigualdade salarial entre homens e mulheres é menor entre os indivíduos alocados em grupos ocupacionais idênticos, o presente trabalho buscou analisar, a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua), o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no ano de 2019 para os grande grupamento ocupacionais de Diretores e gerentes, Profissionais das ciências e intelectuais, Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados e Ocupações elementares. Primeiramente, para identificar os determinantes dos rendimentos dos indivíduos, foram utilizadas as equações mincerianas de rendimento com correção de viés de seleção amostral; em seguida, para calcular o diferencial de rendimento entre homens e mulheres para diferentes grupamentos ocupacionais do mercado de trabalho brasileiro, foi utilizada a decomposição de Oaxaca-Blinder. Em relação às equações de rendimento, a maioria dos coeficientes manifestaram sinais conforme o esperado, tendo variado de intensidade entre os modelos. Quanto às decomposições de Oaxaca-Blinder, a maior parte delas teve significância estatística para a variável que define o diferencial salarial por gênero. Ocupações elementares foi o grupamento com maior diferença relativa entre os salários de homens e mulheres, enquanto a menor diferença foi observada para Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados. Três grupamentos (de um total de quatro grupamentos analisados) apresentaram diferença salarial por gênero maior que aquela auferida para a amostra completa. Dessa forma, a hipótese de que o diferencial de rendimentos dos trabalhadores seria menor para os indivíduos empregados em cargos semelhantes foi parcialmente refutada, dado que a diferença relativa entre os salários/hora de homens e mulheres, na maior parte dos grupamentos, foi maior que essa mesma medida estimada para todos os trabalhadores da amostra.

Palavras-chave: Diferencial de rendimentos. Mercado de trabalho. Grupamentos ocupacionais. Decomposição de Oaxaca-Blinder.

ABSTRACT

ANASTÁCIO, Sinara da Silva, M.sc., Universidade Federal de Viçosa, July de 2022. **Income Differentials by Gender in the Brazilian Labor Market: an analysis by occupational groupings**. Adviser: Elvanio Costa de Souza. Co-adversors: Jader Fernandes Cirino and Francisco Carlos da Cunha Cassuce.

The literature that deals with different types of work, being more common those that have an association or high salary with the productive characteristics of workers and their occupations, such as even work flexibility, salary and education levels, and even discrimination. To investigate whether the wage inequality between men and women is lower among individuals allocated to identical occupational groups, the present work will seek to analyze, based on data from the Continuous National Household Sample Survey – (Continuous PNAD), the income differential between men and women in 2019 for the large occupational groups of directors and managers, professionals in the sciences and intellectuals, service workers, sellers of trades and markets and elementary occupations. First, to identify the determinants of individual income, the Mincerian income equations with correction for sample selection bias was be used; then, to calculate the income differential between men and women for different occupational groups in the Brazilian labor market, the Oaxaca-Blinder decomposition was used. Regarding the income equations, most of the coefficients showed signs as expected, having varied in intensity between the models. As for the Oaxaca-Blinder decompositions, most of them had statistical significance for the variable that defines the wage differential by gender. Elementary occupations were the group with the greatest relative difference between the salaries of men and women, while the smallest difference was observed for Service workers, salespeople in shops and markets. Three groups (out of a total of four groups analyzed) showed a salary difference greater than that measured for the complete sample. Thus, the hypothesis that the differential in workers' earnings would be smaller for individuals employed in similar positions was partially refuted, given that the relative difference between wages/hours of men and women, in most groups, was greater than this same estimated measure for all workers in the sample.

Keywords: Income differential. Labor market. Occupational groups. Oaxaca-Blinder Decomposition.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Distribuição percentual dos trabalhadores entre suas atividades principais, por sexo - Brasil - 2019.....	38
Figura 2 - Distribuição percentual dos trabalhadores entre os grupamentos ocupacionais, por sexo - Brasil - 2019.....	39
Figura 3 - Razão do rendimento/hora médio dos trabalhadores femininos e masculinos, por faixa etária e grupo ocupacional (%) - Brasil - 2019.....	43
Figura 4 - Razão (%) do rendimento/hora médio dos trabalhadores femininos e masculinos, por faixas etárias, e rendimento/hora médio - Brasil - 2019	44
Figura 5 - Rendimento/hora médio do trabalho principal dos trabalhadores, por região do Brasil e sexo - Brasil - 2019	45

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Descrição das Variáveis utilizadas nas equações de seleção e rendimento	23
Tabela 2 - Distribuição da escolaridade dos trabalhadores, por grupamento (%) – 2019 - Brasil	26
Tabela 3 - Média e mediana dos rendimentos/hora dos trabalhadores, por sexo e grupo ocupacional - Brasil - 2019.....	33
Tabela 4 – Porcentagem de indivíduos, por escolaridade, grupo ocupacional e gênero (%) – Brasil - 2019	34
Tabela 5 - Estatísticas descritivas das variáveis das equações de seleção e de rendimento, por gênero - Brasil - 2019	35
Tabela 6 - Porcentagem de indivíduos, por escolaridade, grupo ocupacional e cor/raça (%) – Brasil - 2019	36
Tabela 7 - Média e mediana dos rendimentos/hora dos trabalhadores, por cor e grupo ocupacional - Brasil - 2019.....	37
Tabela 8 - Estatísticas descritivas de algumas das variáveis da equação de rendimento e de seleção, por grupo ocupacional, para homens e mulheres - Brasil – 2019.....	41
Tabela 9 - Estatísticas descritivas de algumas das variáveis da equação de rendimento e de seleção, por grupo ocupacional, para homens e mulheres - Brasil – 2019.....	42
Tabela 10 - Equação de rendimento, por gênero, para toda a amostra, Diretores e gerentes e Profissionais das ciências e intelectuais - Brasil - 2019	46
Tabela 11 - Equação de rendimento, por gênero, para Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados e Ocupações elementares - Brasil - 2019	53
Tabela 12 - Valor total do efeito Característica, Coeficiente e Interação, por grupamento - Brasil – 2019.....	59
Tabela 13 - Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora, por gênero, para toda a amostra, Diretores e gerentes e Profissionais das ciências e intelectuais – Brasil – 2019	60
Tabela 14 - Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora, por gênero, no grande grupamento ocupacional de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados e Ocupações elementares – Brasil – 2019.....	65

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
1.1. Objetivos	13
1.1.1. Objetivo Geral.....	13
1.1.2. Objetivos Específicos	13
2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS SOBRE DETERMINAÇÃO E DIFERENCIAÇÃO DE SALÁRIOS	14
3. METODOLOGIA	21
3.1. Equações mincerianas de rendimento para o mercado de trabalho nacional	22
3.2. Decomposição do diferencial de rendimentos do trabalho entre mulheres e homens	28
3.3. Fonte e tratamento de dados.....	30
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	32
4.1. Estatísticas Descritivas das Variáveis	32
4.2. Análise das Equações de Rendimento.....	45
4.3. Decomposições de Oaxaca-Blinder	57
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	72
REFERÊNCIAS.....	74
ANEXO A – RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DAS EQUAÇÕES DE SELEÇÃO.....	83

1. INTRODUÇÃO

Conforme será discutido no presente trabalho, diversos fatores explicam a diferença de rendimentos por gênero. Entre os principais, estão as características produtivas dos trabalhadores e das suas ocupações, assim como a discriminação do mercado de trabalho (PIMENTA, 2017). Para investigar se essa desigualdade salarial entre homens e mulheres é menor entre os indivíduos alocados em grupos ocupacionais idênticos, o presente trabalho buscará analisar, a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no ano de 2019 para quatro grandes grupos ocupacionais distintos.

Segundo Cotrim, Teixeira e Proni (2020), a estrutura ocupacional do Brasil é bastante segregada, de forma que as funções preferencialmente atribuídas às mulheres são aquelas vistas como um prolongamento de seus atributos naturais. De acordo com a Organização Internacional do trabalho - OIT (2003), elas tendem a desempenhar uma gama mais limitada de ocupações e possuem uma jornada de trabalho reduzida, sendo esta uma das razões para os seus baixos rendimentos e demais indicadores de qualidade de emprego desfavorecidos. As mulheres se concentram no setor de serviços, em atividades tipicamente mal remuneradas, como o serviço doméstico, educação secundária e serviços sociais (Bruschini, 2007). Os homens, por sua vez, possuem elevada participação nos serviços de maior conteúdo tecnológico, como os de tecnologia da informação e computação (OLIVEIRA; BELCHIOR, 2009).

Hoffmann e Leone (2004) afirmam que a segregação na estrutura ocupacional brasileira remete à forma como as mulheres se inseriram no mercado de trabalho. Segundo os autores, o aumento mais acentuado da taxa de atividade delas se deu a partir da década de 1970, com os processos de industrialização e urbanização no país, que culminaram na melhoria do padrão de consumo dos indivíduos e na ampliação da oferta de empregos (HOFFMANN; LEONE, 2004). Nessa época, houve a expansão dos serviços públicos, que favoreceu o crescimento do emprego feminino nas áreas de saúde, educação e administração pública, além de ter influenciado indiretamente nas atividades de comércio e de serviços pessoais (SOARES; OLIVEIRA, 2004). Dessa forma, apesar o emprego feminino ter aumentado em nível mundial, esse processo se deu, principalmente, em empregos vulneráveis caracterizados pela precariedade (países capitalistas desenvolvidos) e trabalho informal, bem como empregos em meio período (países em desenvolvimento) (GAMA, 2012).

A diferença entre gêneros no mercado de trabalho não está só na inserção dos indivíduos, mas também nos rendimentos auferidos por eles dentro de uma mesma ocupação (ARAÚJO; RIBEIRO, 2002; SOARES; OLIVEIRA, 2004; BAPTISTA, 2000; PARADELLA, 2019). De acordo com a Teoria do Diferencial Compensatório de Salários, o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres se deve, em grande parte, às características das ocupações exercidas, como o tipo de trabalho, localização, risco à saúde ou à vida, tamanho da jornada de trabalho, flexibilidade de horas de trabalho, entre outros (JORGE, 2008). Os salários seriam, então, uma recompensa individual pelo pagamento daqueles que aceitam condições de trabalho desagradáveis ou arriscadas. As mulheres, de acordo com essa teoria, recebem menos pois são mais avessas ao risco que os homens, de modo que elas tendem a escolher empregos em que o risco, e, conseqüentemente, o salário, é menor (KAUFMAN; HOTCHKISS, 2000). Ainda, ao considerar os “papéis de gênero” atribuídos pela sociedade, há poucos empregos arriscados e considerados como “masculinos” disponíveis para as mulheres (JORGE, 2008).

Os salários das mulheres também são influenciados negativamente pelas obrigações com os filhos e com a família, que podem tornar a vida profissional delas mais curtas e descontínuas, além de culminar em um baixo incentivo para o investimento em educação formal voltada para o mercado de trabalho e em treinamento no trabalho. Elas tendem a evitar empregos que exijam grandes investimentos em habilidades que poderão ser utilizadas apenas na empresa ofertante, uma vez que os retornos desses investimentos são obtidos apenas enquanto elas permanecerem com aquele empregador (BLAU; KAHN, 2000). Segundo Zlateva, Turner e Khanna (2010), enquanto as mulheres normalmente escolhem ocupações com requisitos educacionais e de treinamento mais baixos - com menores penalidades por tempo fora da força de trabalho e por mudanças de emprego -, os homens tenderiam a escolher carreiras mais longas e contínuas, com maiores retornos de educação e experiência.

Nos anos 2000, importantes avanços foram observados no mercado de trabalho brasileiro, tais como elevação real da renda média dos trabalhadores, diminuição do trabalho não remunerado, aumento da formalização e, principalmente, aumento da População Economicamente Ativa (PEA) (OLIVEIRA, 2014; OLIVEIRA; COLUMBI, 2014). Entre 2004 e 2014, a PEA brasileira (com 16 anos ou mais de idade) teve um incremento de 14,6 milhões de pessoas, tendo a PEA feminina aumentado de 43,4% para 44,1% nesse período (IBGE, 2015a).

Apesar de o mercado de trabalho brasileiro ter apresentado aumento da ocupação e dos rendimentos entre 2000 e 2014, especialmente para as mulheres, esses resultados foram parcialmente afetados pela recessão iniciada em meados de 2014 (COTRIM; TEIXEIRA; PRONI, 2020). O número total de vínculos empregatícios diminuiu 3% entre 2014 e 2015, enquanto, em 2016, a redução foi de 4,1%. Houve uma leve recuperação em 2017 e 2018, quando o número de vínculos cresceu 0,48% e 0,76%, respectivamente. Considerando o período 2014-2018, contudo, foram excluídos 2,9 milhões de postos de trabalho (-5,9%) (RAIS, 2018).

Em 2019, a participação dos homens na PEA foi de 65,5%, enquanto a das mulheres foi de 46,1% (IBGE, 2015a, 2020a). Aliado a esse cenário, o comportamento da desigualdade de rendimentos não se alterou significativamente nos últimos anos, embora tenha havido uma redução da magnitude entre 2014 e 2019. O rendimento-hora médio do trabalho masculino, em 2014, era 14,9% maior do que o das mulheres; em 2019, essa percentagem passou para 12,7% (IBGE, 2015a, 2020a). Na média nacional, em 2019, elas ganharam R\$12,90 por hora trabalhada contra R\$ 14,50 dos homens (IBGE, 2020a).

Observa-se, a partir desses dados, que, apesar de a participação feminina no mercado de trabalho ter aumentado e o diferencial de rendimentos entre os gêneros ter se reduzido entre 2014 e 2019, a desigualdade permaneceu. Esse fenômeno, também conhecido como “hiato de gênero”, já foi amplamente discutido pela literatura e diversos autores chegaram à conclusão de que parte do diferencial de rendimento é explicado pelo gênero do trabalhador (BLAU; KAHN, 2017; PEREIRA; OLIVEIRA, 2017; CAMPOS; COSTA SILVA; PIMENTA; CIRINO, CASSUCE, 2019; CIRINO, 2018; CARDOSO, 2021).

Para investigar sobre o hiato de gênero na indústria de transformação brasileira, Campos, Costa Silva e Cardoso (2021) analisaram homens e mulheres de diferentes quantis da distribuição de salários, a partir de dados da PNAD e da PIA de 2003 a 2015. Os autores descobriram que, no topo das distribuições de rendimentos, quanto maior for o nível de produtividade da indústria, menores são as desvantagens salariais das mulheres. Nas indústrias menos produtivas, por outro lado, na quais os indivíduos apresentam menor qualificação e menores rendimentos, os diferenciais de rendimentos foram menores. As mulheres apresentaram maior nível de escolaridade que os homens em todos os níveis de produtividade da indústria de transformação, porém, nos níveis mais produtivos, a qualificação foi mais relevante em reduzir o hiato de gênero.

O trabalho de Pimenta, Cirino e Cassuce (2019) teve como objetivo analisar os setores primário, secundário e terciário da economia brasileira em 2005 e 2015. Os resultados mostraram que o rendimento médio das mulheres foi menor que o dos homens nos três setores de atividades, sendo essa diferença relacionada principalmente ao componente não explicado pelas características produtivas. Já Cirino (2008) buscou determinar as principais características das mulheres que mais contribuíram para o aumento da participação feminina no mercado de trabalho nacional e das regiões metropolitanas de Belo Horizonte (RMBH) e Salvador (RMS) no período compreendido entre 1986-2006, assim como os aspectos de tal participação e rendimento no ano de 2006. Segundo o autor, para o mercado de trabalho nacional, as variáveis educação, idade, raça, posição na ocupação, setores de atividade e tipo de ocupação foram importantes para a explicação dos rendimentos/hora dos trabalhadores no seu trabalho principal, sendo também significativos os regressores regionais e de localização do domicílio (urbano ou rural e área metropolitana).

Em resumo, o diferencial de rendimentos pode ser explicado por fatores produtivos, discriminação e pelas características das ocupações. É por isso que o presente trabalho procura responder a seguinte pergunta: a desigualdade de rendimentos por gênero no mercado de trabalho brasileiro é menor quando se consideram indivíduos alocados em grupos ocupacionais idênticos? Espera-se que o diferencial de rendimentos dos trabalhadores seja menor para aqueles que estão empregados em cargos semelhantes.

Para identificar os determinantes dos rendimentos dos indivíduos, serão utilizadas as equações mincerianas de rendimento com correção de viés de seleção amostral; para calcular o diferencial de rendimento entre homens e mulheres, será utilizada a decomposição de Oaxaca-Blinder. A metodologia para decompor os rendimentos dos trabalhadores foi utilizada devido à divisão dos trabalhadores em grupamentos que, de certa forma, reduz a heterogeneidade salarial. A base de dados será retirada da PNADC de 2019, sendo composta por indivíduos de 16 a 65 anos, pertencentes aos grandes grupos ocupacionais de Diretores e gerentes, Profissionais das ciências e intelectuais, Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados e Ocupações elementares. O ano de 2019 foi escolhido devido ao fato de que, naquele ano, o país já se recuperava da recessão de 2014 e ainda não sentia os efeitos da pandemia de COVID-19. Quanto à escolha dos grupamentos, ela se deu em razão da escolaridade predominante de seus trabalhadores: enquanto os indivíduos dos dois primeiros tendem a possuir mais anos de estudo formal, aqueles inseridos nos outros dois grupamentos, na sua maioria, apresentam um nível educacional menor.

Integrar as dimensões de gênero na análise do mercado de trabalho servirá para compreender tanto os problemas vividos pelas mulheres quanto o funcionamento do mercado de trabalho como um todo. Ao entender a dinâmica de produção e reprodução das desigualdades sociais no Brasil, torna-se possível superar os desafios impostos por elas (ABRAMO, 2006). O diferencial desse estudo é a utilização de amostras menos heterogêneas, dado que trabalha com grupos ocupacionais. Isso terá o efeito de encorpar a literatura que trata de diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres, indicando quais grandes grupos ocupacionais mais discriminam por gênero.

Essa dissertação encontra-se dividida em cinco tópicos, incluindo esta introdução. No segundo tópico, realiza-se um levantamento teórico sobre a determinação e diferenciação dos salários. No terceiro, são apresentados os procedimentos de Heckman e da decomposição de Oaxaca-Blinder, bem como a base de dados utilizada na análise. No quarto tópico, são analisados os resultados dos diferenciais salariais por gênero no Brasil e, por fim, são apresentadas as considerações finais, no último tópico.

1.1. Objetivos

1.1.1. Objetivo Geral

Verificar o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no ano de 2019 para o mercado de trabalho brasileiro como um todo e dentro dos diferentes grupamentos ocupacionais.

1.1.2. Objetivos Específicos

- i) Encontrar os retornos das características produtivas (educação, experiência e outras) sobre o rendimento de homens e mulheres, nos seguintes grandes grupamentos ocupacionais, definidos pela PNADC: Diretores e gerentes; Profissionais das ciências e intelectuais; Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados; e Ocupações elementares;
- ii) Decompor o diferencial de rendimentos por gênero entre os quatro grandes grupamentos ocupacionais citados.

2. ASPECTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS SOBRE DETERMINAÇÃO E DIFERENCIAÇÃO DE SALÁRIOS

Considerado pela teoria econômica neoclássica ortodoxa como o preço de um bem qualquer, o salário, para os teóricos dessa vertente, era definido a partir de interações entre a oferta e a demanda. Por volta dos anos 1950-60, contudo, dada a grande diferenciação de rendimentos entre os trabalhadores, surgiu a necessidade de explicar mais claramente o processo de determinação salarial. Foram desenvolvidas, então, teorias que explicavam as diferenças salariais com base nos investimentos em capital humano dos trabalhadores, nas diferenças de experiência no mercado de trabalho, na discriminação e nas características das ocupações (riscos à saúde, flexibilidade e extensão da jornada de trabalho etc.).

A Teoria do Capital Humano supõe que a escolaridade é a variável explicativa para as diferenças de rendimento, de forma que o trabalhador, racionalmente, realiza investimentos em sua capacidade produtiva para auferir maiores níveis de renda futura (LIMA, 1980). Segundo essa teoria, indivíduos que apresentam características produtivas idênticas, tais como escolaridade e treinamento profissional, teriam a mesma produtividade, e, portanto, tenderiam a receber rendimentos semelhantes (SCHULTZ, 1961; BECKER, 1962).

Segundo Borjas (2005), os trabalhadores podem incrementar seu capital humano em escolas ou nas próprias empresas, a partir do modelo *on-the-job training* (BECKER, 1975) ou *learning-by-doing* (ARROW, 1971). No primeiro modelo, a acumulação de capital humano é proveniente do treinamento do trabalhador durante a realização de suas atividades no trabalho, enquanto, no segundo, as habilidades dos indivíduos são desenvolvidas espontaneamente, simplesmente pela repetição e aperfeiçoamento de rotinas. Borjas (2005) frisa que os trabalhadores valorizam a educação e outras formas de treinamento não só pelo aumento de suas produtividades, mas também por maximizar seus rendimentos.

Apesar de ser inferido pela Teoria do Capital Humano que homens e mulheres com as mesmas características produtivas deveriam receber salários parecidos, o hiato salarial entre os gêneros não é explicado apenas por diferenças nos atributos produtivos (CIRINO, 2018). Para Loureiro (2003), as disparidades do mercado de trabalho estão relacionadas à discriminação, a qual ele classifica em quatro tipos: i) discriminação salarial, na qual dois indivíduos com as mesmas características produtivas recebem salários diferentes por causa de características pessoais específicas; ii) discriminação de emprego, que restringe a oferta de emprego para determinados grupos, fazendo com que os demais estejam mais suscetíveis ao desemprego; iii) discriminação de trabalho/ocupacional, que diz respeito à restrição imposta

aos cargos que certos indivíduos podem ocupar; e iv) discriminação derivada de oportunidades desiguais para a obtenção de capital humano, que ocorre quando as oportunidades para um grupo aumentar sua produtividade (com educação formal ou treinamento no trabalho, por exemplo) são restringidas.

Os modelos neoclássicos que buscam explicar a discriminação no mercado de trabalho podem ser divididos em dois grupos principais: o modelo de discriminação por preferências individuais e o modelo de discriminação estatística (FERNANDES, 2002; LOUREIRO, 2003). No primeiro grupo de modelos, que tem como obra seminal o trabalho de Becker (1957), a motivação para discriminar é totalmente pessoal, de forma que o empregador vê uma *desutilidade* em contratar determinado grupo. O segundo grupo, por sua vez, é baseado nos estudos de Phelps (1972), Arrow (2015) e Aigner e Cain (1977), e segue a pressuposição de informação assimétrica, isto é, os empregadores não possuem total conhecimento sobre os indivíduos que pretendem contratar.

Tendo como base uma estrutura neoclássica de preferência e informação completa, os modelos de discriminação por preferências individuais consideram que o mercado é competitivo e cada agente pode se comportar de acordo com as suas preferências. Um empregador poderia preferir contratar um homem em detrimento de uma mulher, mesmo que o salário e as características produtivas destes sejam idênticas, se ele estiver disposto a pagar por essa preferência, seja direta (salários diferenciados) ou indiretamente (redução do lucro decorrente da escolha de um determinado grupo independente da produtividade). Silva (2019) evidencia que, no modelo teórico de preferência, a discriminação é sempre ineficiente.

No caso dos modelos de discriminação estatística, como os empregadores desconhecem a produtividade dos indivíduos a serem contratados, estes utilizarão informações médias de determinados grupos para inferir a produtividade individual. Tal prática pode ter o efeito de reduzir os salários até mesmo daqueles que não têm, necessariamente, uma menor produtividade (PIMENTA; CIRINO; CASSUCE, 2019). Para maximizar o lucro esperado, o empregador pode discriminar mulheres e negros, por exemplo, se acreditar que eles são menos qualificados, produtivos, estáveis etc. do que homens e brancos, e se o custo de obter a informação for muito elevado.

Como consequência desse tipo de discriminação, os indivíduos pertencentes a grupos minoritários podem acabar recebendo menores salários, mesmo que o empregador não tenha qualquer tipo de preconceito ou preferência contra tal grupo (O'NEILL; O'NEILL, 2006). Essa abordagem dá margem para um processo de seleção ineficiente, uma vez que as

previsões da firma a respeito das produtividades dos grupos a serem contratados podem estar erradas e os grupos minoritários serão avaliados por uma característica (sexo, cor ou outras) não relevante para a produção (CIRINO, 2018). A discriminação, nesse caso, não diz respeito às preferências do empregador e viria da experiência estatística adquirida por ele ao longo do tempo ou da perpetuação de ideias estereotipadas (PHELPS, 1972).

Segundo Cirino (2018), a discriminação por gênero, na prática, parece estar mais relacionada à discriminação estatística. Considerando dois trabalhadores de gêneros diferentes, que exercem a mesma função e possuem as mesmas características produtivas, a tendência é que o empregador remunere melhor o homem do que a mulher por acreditar que fatores sociobiológicos ligados à mulher a deixe menos produtiva. Apesar de não necessariamente refletir a realidade da trabalhadora em questão, a empresa atua em um ambiente de informação assimétrica e tende a manter o padrão de remuneração com base em experiências passadas. Igualmente, ao contratar um homem em detrimento de uma mulher, levando em conta apenas uma expectativa média de produtividade de ambos, a empresa estaria discriminando estatisticamente a mulher, pois desconhece as características reais dos trabalhadores em análise.

Para que a igualdade de oportunidades seja possível, de acordo com Roemer (1998), é preciso que a sociedade “nivele o campo de jogo” para que a competição seja justa entre indivíduos em desenvolvimento. Segundo o autor, todos os indivíduos que possuem atributos relevantes para determinado emprego devem ser incluídos no *ranking* de possíveis candidatos, de forma que características como etnia ou sexo, por exemplo, não contem nem favor nem contra em um processo seletivo. Ao nivelar o campo do jogo, as pessoas têm, a princípio, o potencial para atingir os resultados escolhidos por si mesmas, sendo este determinado pelo somatório das circunstâncias e do esforço (FERREIRA *et al.*, 2008).

Teoricamente, essa imperfeição do mercado em informar os agentes a respeito da verdadeira capacidade dos indivíduos discriminados deveria ser suavizada à medida que os padrões “aprendem” que as mulheres são de fato tão produtivas quanto os homens (ALTONJI; PIERRET, 2001). Essa persistência das desigualdades, contudo, pode ser explicada por meio de uma espécie de “profecia autorrealizada”: os padrões têm uma expectativa, racionalmente construída, de baixo rendimento produtivo das mulheres, então lhes ofertam um baixo salário; como resultado da baixa remuneração, elas não se sentem incentivadas a aumentar sua produtividade, confirmando assim a expectativa inicial (LUNDBERG; STARTZ, 1983).

Indo nessa linha, muitos estudos sobre diferenciação de rendimentos no mercado de trabalho consideram que a porção não explicada pelos fatores produtivos dos trabalhadores é fruto exclusivamente (ou majoritariamente) da discriminação. Entretanto, o fato de trabalhadores com mesma escolaridade ou tempo no mercado de trabalho possuírem rendimentos diferentes nem sempre se deve a esse fator. Parte do diferencial de rendimentos pode ser explicado por características das ocupações não consideradas corretamente nas modelagens (por falta de dados ou omissão). Há ocupações com jornadas de trabalho mais ou menos flexíveis, mais ou menos extensas; há ocupações que oferecem riscos à saúde; há trabalhos que são distantes do domicílio dos trabalhadores; há empregos que exigem maior esforço físico ou mental, maiores responsabilidades etc. Assim, ocupações com características diferentes precisam oferecer remunerações diferenciadas para atrair os trabalhadores que necessitam (os diferenciais compensatórios) (KAUFMAN; HOTCHKISS, 2000; JORGE, 2008; BLAU; KAHN, 2000; ZLATEVA; TURNER; KHANNA, 2010).

A teoria dos diferenciais compensatórios se baseia em três hipóteses principais (EHRENBERG; SMITH, 2000): i) os trabalhadores, para maximizar suas utilidades, analisam não só a renda recebida, mas o pacote completo de vantagens e desvantagens de um emprego; ii) eles possuem todas as informações sobre as características das ocupações, inclusive seus riscos; iii) há livre mobilidade de mão-de-obra, ou seja, os indivíduos recebem diversas propostas de trabalho e podem escolher aquela que mais lhe agrada. Dessa forma, antes de aceitar uma oferta de emprego, o indivíduo avaliará, entre todas as possibilidades, a que oferece o salário que melhor remunera os seus serviços, dadas as características do posto de trabalho. Jorge (2008) acredita, contudo, que essa teoria só é válida se forem mantidos constantes os atributos do trabalhador (gênero, raça, escolaridade, experiência etc.) e do posto de trabalho (estrutura do mercado, região, taxa de sindicalização etc.) que afetem a remuneração recebida.

Alguns estudos apontam que a segregação ocupacional é um importante determinante do diferencial salarial por sexo no Brasil (ALVES; CARMO; FERREIRA, 2004; HIRATA, 2011; COSTA; BARBOSA; HIRATA, 2016; BOTASSIO; VAZ, 2020). No Brasil, as mulheres tendem a ocupar profissões que representam uma extensão de funções que lhes são tradicionalmente atribuídas dentro da família, como as que envolvem cuidados (por exemplo, enfermeiras, assistentes sociais, babás, professoras), ou as que requerem habilidades relacionadas às tarefas domésticas (faxineiras, cozinheiras, costureiras etc.). Dado que elas se concentram em empregos que oferecem menores salários e apresentam menor status social, o

fenômeno da segregação ocupacional contribui para a perpetuação das desigualdades sociais entre os gêneros (BOTASSIO; VAZ, 2020).

Segundo Salas e Leite (2007), dois fatores principais explicam a persistência da segregação ocupacional por sexo no mercado de trabalho: a discriminação de emprego, que resulta na menor contratação de mulheres para o exercício de ocupações tidas como “masculinas”; e a preferência feminina por atividades e carreiras identificadas com o papel social atribuído à mulher. Gottfredson (1981; 1983), por meio da Teoria da Circunscrição e Compromisso, postula que a percepção dos estereótipos de gênero tem o papel mais importante nas decisões vocacionais. De acordo com a teoria, o desenvolvimento do autoconceito vocacional processa-se em quatro estádios progressivos e complementares (TOCALINO, 2013): i) entre 3 e 5 anos: a criança se orienta pelo tamanho e poder, a partir de dicotomias simples como grandes/pequenas, ou fortes /fracas; ii) entre 6 e 8 anos: as crianças tendencialmente direcionam os seus interesses para atividades que se coadunam ao seu gênero, rejeitando as que se associam ao oposto; iii) entre 9 e 13 anos: os adolescentes passam a organizar as atividades não só em função do gênero, mas também do prestígio que elas possuem, utilizando critérios como o salário, o nível de formação etc.; e iv) a partir de 14 anos: o adolescente inicia um processo introspectivo em busca da sua identidade pessoal, conciliando com o seu papel social.

Para Gottfredson (1981; 1983), durante o segundo estágio do autoconhecimento vocacional, enquanto as meninas passam a modelar as suas ações e aspirações pelas de suas mães e figuras femininas, os rapazes utilizam os seus pais e figuras masculinas como modelos. O espaço profissional nesta idade, então, divide-se em dois: um lado contém os empregos compatíveis com o critério do papel sexual, e o outro contém os empregos inaceitáveis, isto é, empregos que as meninas consideram serem tipicamente masculinos e os rapazes consideram tipicamente femininos (NETO; SASTRE; MULLET, 2001).

Ao longo dos estágios do desenvolvimento do autoconceito vocacional, ocorre a circunscrição, isto é, o processo no qual os indivíduos eliminam algumas alternativas ocupacionais de suas possibilidades, afunilando suas opções vocacionais. É por isso que no quarto estágio, quando os jovens começam a planejar suas carreiras, sobram poucas alternativas de emprego, uma vez que eles precisam ser vistos como compatíveis com o papel de gênero, com o estatuto social e com os valores profissionais e interesses dos adolescentes. Após o quarto, finalmente o indivíduo se compromete de forma relativamente permanente com as decisões tomadas e inicia sua vida laboral (NETO; SASTRE; MULLET, 2001).

Goldin (2014), por sua vez, acredita que a diferenciação de rendimentos entre os gêneros está substancialmente relacionada à flexibilidade do trabalho. Normalmente os funcionários se reúnem em seus locais de trabalho com os clientes e acumulam conhecimento sobre eles. Então, se um funcionário estiver indisponível, o valor do indivíduo para a empresa diminuirá. Da mesma forma, muitas vezes os funcionários ganham ao interagir uns com os outros em reuniões ou em conversas aleatórias. Caso o funcionário não esteja por perto, ele será excluído das informações transmitidas durante essas interações e terá seu valor diminuído. Infere-se, portanto, que o aumento das disparidades salariais entre homens e mulheres está vinculado ao desejo de flexibilidade de tempo de trabalho, principalmente nos mundos corporativo, financeiro e jurídico, onde as interações são importantes.

A autora argumenta que a diferença na remuneração por gênero seria consideravelmente reduzida ou até mesmo desapareceria se as empresas não tivessem um incentivo para recompensar desproporcionalmente os indivíduos que têm uma grande jornada de trabalho ou que fazem horas extras. Segundo ela, os empregos que se caracterizam por intensa negociação e competição são aqueles que apresentam as maiores não linearidades de pagamento com respeito ao tempo trabalhado; e as mulheres tendem a se afastar desse tipo de serviço. No geral, homens e mulheres entram no mercado de trabalho com rendimentos bastante semelhantes, tanto os trabalhadores em tempo integral quanto os parciais, mas as diferenças aumentam com a idade, principalmente durante as primeiras décadas de trabalho.

Vilela, Araújo e Ribeiro (2012), utilizando dados da PNAD de 1998 e 2008, fizeram um estudo para analisar o diferencial de rendimentos por gênero e cor no Brasil para diferentes gerações de trabalhadores. Os autores observaram que, apesar de cor e gênero serem importantes para explicar o diferencial de rendimentos entre os indivíduos, ao comparar os resultados por faixas etárias, os coeficientes dessas variáveis foram menores nas faixas etárias mais jovens, corroborando com a ideia de que as pessoas de 20 a 29 anos têm se deparado com um mercado de trabalho mais igualitário do que as pessoas de 50 a 59 anos. Essa redução no diferencial de rendimento pode ser explicada pela maior escolaridade dos mais jovens: Na média, os indivíduos de 50 a 59 anos possuem 7 anos de estudo, enquanto os trabalhadores de 20 a 29 anos possuem 10 anos de estudo. Vilela, Araújo e Ribeiro (2012) enfatizam, contudo, que esse não é o único fator que explica a desigualdade de renda, uma que, desde a década de 1970, a escolaridade das mulheres é superior à dos homens, mas os seus rendimentos continuam menores.

Gould, Schieder e Geier (2016) encorpam esse argumento ao afirmar que o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres apresenta grande variação entre diferentes ocupações, níveis salariais e de escolaridade e raça/etnia. Segundo elas, a disparidade salarial é menor nas ocupações que oferecem menores salários, o que, provavelmente, relaciona-se às políticas do mercado de trabalho que criam um piso salarial. As autoras dizem ainda que, além de as mulheres receberem menos que os homens com educação semelhante em todos os níveis de ensino, a lacuna salarial tende a aumentar com o nível de educação, o que pode ser reflexo das políticas no mercado de trabalho que promovem resultados mais iguais para os trabalhadores na camada inferior da distribuição de salário. Além disso, na média, as mulheres asiáticas e brancas experimentam as maiores lacunas em relação aos homens asiáticos e brancos, respectivamente; contudo, isso se deve, em parte, ao fato de que os homens asiáticos ou brancos ganham muito mais do que homens negros ou hispânicos.

Para Greenhalgh (1980), a diferença de rendimentos entre homens e mulheres tem forte ligação com o estado civil dos indivíduos. Utilizando dados derivados do *General Household Surveys* de 1971 e 1975 da Grã-Bretanha, o autor fez uma análise dos ganhos médios por hora de homens e mulheres considerando seu *status* conjugal. Ele observou que o diferencial inexplicável de rendimentos entre mulheres solteiras e casadas era de 12%, ou seja, as mulheres solteiras ganhavam, em média, 12% a mais que as casadas. Para os homens, esse diferencial entre solteiros e casados era de 10%, isto é, os homens casados recebiam, em média, 10% a mais que os solteiros. Presume-se, com isso, que os homens casados adotam uma atitude mais ambiciosa em relação ao trabalho, ao passo que as mulheres casadas são menos ambiciosas. Mais recentemente, os trabalhos de Matsoso (2015), Zhang e Hannum (2015) e Coavas Blanquicetta e Gomez Duarteb (2016) chegaram a resultados parecidos.

Em uma pesquisa com recém-formados em MBA da *London Business School* entre 1992 e 1995, Graddy e Pistaferrri (2000) levantaram algumas hipóteses sobre a existência de diferenças salariais entre homens e mulheres não explicadas nem por características do trabalhador nem do emprego:

- i) Quando as mulheres têm por volta de 30 anos de idade, é provável que os empregadores se preocupem com a chance de elas tirarem licença maternidade. Eles poderiam, portanto, fazer o cálculo do valor presente do salário com base na possibilidade de que no futuro, por causa da gravidez e das responsabilidades familiares, as mulheres graduadas seriam menos comprometidas com seu trabalho do que os homens graduados;

- ii) Como o salário final geralmente é obtido após uma negociação entre o empregador e o graduado, os resultados masculinos podem indicar que os homens são melhores em negociações salariais que as mulheres.
- iii) Dado que a maioria dos empregadores que recrutam MBAs são gerentes, estes podem estar pouco preocupados com os lucros dos proprietários e mais propensos a permitir que o “gosto pela discriminação” entre em suas funções de utilidade (de acordo com a teoria do agente principal). Os gerentes das corporações podem simplesmente preferir se associar a homens, o que faria com que as mulheres tivessem menos alternativas (ou alternativas com salários mais baixos) do que os homens.

A partir do exposto, observa-se que a Teoria do Capital Humano não é capaz de explicar todo o hiato salarial entre homens e mulheres. A literatura que trata do diferencial de rendimentos por gênero possui argumentos variados, sendo mais comuns aqueles que associam o hiato salarial à discriminação, à flexibilidade do trabalho, à profissão exercida e aos níveis salariais e de escolaridade. Como historicamente homens e mulheres tendem a trabalhar em ocupações diferentes, com características diferentes (que precisam oferecer compensações salariais diferenciadas para atrair trabalhadores), considerar que a discriminação é a causa do recebimento de salários diferentes por pessoas com escolaridade e tempo no mercado de trabalho semelhantes pode não ser correto se as características das ocupações não forem levadas em conta (supor que todos ofertam trabalho em um mercado único e homogêneo). Desse modo, este estudo buscou analisar se o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres brasileiros que pertencem a grupamentos ocupacionais semelhantes é menor que aquele verificado quando os grupos ocupacionais não são levados em conta.

3. METODOLOGIA

Para averiguar se a desigualdade de rendimentos por gênero no mercado de trabalho brasileiro é menor entre os indivíduos alocados em grupos ocupacionais idênticos, dois modelos serão estimados. Primeiramente, para identificar os determinantes dos rendimentos dos indivíduos, serão utilizadas as equações mincerianas de rendimento com correção de viés de seleção amostral (HECKMAN, 1979). Em seguida, para calcular o diferencial de rendimento entre homens e mulheres para diferentes grupamentos ocupacionais do mercado de trabalho brasileiro, será utilizada a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Esses métodos são detalhados nas subseções a seguir.

3.1. Equações mincerianas de rendimento para o mercado de trabalho nacional

Inspirado na Teoria do Capital Humano, Mincer (1974) desenvolveu a equação de rendimentos (também chamada de equação minceriana), que relaciona as características dos indivíduos com os seus rendimentos. Ela será utilizada para analisar os determinantes dos rendimentos de mulheres e homens em 2019, tendo sua forma funcional definida por:

$$\ln Rend_i = \beta X'_i + \varepsilon_i, \text{ onde } i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (1)$$

em que $\ln Rend_i$ é o logaritmo natural do rendimento/hora oriundo do trabalho principal do indivíduo; X'_i é o vetor de características que afetam os rendimentos dos indivíduos (variáveis explicativas); β é o vetor de parâmetros a serem estimados; e ε_i é o termo de erro.

É possível que o modelo apresente viés de seleção amostral, dado que os rendimentos de um indivíduo só podem ser observados se ele estiver ocupado. Para corrigir esse problema, o presente trabalho utilizou o procedimento desenvolvido por Heckman (1979), que, a partir da equação de seleção, define formalmente a decisão do indivíduo em participar da amostra. Mais especificamente, a equação de seleção, modulada via modelo *Probit*, busca apresentar os fatores que influenciam a probabilidade de um indivíduo encontrar-se ocupado com rendimento positivo no mercado laboral e, conseqüentemente, participar da amostra.

A equação de seleção do presente trabalho (cujas variáveis são definidas na Tabela 1) apresenta o seguinte formato:

$$\begin{aligned} Ocup_i = & \alpha_1 + \alpha_2 E_1 + \alpha_3 E_2 + \alpha_4 E_3 + \alpha_5 Exp_i + \alpha_6 Exp_i^2 + \alpha_7 Urb_i + \\ & \alpha_8 Metr_i + \alpha_9 Reg_{1i} + \alpha_{10} Reg_{2i} + \alpha_{11} Reg_{3i} + \alpha_{12} Reg_{4i} + \alpha_{13} Cor_i + \alpha_{14} RDpc_i + \\ & \alpha_{15} CD_{1i} + \alpha_{16} CD_{2i} + \alpha_{17} CD_{3i} + \alpha_{18} Criança_i + \mu_i, \end{aligned} \quad (2)$$

em que os coeficientes a serem estimados são representados por α_j ($j = 1$ a 18), ao passo que μ_i representa o termo de erro aleatório com média 0 e variância σ_u^2 .

A partir da equação de seleção, é possível calcular a variável λ_i (razão inversa de Mills). Caso ela apresente significância estatística, infere-se que o viés de seleção está presente, demonstrando que a aplicação da regressão MQO convencional geraria estimadores viesados. Ao inserir λ_i na equação de rendimento, as estimativas dos seus parâmetros se tornarão mais consistentes, dado que o viés de seleção será eliminado (HECKMAN, 1979). Basicamente, a variável λ_i informa para a equação de rendimento a probabilidade de um indivíduo estar ou não ocupado com rendimento positivo no mercado de trabalho. Ela é definida como (JOHNSTON; DINARDO, 1997):

$$\lambda_i = \frac{\phi(Z_i\gamma/\sigma_0)}{\Phi(Z_i\gamma/\sigma_0)}, \quad (3)$$

em que $\phi(\cdot)$ é a distribuição normal padrão; $\Phi(\cdot)$, a distribuição acumulada; Z_i , o conjunto de variáveis que buscam prever se a pessoa trabalha ou não; σ_0 , a variância; e γ uma constante. O sinal esperado para λ_i , se significativo, é negativo.

A equação de rendimento (que tem suas variáveis descritas na Tabela 1) terá o formato a seguir:

$$\begin{aligned} \ln Rend_i = & \beta_1 + \beta_2 E_1 + \beta_3 E_2 + \beta_4 E_3 + \alpha_5 Exp_i + \alpha_6 Exp_i^2 + \alpha_7 Urb_i + \\ & \alpha_8 Metr_i + \alpha_9 Reg_{1i} + \alpha_{10} Reg_{2i} + \alpha_{11} Reg_{3i} + \alpha_{12} Reg_{4i} + \alpha_{13} Cor_i + \beta_{14} A_{1i} + \\ & \beta_{15} A_{2i} + \beta_{16} A_{3i} + \beta_{17} A_{4i} + \beta_{18} A_{5i} + \beta_{19} A_{6i} + \beta_{20} A_{7i} + \beta_{21} A_{8i} + \beta_{22} A_{9i} + \\ & \beta_{23} Not + \beta_{24} Tempo + \beta_{25} \lambda_i + \mu_i, \end{aligned} \quad (4)$$

em que os coeficientes a serem estimados são representados por β_j ($j = 1$ a 25).

Tabela 1 - Descrição das Variáveis utilizadas nas equações de seleção e rendimento

Nome da Variável	Descrição	Sinal esperado
$\ln Rend_i$	Logaritmo natural do rendimento/hora oriundo do trabalho principal do indivíduo.	
$Ocup_i$	Variável dependente binária que assume o valor 1 caso o indivíduo esteja ocupado com rendimento positivo e 0, caso contrário.	
E_j ($j = 1$ a 3)	Variável discreta que indica a escolaridade do indivíduo, sendo o grupo-base formado por aqueles que não completaram o ensino fundamental; e E_1 , E_2 e E_3 representando, respectivamente, os indivíduos que completaram o ensino fundamental ou estão no ensino médio; os que completaram o ensino médio ou estão cursando o ensino superior; e os que completaram o ensino superior.	+
Exp	Anos de experiência do agente econômico no mercado de trabalho.	+
Exp^2	Anos de experiência do agente econômico no mercado de trabalho ao quadrado.	-
Urb	Variável qualitativa que assume o valor 1 se o indivíduo reside em áreas urbanas.	+

(continua)

		(conclusão)
Nome da Variável	Descrição	Sinal esperado
<i>Metr</i>	Variável qualitativa que assume o valor 1 para indivíduos que residem em regiões metropolitanas.	+
Reg_k ($k = 1$ a 4)	<i>Dummies</i> relativas à região do domicílio do indivíduo, sendo o grupo-base formado por aqueles localizados na região Nordeste; Reg_1 representando os agentes domiciliados no Sudeste; Reg_2 , no Sul; Reg_3 , Centro-Oeste; e Reg_4 , Norte.	Indefinido
<i>Cor</i>	<i>Dummy</i> que indica a cor da pele do agente econômico, assumindo o valor 1 para aquele que se declara branco ou amarelo e 0, caso contrário.	+
<i>RDpc</i>	Renda domiciliar per capita de todas as fontes, exclusive aquela oriunda do trabalho principal do indivíduo.	-
CD_l ($l = 1$ a 3)	Variáveis <i>dummies</i> relativas à posição do indivíduo no domicílio, sendo o grupo-base formado pela pessoa responsável pelo domicílio; CD_1 são os cônjuges; CD_2 , os filhos; e CD_3 , outras posições.	-
<i>Criança</i>	Variável binária assumindo o valor 1 se existem crianças menores de 10 anos no domicílio e 0, caso contrário.	-
A_m ($m = 1$ a 9)	<i>Dummies</i> relativas à atividade principal do trabalhador, sendo o grupo-base formado pela indústria; A_1 representando a agricultura; A_2 , a construção; A_3 , o comércio; A_4 , transporte; e A_5 , alojamento e alimentação; A_6 , informação; A_7 , educação; A_8 , outros serviços; e A_9 , serviços domésticos.	Indefinido
<i>Not</i>	Variável qualitativa que assume valor 1 para os empregados que possuem a jornada de trabalho totalmente compreendida no período de 10 horas da noite às 5 horas da manhã seguinte.	Indefinido
<i>Tempo</i>	Tempo que o empregado trabalha no estabelecimento atual (em anos).	+

Fonte: Elaboração própria.

As variáveis explicativas utilizadas nas equações 2 e 4 são, em sua maioria, aquelas apontadas pela literatura (MENEZES; CARRERA-FERNANDEZ; DEDECCA, 2005; PASCHOALINO; PLASSA; SANTOS, 2017; CIRINO, 2018; MACIEL; OLIVEIRA, 2018) como bons preditores da renda e da possibilidade de os indivíduos estarem empregados, bem como pela disponibilidade destas na PNAD.

Para tratar o efeito limiar da educação (threshold effect), foram utilizadas *dummies* de escolaridade nas equações 2 e 4, conforme sugerem Hoffmann e Simão (2005). Os autores acreditam que o efeito da escolaridade não pode ser captado por uma função linear, uma vez que o aumento da taxa de retorno da escolaridade cresce significativamente a partir do limiar de dez anos de estudo. Os autores indicam o uso de dezessete variáveis binárias representando cada ano de estudo (tendo como base as pessoas sem instrução), mas o presente estudo fará uma adaptação dessa alternativa e utilizará *dummies* para diferentes faixas de estudo, assim como propõe Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2010). Esse procedimento se justifica pela existência do “efeito diploma” que, segundo Crespo e Reis (2006), é refletido em prêmios salariais mais elevados à medida que ciclos de educação são completos.

Espera-se que a chance de o indivíduo estar empregado aumente quando é acrescido seu grau de escolaridade. Além disso, para os que estão empregados, a expectativa é que seus salários estejam positivamente relacionados com o nível de escolaridade (MENEZES; CARRERA-FERNANDEZ; DEDECCA, 2005). Quanto à variável *Exp*, a expectativa é que os indivíduos com maiores níveis de experiência tenham maiores chances de conseguir um emprego, assim como postula a Teoria do Capital Humano (LIMA, 1980). Para os já empregados, acredita-se que haverá uma relação positiva entre experiência e renda; e o mesmo raciocínio é válido para a variável que representa o número de anos que o indivíduo se encontra em seu emprego atual (*Tempo*), dado que a tendência é que, com o tempo, o funcionário se especialize em seu ofício, o que pode culminar em recompensas salariais (GIUBERTI; MENEZES-FILHO, 2005). Ao considerar a depreciação física natural do trabalhador, contudo, espera-se que o sinal do coeficiente da experiência ao quadrado seja negativo na equação de rendimento, dada a existência de retornos decrescentes de rendimento frente ao aumento marginal dos anos de experiência (EHRENBERG; SMITH, 2000). Também se espera que a probabilidade de estar empregado com salário positivo aumente com a experiência até certo ponto e depois decresça.

Em relação à variável *Not*, o sinal esperado para o seu coeficiente na equação de rendimento depende do grupamento ocupacional regredido. Para Diretores e gerentes e Profissionais das ciências e intelectuais, considerando que são profissões que não costumam contratar formalmente trabalhadores no período noturno, é esperado que o sinal seja negativo. Já para os grupamentos de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados e Ocupações elementares, que possuem profissões que podem ser exercidas durante a noite, tais como Garçons e atendentes de bar, Porteiros e zeladores, Guardas de segurança,

Trabalhadores dos serviços domésticos em geral, Ajudantes de cozinha, entre outros, é esperado que o sinal seja positivo (IBGE, 2018).

Ressalta-se que as equações 2 e 4 serão estimadas separadamente para homens e mulheres. Num primeiro momento, para a população brasileira como um todo e, em seguida, para os seguintes grupamentos definidos pela PNADC (IBGE, 2019): i) Diretores e gerentes; ii) Profissionais das ciências e intelectuais; iii) Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados; e iv) Ocupações elementares.¹ Esses grupamentos foram escolhidos devido ao nível de escolaridade predominante: os indivíduos dos dois primeiros grupamentos tendem a possuir mais anos de estudo formal, enquanto aqueles inseridos nos outros dois grupamentos, na sua maioria, apresentam um nível educacional menor. A distribuição das escolaridades é exposta na tabela a seguir:

Tabela 2 - Distribuição da escolaridade dos trabalhadores, por grupamento (%) – 2019 - Brasil

	Ensino fundamental incompleto ou equivalente	Fundamental completo ou equivalente	Médio completo ou equivalente	Superior completo
Diretores e gerentes	4,76%	5,03%	38,31%	51,90%
Profissionais das ciências e intelectuais	0,46%	0,63%	10,23%	88,68%
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	14,36%	16,56%	61,23%	7,86%
Ocupações elementares	43,94%	22,28%	32,11%	1,67%

Fonte: Elaboração própria.

Para desenvolver as regressões, a amostra considerada para os dois primeiros grupamentos é composta por indivíduos que possuem no mínimo ensino médio completo, ao passo que nos demais grupamentos, a amostra será constituída de indivíduos que tenham no máximo ensino superior incompleto. Os resultados dos modelos desenvolvidos para esses quatro grupamentos serão comparados com os resultados da amostra geral. Para o primeiro tipo de modelo, a *dummy*-base de escolaridade é composta por indivíduos que não tenham concluído o ensino fundamental; já no segundo tipo de modelo, por indivíduos com ensino médio completo ou equivalente.

¹ A lista de grupamentos ocupacionais da PNADC que serão considerados na amostra completa é a seguinte: i) Diretores e gerentes; ii) Profissionais das ciências e intelectuais; iii) Técnicos e profissionais de nível médio; iv) Trabalhadores de apoio administrativo; v) Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados; vi) Trabalhadores qualificados da agropecuária, florestais, da caça e da pesca; vii) Trabalhadores qualificados, operários e artesãos da construção, das artes mecânicas e outros ofícios; viii) Operadores de instalações e máquinas e montadores; e ix) Ocupações elementares.

Para as variáveis qualitativas relacionadas à residência do indivíduo, é esperado que os moradores das áreas urbanas ou de regiões metropolitanas tenham maiores salários e maior facilidade para conseguir empregos. Segundo Barros, Franco e Mendonça (2007), as características locacionais têm um grande impacto sobre a remuneração dos trabalhadores, mesmo dentro de um mesmo município. O estudo feito pelos autores mostra que, em 2005, os trabalhadores urbanos brasileiros recebiam cerca de 8% a mais que os trabalhadores rurais com idênticas características observáveis em postos de trabalho similares. Além disso, de acordo com Figueiredo *et al.*, (2008), a modernização do setor agrícola ocorrida nos últimos anos propiciou mudanças no mercado de trabalho rural, tais como a diminuição de trabalhadores remunerados em atividades agrícolas e aumento da produção para o consumo próprio.

Com relação às demais variáveis presentes na equação 2, são esperados os seguintes sinais para seus coeficientes: negativo para “renda domiciliar per capita”, uma vez que, quanto maior a renda domiciliar, menor a necessidade de o indivíduo buscar trabalho remunerado para proteger financeiramente seu domicílio, principalmente no caso das mulheres; negativo para “cônjuges”, “filhos” e “outras posições”, já que acredita-se que a chance destes estarem empregados, com rendimento positivo, é menor que a dos responsáveis pelos domicílios, que costumam ser os principais provedores do sustento do lar; e negativo para “crianças pequenas” para mulheres, dado que o cuidado com as crianças pequenas é uma tarefa tradicionalmente feminina, podendo afetar a entrada de mães e irmãs mais velhas no mercado de trabalho (CIRINO, 2018).

Na equação 3, o sinal esperado para o coeficiente da *dummy* que indica se o indivíduo trabalha no período noturno é positivo, uma vez que a teoria dos diferenciais compensatórios postula que os trabalhos menos desejáveis (como os insalubres, perigosos, arriscados ou noturnos) devem apresentar salários maiores para atrair trabalhadores. No Brasil, os indivíduos que trabalham à noite recebem o chamado “adicional noturno”, que é uma compensação para sua jornada de trabalho desgastante (PAULA, 2012).

Finalmente, com relação às características físicas dos trabalhadores, espera-se que, na média, os indivíduos brancos ou amarelos ganhem mais que os demais, mesmo que suas características produtivas sejam as mesmas. Acentua-se que esse padrão pode variar de acordo com o grupo ocupacional que o indivíduo está inserido e sua atividade principal, assim como mostram os estudos de Cambota e Pontes (2007), Costa, Sousa e Guimarães (2013), Madalozzo, Martins e Lico (2015) e Botassio e Vaz (2020).

Logo após terem sido calculadas as equações mincerianas de rendimento, serão desenvolvidas as decomposições do diferencial de rendimentos do trabalho entre os gêneros, as quais têm sua metodologia detalhada no subtópico a seguir.

3.2. Decomposição do diferencial de rendimentos do trabalho entre mulheres e homens

Para calcular o diferencial de rendimentos existente entre homens e mulheres no total da amostra e, separadamente, nos quatro grupamentos ocupacionais, foi empregado o procedimento de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), que decompõe o diferencial de rendimentos dos indivíduos entre características observáveis – atributos produtivos e pessoais dos indivíduos – e não observáveis – componente que demonstra a parte não explicada. Escolheu-se essa metodologia em vez da decomposição quantílica por causa da divisão dos trabalhadores em grupamentos que, de certa forma, reduz a heterogeneidade salarial.

A princípio, são estimadas as equações de determinantes do rendimento (4), que, matricialmente, são expressas da seguinte forma:

$$\ln Sal = X' \beta + v, \quad (5)$$

em que $\ln Sal$ é o vetor do logaritmo natural do rendimento dos indivíduos; X a matriz de variáveis explicativas, incluindo o intercepto; e v o vetor de erros aleatórios.

A diferença média do rendimento logaritimizado entre homens e mulheres é expressa da seguinte forma (JANN, 2008):

$$\begin{aligned} D &= E(\ln Sal_H) - E(\ln Sal_M) = E(X'_H \beta_H + v) - E(X'_M \beta_M + v), \\ &= E(X_H)' \beta_H - E(X_M)' \beta_M, \end{aligned} \quad (6)$$

em que $E(\beta_i) = \beta_i$ e $E(v_i) = 0$, por hipótese, sendo i o grupo formado por homens (H) ou mulheres (M).

Para mensurar a contribuição da diferença das médias dos regressores (características produtivas dos agentes e demais aspectos ligados à sua ocupação no mercado) e da diferença dos coeficientes β_i (retornos em termos de rendimentos desses atributos) em D , Jones e Kelley (1984) propõem que a expressão anterior seja rearranjada para o seguinte formato:

$$D = [E(X_H) - E(X_M)]' \beta_M + E(X_M)' (\beta_H - \beta_M) + [E(X_H) - E(X_M)]' (\beta_H - \beta_M) \quad (7)$$

Essa nova expressão, denominada *three-fold decomposition*, divide o diferencial total de rendimentos entre homens e mulheres em três componentes (JANN, 2008):

- 1) Componente explicado (efeito Característica): é representado pelo termo $[E(X_H) - E(X_M)]'\beta_M$ da equação e denota a parcela da diferença no rendimento médio entre os sexos relacionada aos atributos produtivos dos trabalhadores e aos aspectos das atividades que eles exercem. Espera-se que as variáveis desse efeito entrem na decomposição reduzindo o diferencial de rendimentos, fazendo com que o sinal do efeito total seja negativo.
- 2) Componente não explicado (efeito Preço ou efeito Coeficiente): denotado por $E(X_M)'(\beta_H - \beta_M)$, mede a contribuição das diferenças nos coeficientes, incluindo o intercepto. Esse termo costuma ser atribuído à discriminação entre os grupos, dado que, se forem mantidas constantes as características produtivas dos indivíduos, as diferenças nos coeficientes entre os dois grupos irão medir o tratamento desigual entre os gêneros no mercado de trabalho. Para o efeito Coeficiente, é esperado que ele apresente sinal positivo na Decomposição de Oaxaca-Blinder, aumentando o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres. Enfatiza-se que o termo não explicado capta não só a diferença de retornos do trabalho entre os sexos relacionada à discriminação, mas também o efeito de outras variáveis não observadas nas equações de rendimento, tais como risco à saúde/vida associado à ocupação, flexibilidade da jornada de trabalho, entre outros (JANN, 2008).
- 3) Termo de interação: é o componente $[E(X_H) - E(X_M)]'(\beta_H - \beta_M)$ da equação, que mede a interação entre as diferenças das características de trabalho e de atributos pessoais e as diferenças nos coeficientes entre os dois gêneros. Mais especificamente, esse termo é a interação do componente explicado com o não explicado.

A expectativa é que o sinal do efeito Coeficiente se sobressaia sobre o efeito Característica, fazendo com que, no resultado geral, o diferencial de rendimentos favoreça os homens.

Para obter estimativas consistentes e não enviesadas de erros-padrão das decomposições de Oaxaca-Blinder, serão utilizadas estimativas de ponto para os diferenciais encontrados, bem como para suas medidas de dispersão (JANN, 2005). Já para contornar o problema de indeterminação na parcela não-explicada do diferencial de rendimentos, que surge quando o resultado da decomposição para as variáveis *dummies* varia de acordo com a escolha do grupo-base (categoria omitida), as equações de rendimento serão normalizadas,

assim como sugere Yun (2005). Dessa forma, os vetores dos coeficientes estimados são expressos em termos de desvios de um coeficiente médio para cada grupo de variáveis *dummies*. Segundo o autor, esse procedimento equivale a estimar equações de rendimento variando os grupos-base, o que permite obter as médias das estimativas dos resultados e utilizá-las na decomposição de Oaxaca-Blinder.

3.3. Fonte e tratamento de dados

Os dados utilizados neste estudo foram retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) de 2019 (IBGE, 2019), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A PNADC produz informações sobre características gerais da população a partir de diferentes níveis geográficos, relacionadas aos temas habitação, rendimento, trabalho, população e educação. Para analisar a evolução de aspectos diversos de uma família, cada domicílio selecionado é entrevistado cinco vezes, uma vez a cada trimestre, durante cinco trimestres consecutivos (IBGE, 2015). Algumas informações são captadas em todos os trimestres, como é o caso do bloco de trabalho, enquanto outras se restringem a trimestres específicos ou até mesmo em entrevistas ao longo do ano, como o caso de rendimentos de outras fontes.

Neste trabalho, as informações retiradas da PNADC são as anuais, consolidadas a partir das primeiras entrevistas dos trimestres. A amostra é formada por indivíduos de 16 a 65 anos de idade, em função das idades mínimas estipuladas pela legislação brasileira para o trabalho e aposentadoria (BRASIL, 1988, 1991). Com exceção dos trabalhos noturnos, perigosos ou insalubres, o trabalho com carteira assinada é permitido a partir dos 16 anos pela constituição federal de 1988 do Brasil (art. 7º, XXXIII). A legislação também define que a idade mínima para os trabalhadores urbanos se aposentarem é de 65 anos para os homens e 60 para as mulheres; para os trabalhadores rurais, essa idade é reduzida em 5 anos para ambos os sexos (Lei 8.213/91, arts. 48 a 51). Além disso, são excluídos: i) empregadores e trabalhadores por conta-própria, por não exercerem trabalho subordinado e, conseqüentemente, não serem passíveis de discriminação salarial; ii) funcionários públicos estatutários e militares, uma vez que seus salários são fixados por lei (BRASIL, 2008); iii) trabalhadores sem carteira de trabalho assinada, dado que o mercado de trabalho desses profissionais é diferente daquele definido para os trabalhadores formais; e iv) profissionais da atividade Administração pública, defesa e seguridade social e os que exercem atividades maldefinidas.

Neste trabalho, o rendimento/hora é definido como a razão entre o rendimento mensal do trabalho principal do indivíduo e o número de horas normalmente trabalhadas por ele em uma semana multiplicado por 4,33 (número aproximado de semanas em um mês). Utiliza-se do logaritmo natural nos rendimentos para que eles sejam explicados pelo modelo em termos relativos, isto é, o acréscimo marginal resultante de uma unidade adicional na variável independente será exprimido em porcentagem.

Para as *dummies* que definem a condição do indivíduo no domicílio, ressalta-se que cônjuges do mesmo sexo ou de sexos diferentes foram considerados na variável CD_1 , e filhos e enteados na variável CD_2 . Com relação à variável CD_3 , ela engloba as seguintes posições dentro do domicílio: genro ou nora; pai, mãe, padrasto ou madrastra; sogro(a); neto(a); bisneto(a); irmão ou irmã; avô ou avó; outro parente; agregado (não parente que não compartilha despesas); convivente (não parente que compartilha despesas); pensionista; empregado(a) doméstico(a); e parente do(a) empregado(a) doméstico(a).

Em relação às *dummies* de região, elas foram criadas a partir da variável da PNADC que mostra qual Unidade Federativa o indivíduo reside. Para o Sudeste, foram agregados os estados de Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro e São Paulo. Para o Sul, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Centro-oeste: Mato Grosso do Sul; Mato Grosso; Goiás; e Distrito Federal. Norte: Rondônia; Acre; Amazonas; Roraima; Pará; Amapá; e Tocantins. Por fim, para o Nordeste foram agregados os estados de Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia.

Como a PNADC não tem uma variável que informa há quanto tempo o indivíduo se encontra no mercado de trabalho, foi utilizada como *proxy* para a experiência do trabalhador a sua idade menos sua escolaridade e sua idade de ingresso na escola (seis anos), assim como propõe Mincer (1974). Por ser uma aproximação, a variável *Exp* não capta os períodos de em que os trabalhadores ficam afastados do mercado de trabalho, o que, conseqüentemente, pode superestimar a experiência das mulheres, que costumam ter carreiras mais descontínuas. Contudo, apesar de essa variável considerar que todos entram na escola com seis anos de idade, começam a trabalhar assim que terminam os estudos e não ficaram fora do mercado de trabalho em nenhum momento (seja cuidando dos filhos, desempregados etc.), ela já foi adotada em diversos trabalhos, tais como Heckman, Tobias e Vytlačil (2000), Suliano e Miro (2014) e Lima (2018), e é vista como uma aproximação razoável.

Por fim, para identificar se um domicílio possui criança de até 10 anos de idade, foi criado um identificador de domicílio a partir do agrupamento das variáveis UPA (Unidade

Primária de Amostragem), V1008 (Número de seleção do domicílio) e V1014 (Painel), assim como recomenda o IBGE (2020a). Além disso, por se tratar de um plano amostral complexo, serão utilizados pesos (V1032) para estimar as equações.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A presente seção se divide em três partes. Enquanto na primeira são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no estudo, na segunda e na terceira serão discutidos, respectivamente, os resultados dos modelos de rendimento (Equação 3) e dos diferenciais de rendimento por gênero (Equação 6). Ressalta-se que as equações de seleção (2) estão no Anexo A deste trabalho, dado que elas possuem um papel secundário, mas ainda relevante, no alcance do objetivo final: estimar os diferenciais de rendimento por gênero (PIMENTA, 2017).

4.1. Estatísticas Descritivas das Variáveis

Antes do tratamento dos dados, a amostra da PNADC contava com 443.790 observações, o que representava, considerando os pesos amostrais, 209.496.463 pessoas. Após as exclusões, ela passou a ter 95.014 observações, ou seja, o equivalente a 51.854.170 pessoas.

Das observações disponíveis após a filtragem, 46,19% delas correspondiam a indivíduos do sexo feminino e 53,81% do sexo masculino, sendo a maior parte referente a não brancos (58,95%). Cerca de 91,78% da amostra era residente de áreas urbanas e 43,75% de regiões metropolitanas. Já a região do Brasil com a maior representatividade na amostra foi a Sudeste, ao passo que a menor foi a Norte.

Na semana de referência da pesquisa, 72,91% dos indivíduos estavam empregados e possuíam rendimento positivo. O rendimento/hora médio dos trabalhadores foi de R\$12,13, enquanto o mediano foi de R\$8,08, demonstrando que alguns rendimentos elevados aumentaram o rendimento médio da amostra. Analisando por gênero, observa-se que a rendimento/hora médio feminino por hora foi de R\$11,06, enquanto o masculino foi de R\$12,96 (Tabela 3).

Tabela 3 - Média e mediana dos rendimentos/hora dos trabalhadores, por sexo e grupo ocupacional - Brasil - 2019

Rendimento (R\$)	Homens		Mulheres	
	Média	Mediana	Média	Mediana
Diretores e gerentes	34,37	19,25	22,49	15,40
Profissionais das ciências e intelectuais	33,04	23,09	24,18	16,94
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	9,35	7,87	7,67	6,60
Ocupações elementares	7,28	6,30	7,38	6,30
Total	12,96	8,66	11,06	7,51

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Conforme mostra o relatório desenvolvido pela UN Women (2020), o hiato salarial entre homens e mulheres não ocorre só no Brasil. Em 2019, a brecha salarial de gênero no mundo foi de 16% para os trabalhadores com as mesmas características produtivas, sendo essa diferença maior no caso das mulheres negras, imigrantes e mães. De acordo com o relatório, o salário médio das mulheres foi mais baixo que o dos homens em todos os países, em todos os níveis de educação, em todos os grupos etários e em todos os setores. Se essa progressão continuar, serão necessários mais de 250 anos para que a paridade econômica de gênero seja alcançada.

Entre os grupamentos ocupacionais, o que apresentou maior rendimento médio para os homens foi o de Diretores e gerentes, enquanto para as mulheres foi o de Profissionais das ciências e intelectuais. Os salários dos homens, na média, foram maiores que o das mulheres em todos os grupamentos, com exceção do de Ocupações elementares. Além disso, assim como foi observado para os trabalhadores no geral, as medianas dos rendimentos em todos os grupamentos foram menores que os seus respectivos rendimentos médios. Em termos percentuais, a maior diferença entre a média e a mediana de rendimentos se deu no grupamento de Diretores e Gerentes, tanto para homens quanto para mulheres. Já a menor diferença foi observada em Ocupações elementares, para os homens, e em Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados, para as mulheres.

Apesar de a teoria do capital humano valorizar os efeitos da escolaridade na renda obtida pelos trabalhadores e na chance de eles se inserirem no mercado de trabalho (BALASSIANO; SEABRA; LEMOS, 2005), a partir dos dados da amostra, é possível verificar que os homens receberam mais por hora que as mulheres embora a proporção de mulheres com ensino superior tenha sido maior (25,28% contra 15,71% dos homens) (Tabela

4). Além disso, uma porcentagem maior de homens está empregada (77,49%, contra 67,77%) (Tabela 5). Esses resultados não necessariamente contradizem a teoria do capital humano, uma vez que diversos fatores podem afetar o rendimento recebido pelos indivíduos, os quais serão discutidos a partir dos resultados das Equações de Rendimento e das Decomposições de Oaxaca-Blinder.

Tabela 4 – Porcentagem de indivíduos, por escolaridade, grupo ocupacional e gênero (%) – Brasil - 2019

	Ensino fundamental incompleto ou equivalente	Fundamental completo ou equivalente	Médio completo ou equivalente	Superior completo
Homens				
Diretores e gerentes	4,50	4,62	33,19	57,69
Profissionais das ciências e intelectuais	0,61	0,70	9,23	89,46
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	15,28	17,30	60,89	6,53
Ocupações elementares	39,90	22,40	36,23	1,47
Total	20,39	16,21	47,69	15,71
Mulheres				
Diretores e gerentes	1,10	3,23	35,54	60,13
Profissionais das ciências e intelectuais	0,08	0,25	7,72	91,96
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	10,51	14,90	64,65	9,94
Ocupações elementares	40,65	22,38	34,87	2,10
Total	13,62	11,83	49,27	25,28

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Conforme é observado na Tabela 4, a proporção de mulheres com ensino superior é maior que a dos homens em todos os grupamentos. A porcentagem de homens com ensino fundamental incompleto foi 20,39% contra 13,62% das mulheres, ao passo que 15,71% os homens tinham ensino superior completo contra 25,28% das mulheres. Quanto aos grupamentos analisados, aquele com maior proporção de indivíduos com ensino superior completo foi o de Profissionais das ciências e intelectuais (89,46% para homens e 91,96% para mulheres).

O grupamento de Ocupações elementares, por outro lado, apresentou a maior proporção de indivíduos com ensino fundamental incompleto (39,90% para homens e 40,65%

para mulheres). Esse grupamento apresentou como particularidade o fato de ter sido o único em que as mulheres manifestaram, em média, rendimentos maiores que o dos homens, considerando a última faixa etária (50 a 65 anos) (Figura 2). Além disso, as mulheres desse grupamento também foram as únicas em que o tempo de trabalho médio no estabelecimento atual foi superior ao dos homens.

Considerando toda a amostra feminina, a porcentagem de mulheres que trabalham e não têm criança em casa é de 65,78%, enquanto aquelas que trabalham e têm criança em casa correspondem a 58,54% da amostra. Para os homens, essas proporções são de 72,94% e 78,29%, respectivamente (Tabela 5).

Tabela 5 - Estatísticas descritivas das variáveis das equações de seleção e de rendimento, por gênero - Brasil - 2019

Variáveis	Homens		Mulheres	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
Indivíduos ocupados (%)	77,49	41,76	67,77	46,74
Experiência (anos)	18,89	13,49	17,81	13,00
Moradores de área urbana (%)	90,91	28,74	92,76	25,92
Moradores de Região Metropolitana (%)	42,50	49,43	45,16	49,77
Região (%)				
Sudeste	49,72	50,00	50,92	49,99
Sul	16,31	36,94	16,38	37,01
Centro-Oeste	8,14	27,34	7,82	26,85
Norte	5,99	23,73	5,92	23,61
Nordeste	19,85	39,89	18,95	39,19
Indivíduos brancos ou amarelos (%)	43,09	49,52	46,07	49,85
Renda familiar <i>per capita</i> (R\$), exceto o salário do indivíduo em análise	804,21	1183,70	1019,69	1525,60
Ocupados (as) sem criança em casa (%)	72,94	44,43	65,78	47,45
Ocupados (as) com criança em casa (%)	78,29	41,23	58,54	49,27
Tempo de trabalho no estabelecimento atual (anos)	4,59	6,56	4,06	6,28
Trabalho noturno	2,82	16,55	1,10	10,44

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

A partir das estatísticas de trabalhadores com e sem filhos, infere-se que as mulheres que vivem em um domicílio que possui criança tendem mais a ficar fora do mercado de trabalho do que os homens na mesma situação. Isso é condizente com os papéis de gênero designados pela sociedade, que coloca o homem como o principal provedor da família.

De acordo com os dados da amostra, os trabalhadores não brancos e não amarelos, na média, apresentaram rendimentos e níveis educacionais mais baixos que os demais indivíduos. A proporção de indivíduos brancos ou amarelos com ensino superior é de 27,48%, enquanto para não brancos ou amarelos é de 12,95%. Quanto à categoria-base das *dummies* de escolaridade, seu resultado mostrou que 13,58% dos indivíduos brancos ou amarelos não têm instrução ou possuem menos de 1 ano de estudo, enquanto entre os não brancos a porcentagem foi de 20,95% (Tabela 6). Quanto aos rendimentos/hora médios, os indivíduos brancos ou amarelos e os demais receberam, respectivamente, R\$ 14,83 e R\$ 9,65 (Tabela 7). Segundo Cruz (2019, on-line), esse cenário se relaciona com a perpetuação da desigualdade entre as raças, que vem de um processo histórico. “[...] existem menos crianças negras nas escolas, menor acesso à universidade e menor acesso ao mercado de trabalho”, afirma o autor.

Tabela 6 - Porcentagem de indivíduos, por escolaridade, grupo ocupacional e cor/raça (%) – Brasil - 2019

	Ensino fundamental incompleto ou equivalente	Fundamental completo ou equivalente	Médio completo ou equivalente	Superior completo
Brancos ou amarelos				
Diretores e gerentes	2,33	3,24	30,26	64,17
Profissionais das ciências e intelectuais	0,13	0,25	6,62	93,00
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	11,49	14,90	62,52	11,09
Ocupações elementares	37,62	23,39	36,52	2,46
Total	13,58	12,57	46,36	27,48
Não brancos/amarelos				
Diretores e gerentes	4,84	5,80	42,48	46,88
Profissionais das ciências e intelectuais	0,64	0,80	11,92	86,64
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	13,83	16,97	63,13	6,06
Ocupações elementares	41,87	21,82	34,87	1,44
Total	20,95	15,87	50,23	12,95

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Em todos os grupamentos, a porcentagem de trabalhadores não brancos/amarelos com ensino superior é menor que a dos brancos ou amarelos. Além disso, entre os indivíduos não brancos/amarelos houve a maior porcentagem com ensino fundamental incompleto em todos os grupamentos. Os rendimentos médios dos trabalhadores também mostraram uma discrepância conforme as suas cores/raças. Os brancos ou amarelos receberam mais, em média, que os trabalhadores não brancos/amarelos em todos os grupamentos analisados. A maior diferença percentual entre esses dois grupos foi observada no grupamento de Profissionais das ciências e intelectuais, enquanto a menor no grupamento de Ocupações elementares (Tabela 7).

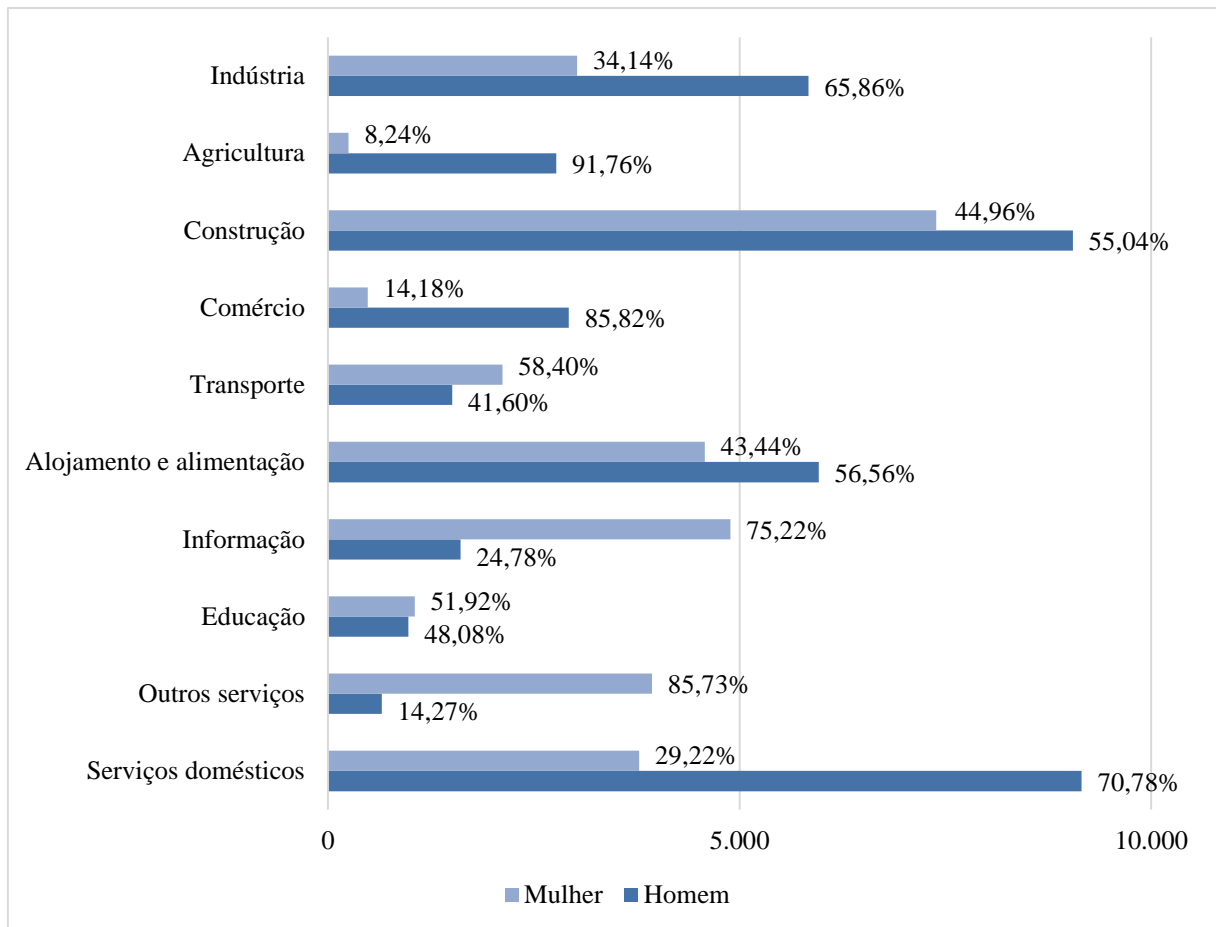
Tabela 7 - Média e mediana dos rendimentos/hora dos trabalhadores, por cor e grupo ocupacional - Brasil - 2019

	Brancos ou amarelos		Não brancos/amarelos	
	Média	Mediana	Média	Mediana
Diretores e gerentes	34,09	20,21	19,83	13,75
Profissionais das ciências e intelectuais	30,72	21,00	21,81	15,40
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	9,19	7,51	7,88	6,86
Ocupações elementares	7,78	6,77	7,08	6,18
Total	14,83	9,24	9,65	7,51

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

No geral, a atividade que mais atraiu trabalhadores em 2019 foi a Construção civil, seguido por Serviços domésticos. Analisando os resultados por gênero, observa-se que as atividades relacionadas à agricultura atraíram percentualmente mais homens que mulheres (91,76% contra 8,24%) ao passo que Outros serviços atraíram proporcionalmente mais mulheres (85,73% contra 14,27%) (Figura 1). Já a atividade mais equilibrada em termos de gênero dos trabalhadores, em 2019, foi Educação. Ressalta-se que foram excluídos da análise os indivíduos inseridos em atividades mal definidas.

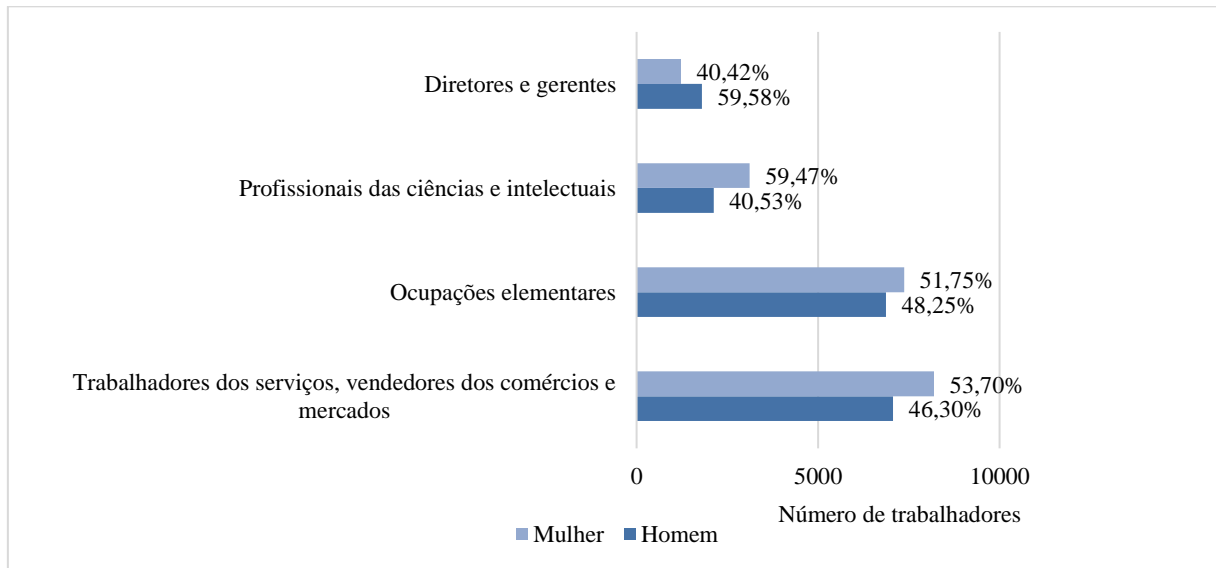
Figura 1 - Distribuição percentual dos trabalhadores entre suas atividades principais, por sexo - Brasil - 2019



Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

A respeito dos grupamentos ocupacionais, aquele que mais empregou brasileiros, dentre os grupamentos analisados, foi o de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados. Por outro lado, aquele que apresentou o menor número de trabalhadores foi o de Diretores e gerentes (Figura 2).

Figura 2 - Distribuição percentual dos trabalhadores entre os grupamentos ocupacionais, por sexo - Brasil - 2019



Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Com o crescimento do uso de estratégias de racionalização e terceirização de atividades, principalmente após a década de 1990, a composição dos grupos ocupacionais passou por mudanças. O trabalho assalariado perdeu importância no mercado de trabalho, em especial nas atividades industriais, além de ter aumentado a participação relativa de autônomos e empregadores nas atividades terciárias (ROSANDISKI, 2016). Se por um lado as inovações tecnológicas e a adoção de processos produtivos e de relações de trabalho mais flexíveis facilitaram a inserção feminina em ambientes tidos como essencialmente masculinos, por outro, essa inserção ocorreu de forma desigual e discriminatória (ALVES; CARMO; FERREIRA, 2004).

Ainda existe um forte efeito de segregação ocupacional de gênero nas ocupações, dado que as mulheres tendem a exercer atividades consideradas femininas, que se assemelham a afazeres domésticos. No ano de 2015, o grupamento ocupacional que mais absorveu a mão de obra feminina foi o dos trabalhadores dos serviços, vendedores e prestadores de serviços do comércio, agregando aproximadamente 43% das mulheres ocupadas. Nesse mesmo ano, também apresentaram maioria feminina os seguintes grupamentos ocupacionais: Profissionais das ciências e das artes; Trabalhadores de serviços administrativos; e Trabalhadores dos serviços, vendedores e prestadores de serviços do comércio (BOTASSIO; VAZ, 2020).

Segundo Botassio e Vaz (2020), no caso do grupamento de Profissionais das ciências e das artes, a participação das mulheres apresentou um grande aumento entre 2004 e 2015 –

passou de 59,3% para 61,7%. Como esse grupamento reúne ocupações que requerem maior nível de ensino, o incremento da participação de mulheres nele reflete o aumento da escolaridade delas, principalmente no ensino superior. Essa tendência se manteve em 2019, conforme é visto na Figura 2, já que o grupamento de Profissionais das ciências e intelectuais foi o que apresentou a maior proporção de mulheres entre todos os analisados (59,47%). Por outro lado, aquele com mais homens proporcionalmente às mulheres foi o de Diretores e gerentes (59,58%). Segundo Botassio e Vaz, Diretores e gerentes foi o único com predominância masculina em que o percentual de mulheres aumentou entre 2004 e 2015, passando de 33,9% para 37,1% (BOTASSIO; VAZ, 2020).

Segundo Hirata (2009), o aumento da presença feminina entre os Dirigentes em geral e Profissionais das ciências e das artes espelha a polarização do emprego feminino: De um lado estão as mulheres inseridas em profissões intelectuais superiores, que desfrutam de bons salários e ocupações de prestígio social; de outro, as que se mantêm em ocupações comumente mal remuneradas, pouco valorizadas e sem reconhecimento social.

A variável que indica a experiência aproximada, em anos, do indivíduo no mercado de trabalho sinalizou que os homens haviam trabalhado mais tempo que as mulheres. Ao comparar os resultados por grupo ocupacional, observa-se que apenas os indivíduos do grupamento Diretores e gerentes e Profissionais das ciências e intelectuais seguiram esse padrão, enquanto, no caso dos trabalhadores dos serviços e das ocupações elementares, as mulheres tiveram maior experiência (Tabela 8). As mulheres do grupamento Ocupações elementares também foram as únicas entre os grupamentos analisados a apresentarem maior tempo médio de trabalho no estabelecimento atual que os homens (Tabela 9). Uma possível explicação para que as mulheres desse grupamento apresentem maior experiência e permaneçam mais tempo no mesmo cargo é que as profissões desse grupamento são mais favoráveis à conciliação da carreira profissional com as responsabilidades familiares. Além disso, dado que a renda domiciliar per capita média dos trabalhadores desse grupamento foi a menor entre os analisados (Tabela 8), as mulheres em ocupações elementares podem ficar, de certa forma, “presas” em seus empregos por não possuírem segurança financeira em casa.

Tabela 8 - Estatísticas descritivas de algumas das variáveis da equação de rendimento e de seleção, por grupo ocupacional, para homens e mulheres - Brasil – 2019

	Experiência média (anos)	Trabalhadores noturnos (%)	Renda domiciliar <i>per capita</i> (R\$)	Residentes de área urbana (%)
Homens				
Diretores e gerentes	20,00	0,66	1618,92	96,05
Profissionais das ciências e intelectuais	15,90	1,27	1930,78	98,73
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	19,94	7,49	757,81	95,95
Ocupações elementares	20,66	3,05	522,88	81,93
Total	18,89	2,82	804,21	90,91
Mulheres				
Diretores e gerentes	16,88	1,25	1996,38	97,65
Profissionais das ciências e intelectuais	14,91	1,48	2111,49	98,82
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	17,81	1,70	853,16	95,70
Ocupações elementares	27,54	1,12	689,74	89,45
Total	17,81	1,10	1019,69	92,76

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Considerando a amostra completa, os homens apresentaram maior experiência média no mercado de trabalho que as mulheres. Esse resultado se repetiu em todos os grupos analisados, com exceção de Ocupações elementares. Quanto ao trabalho noturno, os homens exerceram em maior proporção essa modalidade de serviço, tendo semelhante resultado sido observado somente entre os trabalhadores dos serviços e dos elementares. Além disso, os trabalhadores do sexo masculino apresentaram menor renda domiciliar *per capita* média, desconsiderando suas próprias rendas, e menor porcentagem de residentes de área urbana. Esses resultados foram vistos em todos os grupamentos, exceto no dos trabalhadores elementares, em que a porcentagem de homens residentes em áreas urbanas foi menor que a das mulheres com a mesma ocupação.

Considerando a amostra do presente trabalho, o grupamento ocupacional com mais trabalhadores brancos ou amarelos foi o de Profissionais das ciências e Intelectuais, seguido por Diretores e gerentes. Já aquele com a menor participação de brancos ou amarelos foi o de Ocupações elementares (Tabela 9). Essa distribuição condiz com os resultados da pesquisa de Castilho (2010). Segundo o autor, no geral, os indivíduos não brancos, tanto homens quanto mulheres, tendem a se concentrar nos trabalhos elementares e domésticos. No caso específico

dos homens brancos, eles têm mais oportunidades de acesso aos cargos mais prestigiados e às posições de poder (CASTILHO, 2010).

Tabela 9 - Estatísticas descritivas de algumas das variáveis da equação de rendimento e de seleção, por grupo ocupacional, para homens e mulheres - Brasil – 2019

	Indivíduos brancos ou amarelos (%)	Indivíduos com criança em casa (%)	Tempo de trabalho médio no estabelecimento atual (anos)
Homens			
Diretores e gerentes	68,30	38,84	8,49
Profissionais das ciências e intelectuais	67,35	30,56	6,77
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	41,78	47,56	6,31
Ocupações elementares	29,86	38,08	4,16
Total	43,09	34,81	4,59
Mulheres			
Diretores e gerentes	65,88	36,98	7,14
Profissionais das ciências e intelectuais	65,70	30,00	5,73
Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	42,45	38,26	3,66
Ocupações elementares	34,58	38,00	5,67
Total	46,07	37,10	4,06

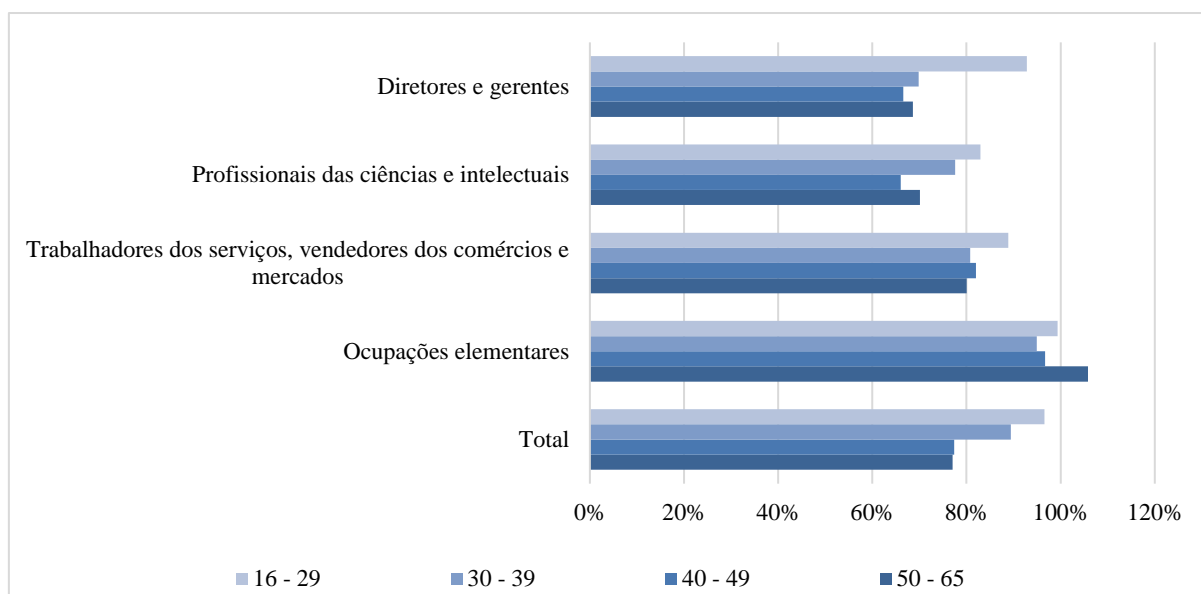
Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Dos grupamentos analisados, os trabalhadores dos serviços foram os que apresentaram a maior proporção de indivíduos com criança em casa, tanto para homens quanto para mulheres. Por outro lado, o grupamento com menor proporção foi o de Profissionais das Ciências e Intelectuais. Esse resultado pode estar relacionado com o fato de as mulheres com maiores níveis de escolaridade tenderem a ter menos filhos (KIM, 2016). Segundo Lopes e Pontilli (2007, 14), “[...] a dedicação intensa aos estudos e a preocupação com o ingresso no mercado de trabalho faz com que a mulher adie os planos relacionados à formação de uma família”. Os autores argumentam que indivíduos com maior renda, por serem mais instruídas e preocupadas com o padrão de vida a ser oferecido aos filhos, planejam ter um menor número de filhos.

Conforme é observado na Figura 3, homens e mulheres, no geral, inserem-se no mercado de trabalho recebendo praticamente a mesma quantia, mas a diferença por gênero tende a aumentar nas gerações mais velhas. Na faixa etária 16 a 29 anos, em média, as

mulheres receberam o equivalente a 96,59% do rendimento masculino; já no caso dos indivíduos com mais de 50 e menos de 65 anos, as mulheres receberam apenas 77,03% do rendimento dos homens. Segundo a ONS (2019), ainda que homens e mulheres geralmente atinjam o pico salarial aos 40 anos, elas ficam para trás no quesito rendimentos, recebendo, em média, 25% a menos do que eles.

Figura 3 - Razão do rendimento/hora médio dos trabalhadores femininos e masculinos, por faixa etária e grupo ocupacional (%) - Brasil - 2019



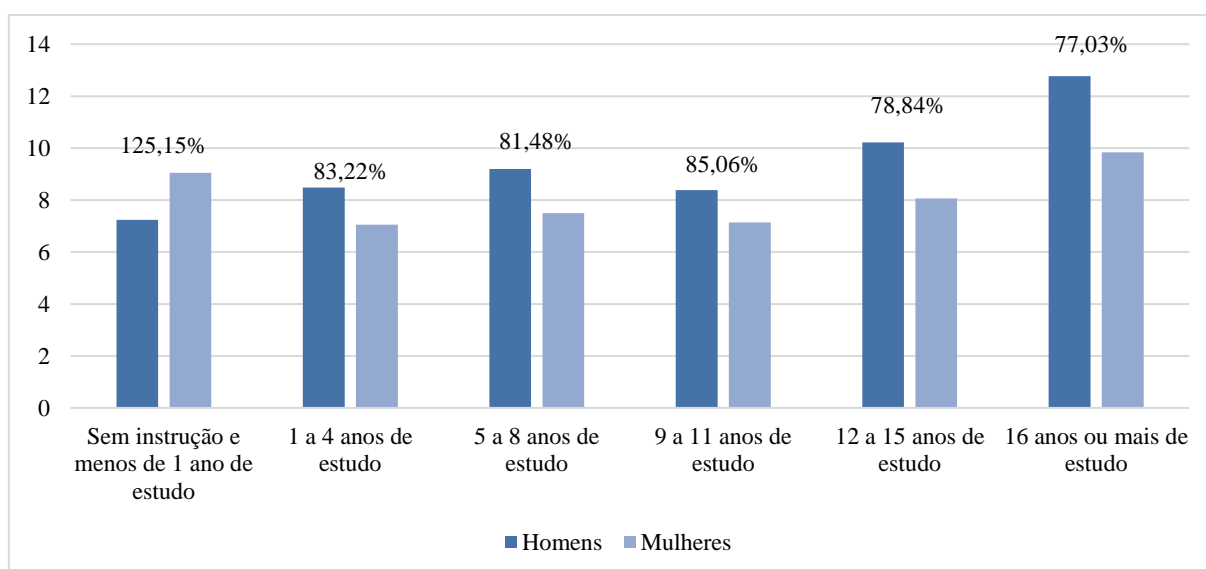
Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Segundo Rachter (2021), a dificuldade que as mulheres enfrentam para aumentarem seus salários se relaciona à falta de continuidade delas no mercado de trabalho, que dificulta promoções e evoluções na carreira. Essa hipótese é respaldada por uma informação levantada neste estudo: as mulheres estavam, em média, há 4,06 anos na sua profissão atual contra 4,59 anos dos homens. Como a cultura organizacional costuma promover os profissionais a partir de critérios que são mais fáceis de serem atendidos pelos homens (como a flexibilidade de horários para o trabalho), as mulheres tendem a ficar em desvantagem, uma vez que a responsabilidade sobre os filhos e os afazeres domésticos pesam mais sobre elas (RACHTER, 2021).

Conforme se observa na Figura 4, a diferença salarial por gênero vai ficando maior com o aumento do grau de qualificação. Apesar de os rendimentos médios, no geral, terem se mostrado positivamente relacionados aos anos de estudo, os rendimentos masculinos tenderam a crescer proporcionalmente mais que os femininos. Para os trabalhadores da

amostra que possuíam de um a quatro anos de estudo, as mulheres receberam, em média, o correspondente a 83,22% do rendimento masculino, ao passo que entre as ocupadas com mais de 16 anos de estudo receberam 77,03% do rendimento dos homens. Segundo Rachter (2021), isso acontece porque as carreiras que exigem maior escolaridade têm mais caminhos para progressão. Na força de trabalho com baixa escolaridade, por outro lado, as pessoas chegam ao fim da carreira auferindo praticamente os mesmos rendimentos do começo, dado que há pouca evolução de cargos. A exceção é observada para os trabalhadores com menos de um ano de estudo, em que as mulheres, na média, receberam mais que os homens.

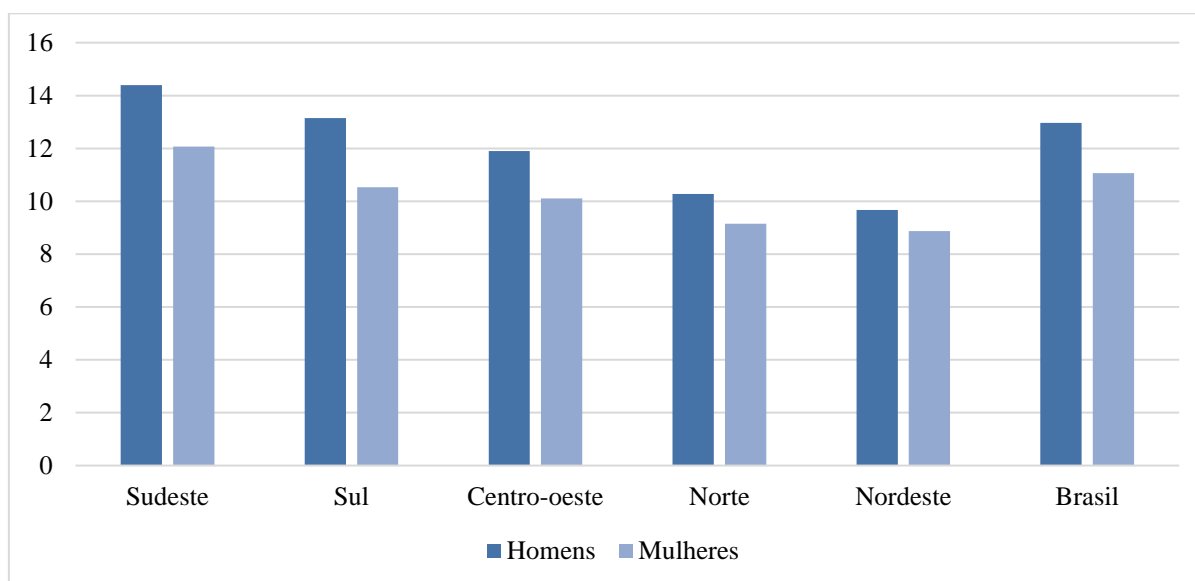
Figura 4 - Razão (%) do rendimento/hora médio dos trabalhadores femininos e masculinos, por faixas etárias, e rendimento/hora médio - Brasil - 2019



Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Por fim, como pode ser observado pela Figura 5, os rendimentos/hora médio dos trabalhadores apresentam grande variação conforme a região do Brasil eles residem. O Sudeste foi onde o rendimento/hora médio do trabalho principal dos homens e das mulheres foram os maiores do Brasil, ao passo que o Nordeste apresentou os menores rendimentos (Figura 5). Comparando os rendimentos médios regionais com os nacionais, observa-se que os homens do Sudeste e Sul foram os únicos a terem ganhado, em média, mais que os homens do Brasil como um todo. Já no caso das mulheres, a única região que apresentou média maior que a brasileira foi a Sudeste. Infere-se, portanto, que os rendimentos das trabalhadoras do Sul não foram altos o suficiente a ponto de elevar a média regional e ultrapassar a brasileira, diferentemente do que aconteceu no caso dos homens.

Figura 5 - Rendimento/hora médio do trabalho principal dos trabalhadores, por região do Brasil e sexo - Brasil - 2019



Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Sintetizado as estatísticas descritivas, observa-se que, na média, os homens receberam mais que as mulheres, apesar de a escolaridade delas ter sido maior. Proporcionalmente aos homens, as mulheres apresentaram uma menor taxa de ocupação. A diferença salarial por gênero, favorável aos homens, tendeu a se elevar à medida que a idade e a escolaridade dos trabalhadores aumentaram. Foi observado, ainda, que as mulheres que moravam no mesmo domicílio que uma criança (não necessariamente seu filho), comparadas àquelas que não moravam, tiveram mais chances de estarem desocupadas. Os homens, por outro lado, ao possuírem crianças em casa, apresentaram uma probabilidade maior de estarem ocupados do que os homens sem criança.

4.2. Análise das Equações de Rendimento

Neste subtópico serão analisados os resultados dos modelos de rendimento, estimados para homens e mulheres do mercado de trabalho como um todo e, separadamente, para trabalhadores de quatro grandes grupos ocupacionais, no ano de 2019, segundo a equação (3).

Como os testes F de todas as estimações tiveram significância estatística ao nível de significância de 1%, infere-se que os modelos possuem um bom ajustamento. Quanto às variáveis que representam a razão inversa de Mills (λ), seus coeficientes foram diferentes de zero ao nível de 1% de significância em todas as regressões, demonstrando que a inclusão de λ nas equações de rendimento serviu para evitar o viés nos coeficientes gerados pelo problema de seletividade amostral.

Conforme é observado na Tabela 10, a variável que representa a atividade Serviços domésticos não está presente nos modelos de dois grupamentos. A falta dessa variável para Diretores e gerentes e para os Profissionais das ciências e das artes se relaciona ao fenômeno da colinearidade estatística, que acontece quando duas variáveis estão perfeitamente correlacionadas (ou quase), gerando informações redundantes para a variável dependente (MAIA, 2019). Esse problema é solucionado com a exclusão da variável multicolinear, o que é feito pelo próprio programa estatístico utilizado na presente pesquisa. Em síntese, a *dummy* Serviços domésticos foi pulada nos modelos de rendimento desenvolvidos para os profissionais do grupamento de Diretores e gerentes e de Profissionais das ciências e intelectuais por causa da falta de profissões que se enquadravam, simultaneamente, nesses grupos ocupacionais e na atividade de Serviços domésticos.

Na Tabela 10 são mostrados os resultados das equações de rendimento estimadas separadamente para a amostra geral e para os grandes grupamentos de Diretores e gerentes e de Profissionais das ciências e intelectuais. Entre todos os modelos, aquele desenvolvido para a amostra geral foi o que mais apresentou variáveis com significância estatística de até 5% (Tabelas 10 e 11). Apenas quatro coeficientes do modelo geral dos homens não tiveram significância estatística a 5% (Urbana, Construção, Educação e Noturno), ao passo que no modelo feminino foram três (Construção, Transporte e Informação). Isso demonstra que o rendimento de um trabalhador médio é fortemente influenciado por suas características produtivas e ocupacionais, bem como por características não observáveis.

Tabela 10 - Equação de rendimento, por gênero, para toda a amostra, Diretores e gerentes e Profissionais das ciências e intelectuais - Brasil - 2019

	Amostra geral		Diretores e gerentes		Profissionais das ciências e intelectuais	
	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão
Homens						
Constante	1,6745 ***	0,0197	3,1685 ***	0,1908	3,0650 ***	0,1531
Fundamental completo	0,0922 ***	0,0100	-	-	-	-
Médio completo	0,2094 ***	0,0100	-	-	-	-
Superior completo	0,9393 ***	0,0197	0,3226 ***	0,0568	-0,1867 *	0,0785
Experiência	0,0171 ***	0,0010	0,0060	0,0097	0,0334 ***	0,0064
Experiência ao quadrado	-0,0003 ***	0,0000	0,0002	0,0002	-0,0006 ***	0,0002
Urbana	0,0119	0,0091	-0,0658	0,1121	-0,1486	0,1052
Metropolitana	0,0713 ***	0,0084	0,2536 ***	0,0584	0,2021 ***	0,0423
Sudeste	0,1931 ***	0,0099	0,1045	0,0702	0,1858 *	0,0762
Sul	0,2054 ***	0,0109	-0,1177	0,0758	0,0868	0,0776

(continua)

(conclusão)

	Amostra geral		Diretores e gerentes		Profissionais das ciências e intelectuais	
	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão
Homens						
Centro-oeste	0,2300 ***	0,0115	-0,0101	0,0797	0,1980 *	0,0874
Norte	0,1200 ***	0,0137	0,0739	0,0872	0,0489	0,1157
Cor	0,1075 ***	0,0082	0,0857	0,0550	0,1076 *	0,0493
Agricultura	-0,1204 ***	0,0129	-0,2168 *	0,1082	0,0485	0,1355
Construção	0,0052	0,0139	-0,3794 *	0,1682	0,0322	0,0785
Comércio	-0,1666 ***	0,0106	-0,4562 ***	0,0862	-0,2914 ***	0,0607
Transporte	-0,0333 **	0,0143	-0,3002 *	0,1430	-0,3833 **	0,1431
Alojamento	-0,1943 ***	0,0167	-0,5688 ***	0,1351	-0,8143 **	0,3114
Informação	-0,0457 ***	0,0137	-0,0704	0,0969	-0,0490	0,0552
Educação	0,0160	0,0265	-0,1908	0,1351	0,0243	0,0606
Outros serviços	-0,1244 ***	0,0278	-0,4752 ***	0,1215	-0,3597 ***	0,0919
Serviços domésticos	-0,2357 ***	0,0217	-	-	-	-
Noturno	0,0297	0,0153	0,0022	0,1261	0,1021	0,1398
Tempo	0,0134 ***	0,0007	0,0081 *	0,0040	0,0197 ***	0,0034
λ	-0,7039 ***	0,0107	-0,2747 ***	0,0402	-0,3517 ***	0,0275
Mulheres						
Constante	1,8792 ***	0,0355	4,0200 ***	0,2586	3,0009 ***	0,1514
Fundamental completo	0,0401 ***	0,0134	-	-	-	-
Médio completo	0,0809 ***	0,0144	-	-	-	-
Superior completo	0,6362 ***	0,0189	-0,0019	0,0630	-0,1655 *	0,0688
Experiência	0,0073 ***	0,0012	-0,0188	0,0099	0,0195 ***	0,0060
Experiência ao quadrado	-0,0002 ***	0,0000	0,0006 *	0,0002	-0,0003	0,0002
Urbana	-0,0985 ***	0,0144	-0,3051 **	0,1246	-0,1274	0,0877
Metropolitana	0,1270 ***	0,0090	0,2084 ***	0,0527	0,2014 ***	0,0331
Sudeste	0,1649 ***	0,0110	0,1047	0,0674	0,1710 ***	0,0444
Sul	0,1568 ***	0,0127	-0,1073	0,0781	0,0864	0,0505
Centro-oeste	0,1536 ***	0,0133	0,2853 ***	0,0807	0,2546 ***	0,0564
Norte	0,1402 ***	0,0156	0,2532 **	0,1066	0,1911 **	0,0660
Cor	0,1026 ***	0,0085	0,0240	0,0527	0,2090 ***	0,0348
Agricultura	-0,0946 ***	0,0207	-0,2185	0,1295	-0,1986 *	0,0929
Construção	0,0491	0,0468	-0,3287	0,1763	-0,1471	0,1207
Comércio	-0,1247 ***	0,0134	-0,3521 ***	0,0808	-0,3717 ***	0,0742
Transporte	-0,0536	0,0291	-0,0416	0,1920	-0,3888 **	0,1424
Alojamento	-0,1156 ***	0,0158	-0,2941 **	0,1156	-0,2796 *	0,1219
Informação	-0,0048	0,0174	-0,0568	0,0902	-0,1694 *	0,0667
Educação	0,0356 *	0,0168	-0,2048 *	0,0929	-0,2353 ***	0,0526
Outros serviços	-0,0936 ***	0,0216	-0,3244 **	0,1115	-0,3802 ***	0,0745
Serviços domésticos	-0,0881 ***	0,0152	-	-	-	-
Noturno	0,1313 *	0,0536	0,2899 **	0,1048	0,5484 *	0,2623
Tempo	0,0133 ***	0,0009	0,0122 **	0,0046	0,0087 **	0,0032
λ	-0,7095 ***	0,0164	-0,1793 **	0,0644	-0,3744 ***	0,0328

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

* estatisticamente significativa a 5%

No modelo geral, as variáveis Fundamental completo, Médio completo e Superior completo, que indicam o nível de escolaridade do trabalhador, mostraram que os indivíduos com mais anos de estudo tenderam a ter rendimentos maiores, dado que a magnitude desses coeficientes foi crescente para níveis de escolaridade mais elevados. Infere-se, por exemplo, que trabalhadores masculinos portadores de diploma de graduação tiveram, na média, salários 93,90% maiores que aqueles com apenas ensino fundamental incompleto (a categoria base), o que reflete o que a Teoria do Capital Humano prega: indivíduos com maior capital humano tendem a ter uma produtividade mais elevada, fazendo com que as empresas estejam dispostas a investir mais neles, isto é, ofertar maiores salários (SCHULTZ, 1961; BECKER, 1962).

Comparando os resultados por gênero, percebe-se que os coeficientes estimados para as três variáveis de escolaridade do modelo masculino foram maiores que os do modelo feminino, sugerindo que o retorno da escolaridade no rendimento dos homens é maior que o das mulheres. Esse efeito é condizente com os achados da pesquisa de Gould, Schieder e Geier (2016). Segundo as autoras, ao se educarem, as mulheres têm acréscimos relativamente menores em seus salários quando comparadas aos homens. Dessa forma, as mulheres tendem a receber menos que os homens de mesma escolaridade em todas as faixas de escolaridade, fazendo com que a lacuna salarial se relacione positivamente ao nível de educação.

O estudo de Pimenta (2017) também demonstrou que o retorno da escolaridade para o rendimento do sexo masculino em relação ao feminino é maior. Segundo a autora, esse resultado pode estar relacionado com os tipos de atividade exercidas por homens e mulheres de mesma escolaridade. Há grande participação masculina nos serviços prestados às empresas, que tendem a exigir mais estudo e apresentam melhores remunerações, ao passo que as mulheres se inserem majoritariamente em atividades sociais e de educação, que costumam remunerar menos (IBGE, 2014).

Outra característica de um trabalhador que afeta o seu rendimento é a cor da sua pele. A partir dos coeficientes estimados para a *dummy* Cor, infere-se que o fato de o trabalhador ser branco ou amarelo faz com o seu rendimento seja elevado, em média, em 10,75%, no caso dos homens, e em 10,26%, no caso das mulheres. Pimenta (2017) chegou a resultados parecidos em seu estudo desenvolvido a partir dos dados da PNAD de 2005 e 2015. Segundo a autora, os trabalhadores de cor branca tiveram maiores retornos ao rendimento, tanto no setor primário quanto no secundário.

** estatisticamente significante a 1%

*** estatisticamente significante a 0,1%

Em relação às duas variáveis que indicam o efeito da experiência sobre o rendimento (Experiência e Experiência ao quadrado), os resultados demonstraram que os rendimentos dos indivíduos crescem inicialmente a taxas decrescentes, atingem um máximo (com 31 anos de experiência para os homens e 42 para as mulheres) e então decrescem. É preciso ressaltar que a variável Experiência não capta o tempo que o indivíduo se ausenta do mercado de trabalho durante sua vida ativa. Dessa forma, a diferença no pico de rendimentos entre os gêneros, de acordo com os anos de experiência no mercado de trabalho, pode estar relacionada às pausas nas carreiras, que são mais comuns no caso das mulheres. Como existe uma tendência tradicional de as mulheres se responsabilizarem com os afazeres domésticos e com os filhos, quer estejam empregadas ou não, elas costumam acumular menos experiência em trabalhos foras do lar. Em 2019, as mulheres com mais de 14 anos dedicavam, em média, 21,4 horas semanais aos afazeres domésticos ou cuidados de pessoas, 94,55% a mais do que os homens com mais de 14 anos, que trabalharam 11,0 horas. Nesse ano, 92,1% das mulheres realizavam afazeres domésticos contra 78,6% dos homens (IBGE, 2020).

Quanto à variável Tempo, que apresentou resultados parecidos nos modelos masculinos e femininos, seus coeficientes demonstraram que a permanência em um mesmo cargo por mais tempo favoreceu o aumento salarial do trabalhador. Ainda, observa-se que todas as variáveis que indicam as atividades que os trabalhadores exercem (com significância estatística de até 5%) tiveram sinais negativos. Isso pode significar que os trabalhadores das atividades estimadas tendem a ficar em desvantagem salarial frente aos trabalhadores da indústria geral, categoria-base. Esse resultado, contudo, será discutido mais detalhadamente no tópico 4.3, que trata das Decomposições de Oaxaca-Blinder.

Por fim, em relação aos atributos locacionais dos trabalhadores da amostra como um todo, deduz-se que os moradores das áreas metropolitanas e urbanas possuem uma vantagem salarial frente aqueles que habitam em outros lugares. Os trabalhadores que moram fora do Nordeste, em média, recebem maiores salários em relação aos residentes dessa região. Considerando os gêneros, uma diferença pode ser notada: é mais benéfico aos rendimentos dos homens morar na região Centro-oeste, enquanto para as mulheres era mais benéfico morar na região Sudeste. Pimenta (2017), em seu estudo, também chegou a esses resultados: os coeficientes das variáveis referentes à área urbana e à região metropolitana tiveram sinais positivos, bem como aqueles que representam as regiões Sudeste, Sul, Centro-Oeste e Norte.

Conforme é observado na Figura 4, entre todas as regiões do Brasil, a Nordeste foi a que apresentou os menores rendimentos para os seus trabalhadores de ambos os sexos. Um

levantamento feito pelo IBGE (2020a) mostrou que a concentração de pessoas que vivem em situação de pobreza no Nordeste, em 2018, foi a maior entre as cinco regiões brasileiras. O cálculo foi feito a partir do índice de Watts, que avalia desigualdade de renda das camadas mais pobres da sociedade. A região Nordeste, que possui menos de um terço da população nacional (27,3%), apresentou um valor proporcional de 47,9% da concentração da pobreza no Brasil, seguido pela Norte (26,1%) e Sudeste (17,8%). Além disso, de acordo com a pesquisa, a maior desigualdade de rendimentos do Brasil foi observada no Sudeste (64,9%), seguido pelo Sul (10,6%), Nordeste (9,7%), Centro-Oeste (8,5%) e Norte (2,7%).

Em relação às equações de rendimento estimadas para cada grande grupamento ocupacional, a grande maioria dos coeficientes significantes estatisticamente manifestaram sinal conforme o esperado. As únicas variáveis que tiveram sinal divergente, considerando os estudos levantados no presente trabalho, foram: Experiência e Experiência ao quadrado do modelo estimado para as mulheres do grande grupamento de Diretores e gerentes (Tabela 10); e Urbano do modelo feminino do mesmo grupamento e para Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados (Tabela 11).

Considerando apenas as variáveis estatisticamente significantes a 5% ou menos, os seguintes resultados foram observados em todos os modelos: todas os coeficientes das *dummies* que indicam as atividades principais dos trabalhadores tiveram sinais negativos ou iguais a zero; os coeficientes da variável Noturno demonstraram que os trabalhadores noturnos da amostra, na média, tiveram acréscimos em seus rendimentos; considerando os coeficientes obtidos para a variável Tempo, os rendimentos dos trabalhadores se mostraram positivamente relacionados ao tempo que eles permaneceram no mesmo emprego; e para as *dummies* que indicam a cor dos indivíduos, os seus coeficientes evidenciaram que os trabalhadores brancos ou amarelos tenderam a ter um incremento em seus rendimentos só por possuírem essa característica.

O grupamento de Diretores e gerentes foi o que apresentou o menor número de variáveis significativas a 5%. No modelo masculino, as únicas que podem ser interpretadas estatisticamente são Superior, Experiência, Metropolitana, Comércio, Alojamento, Outros serviços e Noturno. No caso das mulheres, foram significativas a 5% as variáveis Metropolitana, Sul, Centro-Oeste e Comércio. Com base nesses resultados, constata-se que os trabalhadores que moravam em regiões metropolitanas receberam, na média, rendimentos maiores que aqueles que não moravam. Além disso, os trabalhadores de ambos os sexos do

Comércio ficaram em desvantagem salarial comparados aos trabalhadores inseridos na Indústria.

Com base nos resultados do modelo feminino do grupamento de Diretores e gerentes, infere-se que residir em região Metropolitana ou na região Centro-oeste do Brasil beneficia financeiramente as trabalhadoras, representando um aumento de 20,84% e 28,53% em seus rendimentos, respectivamente (comparado com as que moram em regiões não metropolitanas e na região Nordeste), enquanto residir na região Sul têm um efeito negativo em seus rendimentos (-10,73%). Para a variável que indica quantos anos de estudo os indivíduos possuem, seus resultados variaram entre os modelos feminino e masculino. Os homens que possuíam o ensino superior completo receberam um acréscimo médio de 32,26% em seus rendimentos em relação aos que tinham o ensino médio completo. Por outro lado, o coeficiente estimado para as mulheres não teve significância estatística a 5%.

No grupamento de Diretores e gerentes, os coeficientes das variáveis que indicam a atividade principal dos trabalhadores, tanto no modelo masculino quanto no feminino, tiveram resultados negativos (exceto para Informação e Educação no caso dos homens, e Agricultura, Construção, Transporte e Informação para as mulheres, cujos coeficientes foram estatisticamente iguais a zero), indicando que diretores e gerentes dessas atividades receberam, em média, menos que os da atividade industrial.

A Tabela 10 também expõe os resultados da estimação feita para o grupamento de Profissionais das ciências e intelectuais. De todas as variáveis do modelo, apenas o coeficiente da *dummy* que indica se o indivíduo possui ensino superior (Superior completo) apresentou sinal diferente do esperado, tanto no modelo masculino quanto no feminino (sendo estes significativos a 5%). Os trabalhadores desse grupamento, conforme exposto na análise descritiva (Tópico 4.1), apresentaram a maior proporção de indivíduos com ensino superior entre os grupamentos analisados – 89,46% para os homens e 91,96% para as mulheres. A importância da educação para esses trabalhadores reside no fato de suas ocupações demandarem maiores níveis de escolaridade. Alguns exemplos de profissões que se enquadram nesse grupamento são os Professores de universidades e do ensino superior, Especialistas em organização de administração, Especialistas em base de dados e em redes de computadores, Escritores, jornalistas e linguistas, entre outros (IBGE, 2018). Contraditoriamente, os coeficientes para o ensino superior, nos dois modelos, foram negativos em relação à categoria base (Ensino médio completo), sugerindo que, para os Profissionais das ciências e intelectuais, ter ensino superior representa uma desvantagem salarial.

A partir dos resultados obtidos para o grupamento de Profissionais das ciências e intelectuais, algumas conclusões podem ser tiradas: i) o ensino superior não foi suficiente para garantir aos trabalhadores desse grupamento um acréscimo em seus rendimentos; ii) o aumento da experiência masculina dentro de um mesmo emprego foi recompensado financeiramente, conforme é observado pelos resultados da variável Experiência; e iii) moradores de regiões metropolitanas tenderam a apresentar maiores rendimentos do que os não moradores; iv) os indivíduos brancos e amarelos receberam um acréscimo maior em seus rendimentos que os demais trabalhadores, principalmente as mulheres; v) morar no Sudeste e Centro-oeste significou um acréscimo nos rendimentos dos trabalhadores, sendo esse acréscimo maior no caso das mulheres; vi) trabalhadores que têm como atividades principais Comércio, Transporte, Alojamento e Outros serviços, na média, apresentam rendimentos menores que aqueles inseridos na atividade industrial; vii) no geral, quanto mais tempo um indivíduo permanece em uma mesma ocupação, maior o seu rendimento, sendo esse aumento proporcionalmente maior para os homens.

Como pode ser observado na Tabela 10, os coeficientes para as *dummies* Informação e Educação no modelo masculino não foram estatisticamente significantes, enquanto, no modelo feminino, estes foram. Com esses resultados, infere-se que as mulheres do grupamento de Profissionais das ciências e intelectuais, quando comparadas aos homens, tendem a receber menos se estiverem inseridas na atividade de Informação, comunicação e atividades financeiras, imobiliárias, profissionais e administrativas ou de Educação, saúde humana e serviços sociais. Isto é, as profissionais das ciências, só por trabalharem em empresas que têm a informação ou educação como atividades principais, ficam em desvantagem de rendimentos.

A seguir, são expostos os resultados das estimações para os Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados e Ocupações elementares. No caso da *dummy* Serviços domésticos, seu resultado demonstrou que os indivíduos que trabalham com serviços domésticos tiveram uma desvantagem salarial em relação aos trabalhadores da industrial geral (categoria-base) tanto no grupamento dos trabalhadores dos serviços quando nos trabalhadores elementares, que foram os únicos grupamentos em que o coeficiente para essa atividade foi estimado (Tabela 11). Comparando os resultados por gênero, verifica-se que os homens que fazem serviços domésticos estão em pior situação salarial do que as mulheres. Uma hipótese que pode ser levantada a partir desses resultados é que as mulheres possuem

maior experiência com trabalho doméstico, talvez por uma questão cultural, já que costumam ser treinadas pelas mães desde crianças (MADALOZZO; MARTINS; SHIRATORI, 2010).

Tabela 11 - Equação de rendimento, por gênero, para Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados e Ocupações elementares - Brasil - 2019

	Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados		Ocupações elementares		
	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão	
Homens					
Constante	2,0002 ***	0,0624	1,6794 ***	0,0604	
Fundamental completo	0,0158	0,0214	0,0624 ***	0,0176	
Médio completo	0,0983 ***	0,0215	0,1402 ***	0,0193	
Experiência	0,0125 ***	0,0018	0,0074 ***	0,0021	
Experiência ao quadrado	-0,0002 ***	0,0000	-0,0001 ***	0,0000	
Urbana	-0,0728 **	0,0235	0,0273	0,0145	
Metropolitana	0,0007	0,0138	-0,0034	0,0138	
Sudeste	0,1866 ***	0,0156	0,1837 ***	0,0153	
Sul	0,2829 ***	0,0213	0,2435 ***	0,0227	
Centro-oeste	0,2281 ***	0,0216	0,1980 ***	0,0199	
Norte	0,1374 ***	0,0239	0,0965 ***	0,0203	
Cor	0,0448 ***	0,0140	0,0240	0,0147	
Agricultura	-0,1351	0,0700	-0,1090 ***	0,0233	
Construção	-0,1189	0,0706	-0,0510 *	0,0229	
Comércio	-0,1516 ***	0,0388	-0,1238 ***	0,0191	
Transporte	-0,1726 **	0,0517	0,0278	0,0318	
Alojamento	-0,1736 ***	0,0408	-0,0859 **	0,0311	
Informação	-0,0927 **	0,0395	-0,0700 **	0,0203	
Educação	-0,0898	0,0515	-0,0972 **	0,0312	
Outros serviços	-0,1027	0,0573	-0,0429	0,0495	
Serviços domésticos	-0,2991 ***	0,0752	-0,1174 ***	0,0262	
Noturno	0,0312	0,0180	0,1294 **	0,0407	
Tempo	0,0086 ***	0,0011	0,0098 ***	0,0017	
λ	-0,9607 ***	0,0229	-1,1707 ***	0,0322	
Mulheres					
Constante	1,8838 ***	0,1774	0,5053 ***	0,0804	
Fundamental completo	0,0376	0,0277	0,0637 ***	0,0181	
Médio completo	0,0680	0,0404	0,0488 **	0,0186	
Experiência	0,0075 **	0,0026	0,0321 ***	0,0029	
Experiência ao quadrado	-0,0002 **	0,0000	-0,0004 ***	0,0000	
Urbana	-0,0263	0,0462	0,2271 ***	0,0244	
Metropolitana	0,0404 ***	0,0116	0,0540 ***	0,0148	
Sudeste	0,1712 ***	0,0184	0,3516 ***	0,0192	
Sul	0,2242 ***	0,0298	0,4947 ***	0,0206	
Centro-oeste	0,1661 ***	0,0274	0,3617 ***	0,0208	
Norte	0,0977 ***	0,0204	0,0944 **	0,0315	
Cor	0,0043	0,0132	0,0199	0,0152	
Agricultura	-0,2023 **	0,0665	-0,0982 **	0,0299	

(continua)

(conclusão)

	Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados		Ocupações elementares	
	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão
Mulheres				
Construção	0,0659	0,0948	0,0293	0,0533
Comércio	-0,1681 **	0,0494	-0,0831 ***	0,0177
Transporte	-0,1659 **	0,0602	-0,0017	0,0339
Alojamento	-0,1690 **	0,0503	-0,0480 *	0,0193
Informação	-0,0359	0,0619	-0,0653 **	0,0190
Educação	-0,1027 *	0,0514	-0,0275	0,0259
Outros serviços	-0,1004	0,0564	-0,0529	0,0300
Serviços domésticos	-0,1872 ***	0,0536	-0,0100	0,0173
Noturno	0,1135 **	0,0396	0,0082	0,0356
Tempo	0,0099 ***	0,0014	0,0033 *	0,0013
λ	-1,1001 ***	0,0570	-0,8016 ***	0,0439

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Com base nos resultados alcançados para os modelos dos Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados, apresentados na Tabela 11, verifica-se que os trabalhadores que moram em região metropolitana ou no Centro-oeste do Brasil têm um acréscimo médio em seus rendimentos de 0,069% e 22,81%, respectivamente, em relação às que moram em regiões não metropolitanas ou no Nordeste. O incremento salarial observado para os homens, de acordo com a região do Brasil em que eles moravam foi de 18,66%, 28,29%, 22,81% e 13,74% para as regiões Sudeste, Sul, Centro-oeste e Norte, respectivamente.

Como as *dummies* Fundamental completo e Outros serviços não manifestaram resultados significantes estatisticamente a 5% ou menos, pode-se interpretar que os Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados, no geral, não têm seus rendimentos alterados (tanto positivamente quanto negativamente) por terem concluído o ensino fundamental ou por exercerem alguma das atividades de Outros serviços. Todas as *dummies* de região nos modelos para os trabalhadores dos serviços tiveram sinais positivos, demonstrando que os trabalhadores do Brasil tendem a receber acréscimos em seus rendimentos só por morarem fora do Nordeste. Comparando por gênero, observa-se que os coeficientes dos homens foram maiores que os das mulheres para as variáveis Sudeste e Sul, ao passo que os coeficientes de Centro-oeste e Norte apresentaram menores valores para os homens.

Em relação aos modelos estimados para o grupamento de Ocupações elementares, observa-se que os acréscimos de rendimento foram bem maiores para os trabalhadores que tinham ensino médio completo que para os que possuíam apenas ensino fundamental completo, em relação aos indivíduos que possuíam ensino fundamental incompleto (a categoria-base). Além disso, confrontando os efeitos das duas faixas de escolaridade sobre o rendimento, observa-se que os homens com ensino fundamental completo tiveram um acréscimo médio em seus rendimentos muito parecido com o das mulheres (6,24% contra 6,37%), ao passo que, no caso dos indivíduos com ensino médio completo, os homens tiveram um acréscimo muito maior que o das mulheres (14,02% contra 4,88%).

Esses achados condizem com o levantamento feito na análise descritiva a respeito do rendimento médio dos trabalhadores por nível de escolaridade. De acordo com as estatísticas, apesar de os rendimentos médios dos trabalhadores terem se relacionado positivamente aos anos de estudo, a diferença salarial por gênero também teve um comportamento crescente conforme os trabalhadores se qualificavam formalmente. Deduz-se, portanto, que um dos motivos para a desigualdade salarial entre homens e mulheres é uma maior recompensa salarial para o primeiro grupo, dado o mesmo nível de escolaridade.

O grupamento de Ocupações elementares corresponde a profissões cujo nível de educação formal exigida geralmente não é tão alto. Ele reúne a segunda maior quantidade de trabalhadores entre os grupamentos analisados, sendo muito representativo da população brasileira, em termos de características dos indivíduos nele inseridos. São exemplos as seguintes profissões: Trabalhadores domésticos e outros trabalhadores de limpeza de interior de edifícios, Trabalhadores elementares da mineração e da construção, Trabalhadores ambulantes dos serviços e afins e Coletores de lixo (IBGE, 2018). Com os resultados dos coeficientes de Fundamental completo e Médio completo estimados para as mulheres desse grupamento, infere-se que as trabalhadoras que completaram o ensino médio tenderam a receber um acréscimo relativamente menor em seus rendimentos que aquelas que só possuem o ensino fundamental completo.

Os resultados da estimação para os trabalhadores elementares mostraram que o efeito da experiência sobre os rendimentos apresentou uma diferença por gênero: para as mulheres, os rendimentos cresceram até os 37 anos de experiência (provavelmente toda a faixa de idade ativa) e depois diminuem; para os homens, os rendimentos aumentaram até completarem 28 anos no mercado de trabalho. O modelo desse grupamento demonstrou, portanto, que o pico de rendimento dos homens aconteceu antes que o das mulheres, o que pode estar relacionado às

pausas nas carreiras, que não são captadas pela variável Experiência, e são mais comuns às mulheres.

Em relação aos coeficientes da variável Urbana para esse grupamento, eles tiveram como particularidade seu sinal positivo para o modelo feminino, o que o difere dos demais modelos desenvolvidos. Com esse resultado, deduz-se que as mulheres que exercem trabalhos elementares foram as únicas, na média, a terem um acréscimo em seus rendimentos pelo simples fato de residirem em área urbana. Conforme é observado nas estatísticas descritivas, o grupamento de Ocupações elementares apresentou, entre os grupamentos analisados, a menor porcentagem de indivíduos que moram em áreas urbanas (Tabela 8), bem como os menores rendimentos médios (Tabela 3). Pode-se deduzir, com esses resultados, que os baixos rendimentos das trabalhadoras elementares dificultam a fixação destas em regiões centrais. Conseqüentemente, residir em área urbana representaria um diferencial para as profissionais desse grupamento, sendo isso recompensado com acréscimos em seus rendimentos.

A *dummy* que mostra se o trabalhador mora em região metropolitana também teve coeficiente positivo para as mulheres do grupamento de Ocupações elementares. Para elas, viver em região metropolitana traz um aumento médio de 5,4% em seus rendimentos. No caso dos homens, por outro lado, Urbana e Metropolitana não tiveram significância estatística.

Todas as *dummies* de região desse grupamento tiveram sinal positivo, demonstrando que os trabalhadores elementares que vivem fora do Nordeste recebem, em média, acréscimos em seus rendimentos só por possuírem essa característica locacional. Entre as regiões, aquela que apresentou os maiores coeficientes foi a Sul, em que os homens receberam um acréscimo médio em seus rendimentos de 24,35% e as mulheres de 49,47%. Além disso, observa-se que os coeficientes das mulheres foram maiores que os dos homens em todos os setores, com exceção da região Norte, em que o acréscimo médio no rendimento dos homens foi de 9,65% e no das mulheres foi de 9,44%.

Por fim, quanto à variável Tempo, seus coeficientes estimados demonstraram que o acréscimo médio no rendimento por cada ano que o indivíduo permanece no mesmo emprego foi maior para os homens que para as mulheres. Infere-se, com os coeficientes dessa variável, que os rendimentos dos homens têm um incremento médio de 0,98% a cada ano exercendo a mesma profissão, enquanto esse aumento para as mulheres é de 0,33%.

Considerando todas as saídas das equações de rendimento, constata-se que a maioria dos coeficientes das variáveis manifestaram sinais conforme o esperado. É observado, porém, que a intensidade dos coeficientes variou muito entre os modelos, a depender das

propriedades das ocupações regredidas. No grupamento de Diretores e gerentes, por exemplo, o ensino superior completo significou um aumento percentual de 32,26% no rendimento dos homens, enquanto, no caso das mulheres, o coeficiente para essa variável foi negativo e não significativo. Para os trabalhadores do grupamento de Profissionais das ciências e intelectuais, a *dummy* que representa esse mesmo grau de escolaridade teve coeficientes negativos tanto para o modelo masculino quanto o feminino.

No caso da *dummy* Médio completo, que foi calculada para os grupamentos de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados e de Ocupações elementares, seus resultados indicaram que os homens do primeiro grupamento tiveram um acréscimo em seus rendimentos só por terem concluído o ensino médio (9,83%), ao passo que a variável calculada para o modelo feminino não apresentou significância estatística a 5% ou menos. Já quanto aos homens do segundo grupamento, aqueles que completaram o ensino médio tiveram um acréscimo relativamente maior em seus rendimentos do que as mulheres de mesma escolaridade (6,29% contra 4,88%).

Com relação às *dummies* de cor dos indivíduos, apenas os coeficientes dos modelos estimados para os grandes grupamentos dos Profissionais das ciências e intelectuais (homens e mulheres) e dos Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados (somente homens) tiveram valores estatisticamente significantes a 5%, sendo seus sinais positivos (indicando que os indivíduos brancos ou amarelos inseridos nesses dois grupamentos tendem a ficar em vantagem salarial, comparados aos demais).

O modelo desenvolvido para toda a amostra, sendo o mais representativo da população brasileira, foi o que apresentou mais variáveis estatisticamente significantes a 5% ou menos. Como os coeficientes para Fundamental completo, Médio completo, Superior completo, Experiência, Cor e Tempo foram mais expressivos para os homens do que para as mulheres, é possível inferir que esses atributos produtivos contribuíram para a diferença de rendimentos entre os sexos. Dessa forma, ainda que as mulheres tivessem apresentado o mesmo nível de escolaridade, de experiência, cor da pele e o tempo trabalhado no serviço atual aos dos homens, seus rendimentos, na média, seriam menores que os dos homens.

4.3. Decomposições de Oaxaca-Blinder

Esta seção tem como objetivo expor os resultados das decomposições de Oaxaca-Blinder, método utilizado para analisar os determinantes do diferencial de rendimentos por gênero. Como será visto nas tabelas a seguir, o hiato salarial entre homens e mulheres se divide em três partes principais: i) “Efeito Característica”, que indica os atributos produtivos

dos indivíduos; ii) “Efeito Coeficiente”, que calcula os retornos desses atributos sobre os rendimentos; e iii) “Efeito Interação”, que, como o nome sugere, faz uma interação dos dois efeitos anteriores.

A princípio, são apresentados os resultados totais dos três efeitos citados. Em todos os modelos desenvolvidos, os efeitos Característica e Coeficiente tiveram significância estatística a 5%, conforme é visto na coluna “P-valor” da Tabela de 12, demonstrando que os rendimentos dos trabalhadores foram influenciados tanto por suas características observáveis quanto por aquelas não observáveis. No caso do efeito Interação, seus coeficientes só foram estatisticamente significantes a 5% para o modelo desenvolvido para a amostra completa e para os modelos dos Profissionais das ciências e intelectuais e das Ocupações elementares.

Quanto aos sinais dos efeitos totais, os seguintes resultados foram encontrados: i) o efeito Coeficiente foi positivo em todos os modelos, com exceção daquele estimado para Diretores e gerentes; ii) o efeito Característica foi positivo em todos os modelos, exceto no grupamento de Ocupações elementares e no da amostra completa; e iii) o efeito Interação foi negativo para Profissionais das ciências e intelectuais e para a amostra completa, positivo para Ocupações elementares e não significativo para Diretores e gerentes e Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados. Os sinais para os coeficientes desses três efeitos, bem como para suas variáveis, podem ser interpretados da seguinte maneira: se são positivos, aumentam o hiato salarial entre homens e mulheres; se são negativos, diminuem o hiato.

Primeiramente, a respeito do modelo relacionado à amostra completa, o coeficiente estimado para o efeito Característica apresentou sinal negativo e demonstrou que, se as mulheres da amostra tivessem as mesmas características que os homens, seus rendimentos seriam, em média, 5,61% maiores, dado que os atributos produtivos delas foram mais vantajosos que os deles. Resultados parecidos foram encontrados para Ocupações elementares. As mulheres desse grupamento, se tivessem a mesmos atributos produtivos dos homens, teriam salários 16,75% maiores.

Quanto aos demais modelos, os sinais dos coeficientes do efeito Característica foram positivos, demonstrando que os rendimentos das mulheres seriam reduzidos caso as características delas fossem semelhantes às dos homens. No caso das mulheres do grupamento de Diretores e gerentes, a redução nos rendimentos seria de 5,07%, para as profissionais das ciências, seria de 5,83%, e no caso das trabalhadoras dos serviços, de 5,33%.

Tabela 12 - Valor total do efeito Característica, Coeficiente e Interação, por grupamento - Brasil – 2019

		Diretores e gerentes	Profissionais das ciências e intelectuais	Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados	Ocupações elementares	Total
Efeito Característica	Coeficiente	0,0507**	0,0583***	0,0533***	-0,1675	-0,0561***
	Participação no diferencial (%)	-30,3	19,46	26,16	-42,55	-73,53
Efeito Coeficiente	Coeficiente	-0,2234*	0,2867***	0,1661*	0,4119***	0,1398***
	Participação no diferencial (%)	133,49	95,81	81,52	104,64	183,22
Efeito Interação	Coeficiente	0,0053	-0,0457*	-0,0157	0,1492***	-0,0074***
	Participação no diferencial (%)	-3,19	-15,27	-7,69	37,9	-9,69

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

No caso dos resultados encontrados para o efeito Coeficiente, observa-se que a desigualdade de rendimentos, em todos os modelos, com exceção do de Diretores e gerentes, foi fortemente influenciada pelas características não observadas dos trabalhadores. Conforme se vê na tabela 12, o efeito Coeficiente influenciou em 95,81% no diferencial de rendimentos dos profissionais das ciências, 81,52% no diferencial dos trabalhadores dos serviços e 104,64% no dos trabalhadores elementares. Já quanto à amostra completa, a participação do efeito Coeficiente na diferença entre os gêneros foi de 183,22%.

A seguir, são apresentados os resultados da Decomposição de Oaxaca-Blinder para toda a amostra e para os grupamentos de Diretores e gerentes e de Profissionais das ciências e intelectuais. Ressalta-se que o valor apresentado entre parênteses abaixo de cada coeficiente se refere ao seu respectivo desvio padrão.

Primeiramente, a respeito do modelo para toda a amostra, ele foi o que apresentou mais variáveis com coeficientes estatisticamente significantes a 5% ou menos. A respeito do efeito Característica, todas as variáveis que o compõem tiveram significância estatística, com exceção das que representam a experiência do trabalhador (Experiência) e a atividade em que ele estava inserido (Atividade). No caso específico da variável Cor desse mesmo efeito, seu resultado indicou que, se as mulheres da amostra tivessem as mesmas características produtivas que os homens, seus rendimentos seriam, em média, 0,51% maiores (Tabela 13). O resultado condiz com o coeficiente estimado para essa característica na equação de

rendimento, que mostrou que os homens brancos ou amarelos receberam, em média, um acréscimo em seus rendimentos de 10,75%, enquanto as mulheres tiveram um aumento relativamente menor, 10,26%.

Tabela 13 - Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora, por gênero, para toda a amostra, Diretores e gerentes e Profissionais das ciências e intelectuais – Brasil – 2019

	Amostra geral		Diretores e gerentes		Profissionais das ciências e intelectuais	
	Coefficiente	Rend/hora	Coefficiente	Rend/hora	Coefficiente	Rend/hora
Diferencial do valor esperado do logaritmo do rend/hora						
Homens	2,3863 *** (0,0066)	10,8732	3,5703 *** (0,0579)	35,5272	3,4676 *** (0,0302)	32,0597
Mulheres	2,3100 *** (0,0099)	10,0744	3,7376 *** (0,0880)	41,9971	3,1683 *** (0,0334)	23,767
Diferença	0,0763 *** (0,0119)	1,0793	-0,1673 (0,1053)	-1,1821	0,2993 *** (0,0450)	1,3489
		Participação no diferencial (%)		Participação no diferencial (%)		Participação no diferencial (%)
Efeito característica						
Escolaridade	-0,0606 *** (0,0033)	-79,42	0,0000 (0,0004)	0,01	0,0027 (0,0020)	0,89
Experiência	-0,0012 (0,0007)	-1,51	0,0194 * (0,0088)	-11,62	0,0055 (0,0044)	1,83
Urbano	0,0037 *** (0,0006)	4,91	0,0002 (0,0016)	-0,09	0,0000 (0,0003)	0
Metropolitana	-0,0048 *** (0,0008)	-6,35	-0,0102 (0,0063)	6,12	0,0031 (0,0041)	1,04
Região	-0,0031 *** (0,0006)	-4,06	0,0021 (0,0044)	-1,25	0,0034 (0,0027)	1,13
Cor	-0,0051 *** (0,0007)	-6,69	0,0007 (0,0016)	-0,40	0,0027 (0,0040)	0,91
Atividade	0,0050 (0,0042)	6,61	0,0237 (0,0129)	-14,16	0,0344 ** (0,0124)	11,48
Noturno	0,0027 * (0,0011)	3,49	-0,0009 (0,0015)	0,54	-0,0017 (0,0032)	-0,56
Tempo	0,0072 *** (0,0011)	9,49	0,0158 * (0,0077)	-9,44	0,0083 * (0,0039)	2,76
Total	-0,0561 *** (0,0058)	-73,53	0,0507 ** (0,0195)	-30,30	0,0583 *** (0,0156)	19,46

(continua)

	(conclusão)						
	Amostra geral		Diretores e gerentes		Profissionais das ciências e intelectuais		
		Participação no diferencial (%)		Participação no diferencial (%)		Participação no diferencial (%)	
Efeito coeficiente							
Constante	-0,0781 (0,0442)	-102,33	-0,7570 ** (0,2533)	452,35	-0,2673 (0,2101)		-89,31
Escolaridade	0,0253 *** (0,0033)	33,15	0,0417 ** (0,0127)	-24,92	-0,0090 (0,0441)		-2,99
Experiência	0,1329 *** (0,0155)	174,22	0,2484 * (0,1222)	-148,46	0,0944 (0,0693)		31,54
Urbano	0,0511 *** (0,0079)	67	0,1144 (0,0801)	-68,36	-0,0104 (0,0669)		-3,46
Metropolitana	0,0019 *** (0,0005)	2,52	0,0021 (0,0037)	-1,23	0,0001 (0,0050)		0,02
Região	0,0032 (0,0044)	4,21	0,0698 * (0,0340)	-41,74	0,0363 (0,0241)		12,12
Cor	0,0000 (0,0001)	0,04	0,0110 (0,0136)	-6,55	-0,0174 (0,0104)		-5,81
Atividade	-0,0463 ** (0,0147)	-60,70	-0,0660 (0,0981)	39,45	0,1772 ** (0,0658)		59,22
Noturno	0,0492 (0,0270)	64,46	0,1410 (0,0803)	-84,23	0,2165 (0,1442)		72,34
Tempo	0,0005 (0,0060)	0,67	-0,0288 (0,0437)	17,19	0,0663 * (0,0284)		22,14
Total	0,1398 *** (0,0122)	183,22	0,0417 ** (0,0127)	133,49	0,2867 *** (0,0465)		95,81
Efeito interação							
Escolaridade	-0,0289 *** (0,0027)	-37,82	0,0020 ** (0,0085)	-1,21	0,0003 (0,0017)		0,11
Experiência	0,0062 *** (0,0011)	8,15	0,0134 * (0,0112)	-8,03	-0,0021 (0,0037)		-0,71
Urbano	-0,0042 *** (0,0007)	-5,50	-0,0001 (0,0012)	0,07	0,0000 (0,0001)		0
Metropolitana	0,0021 *** (0,0006)	2,78	-0,0022 (0,0041)	1,33	0,0000 (0,0008)		0
Região	-0,0009 * (0,0004)	-1,11	-0,0026 * (0,0034)	1,58	0,0005 (0,0024)		0,18
Cor	-0,0002 (0,0006)	-0,32	0,0017 (0,0026)	-1,04	-0,0013 (0,0021)		-0,44
Atividade	0,0204 ** (0,0062)	26,76	-0,0026 (0,0153)	1,53	-0,0549 ** (0,0209)		-18,33
Noturno	-0,0021 (0,0011)	-2,70	0,0009 (0,0016)	-0,54	0,0014 (0,0027)		0,46
Tempo	0,0001 (0,0006)	0,07	-0,0052 (0,0081)	3,11	0,0103 (0,0054)		3,45
Total	-0,0074 (0,0066)	-9,69	0,0053 * (0,0223)	-3,19	-0,0457 * (0,0223)		-15,27

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

A variável que mais influenciou no resultado total do efeito Característica do modelo da amostra completa (Tabela 13) foi a que define a escolaridade dos trabalhadores, enquanto aquela que mais afetou o efeito Coeficiente foi a variável Experiência. A partir dos coeficientes desses dois atributos, sugere-se que: i) se as mulheres da amostra tivessem o mesmo nível de escolaridade que os homens (isto é, se o nível de escolaridade delas fossem menor), seus rendimentos seriam aproximadamente 6,06% maiores; ii) se o coeficiente da experiência estimado no modelo masculino de rendimento fosse utilizado nos dados das mulheres, os rendimentos delas seriam, em média, 13,29% menores.

No estudo de Cirino (2008), educação também foi uma variável que teve forte impacto no efeito Característica, respondendo por 62,62% deste e -90% do diferencial total de rendimentos entre os sexos. Os resultados para escolaridade condizem com as saídas da equação de rendimento para toda a amostra: os coeficientes estimados para Ensino fundamental completo, médio completo e Ensino superior completo foram maiores no modelo desenvolvido para os homens que no das mulheres. Sugere-se, com isso, que o retorno da escolaridade no rendimento masculino é maior que no feminino, fazendo com o diferencial entre os sexos, na média, aumente.

Quanto à variável experiência, seu resultado bate com o que foi encontrado na equação de rendimento para esse modelo: os três coeficientes das variáveis de escolaridade (Fundamental completo, Médio completo e Superior completo) foram maiores para os homens, demonstrando que eles tiveram um maior retorno da escolaridade do que as mulheres. No caso das variáveis que definem a trajetória do efeito da experiência sobre os rendimentos dos trabalhadores (Experiência e quadrado da Experiência), eles expuseram que as mulheres tiveram acréscimos menores em seus rendimentos com o aumento da experiência no mercado de trabalho, sendo o acréscimo marginalmente decrescente e menor para elas.

Sobre o efeito Coeficiente, observou-se que a *proxy* da experiência no mercado de trabalho é responsável por quase todo o componente não explicado da decomposição. Deduz-se, com isso, que a discriminação contra as mulheres se deu, principalmente, pelo fato de os retornos à sua experiência terem sido inferiores que os dos homens. Quanto ao efeito das variáveis de educação sobre o componente não explicado, observa-se que, apesar de as diferenças nos coeficientes terem elevado o diferencial de rendimento entre os sexos, a contribuição foi relativamente pequena (33,15%). Além da idade, as *dummies* Urbano e Noturno também foram importantes dentro do efeito Coeficiente, representado 67% e 64,46% do diferencial total, respectivamente.

Assim como foi observado no estudo de Cirino (2008), o efeito Interação não se mostrou estatisticamente significativo, isto é, não foi importante para explicar o hiato de rendimento entre os sexos. Dessa forma, os efeitos Característica e Coeficiente, que agiram no sentido de diminuir e aumentar tal hiato, respectivamente, explicaram a totalidade do diferencial de rendimentos por gênero. Dado que o efeito Coeficiente foi maior que o efeito Característica, infere-se que, apesar de os atributos produtivos das mulheres terem sido, em média, superiores aos dos homens, elas tiveram um menor retorno por suas atividades, sustentando a hipótese de discriminação contra elas.

Considerando todos os modelos estimados, observa-se que os coeficientes das variáveis variaram de sinal conforme a classe de trabalhadores. O efeito Característica foi positivo em todos os modelos, com exceção do desenvolvido para as Ocupações elementares e para a amostra completa. Os modelos que tiveram sinais positivos para esse efeito indicaram que as trabalhadoras, no geral, receberiam rendimentos menores se tivessem o mesmo conjunto de características que os homens possuíam. No caso dos trabalhadores elementares, contudo, o resultado negativo para o efeito Característica demonstra que as mulheres teriam recebido mais se tivessem os mesmos atributos produtivos que os homens; mais especificamente, os atributos representados pelas variáveis Experiência, Urbana, Metropolitana, Região e Tempo.

Das decomposições desenvolvidas para os grupamentos, aquela que apresentou mais variáveis com 5% ou menos de significância foi a de Ocupações elementares, ao passo que o grupamento com menos variáveis estatisticamente significantes foi o de Diretores e gerentes. Para os coeficientes do Diferencial do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora, “Homens” teve coeficiente maior que “Mulheres” em todos os modelos, com exceção daquele desenvolvido para Diretores e gerentes, em que a variável “Diferença” não teve significância estatística. O resultado para os diretores dá indícios de que não houve discriminação contra o gênero feminino para os trabalhadores desse grupamento, embora os efeitos Característica e Coeficiente tenham sido significantes. O efeito Característica, de acordo com a estimação desse grupamento, influenciou em -30,30% no diferencial de rendimentos, enquanto o efeito Coeficiente influenciou em 133,49% (Tabela 14).

Uma particularidade desse grupamento, e que pode ser um dos motivos para o diferencial de rendimentos não ter manifestado significância, é predominância masculina entre os trabalhadores (59,58%) (Figura 1). De acordo com Madalozzo, Martins e Lico (2015), nas profissões onde as mulheres são maioria (femininas) ou quando a proporção de

profissionais homens e mulheres é semelhante (integradas), o diferencial salarial tende a favorecer os homens, mesmo que as características observáveis delas, na média, sejam superiores. Já no caso das ocupações com maior representatividade de homens do que mulheres (masculinas), apesar de o diferencial médio da remuneração ser favorável às mulheres, ao considerar as características observáveis desses profissionais, o diferencial da remuneração deveria ser menor.

A não significância da variável Diferencial pode ter relação com fenômeno conhecido como “Teto de vidro”, que se refere às dificuldades enfrentadas pelas mulheres para crescer na carreira e ascender aos cargos mais altos das organizações (MANGANELLI, 2012). Dessa forma, conforme é observado pelos dados desta pesquisa, as mulheres demonstraram uma certa dificuldade para alcançar os cargos de liderança, porém, ao chegarem lá, parecem não ter sofrido com a discriminação salarial por gênero. Outro tipo de limitação imposta à carreira das mulheres é o conhecido como “Degrau quebrado” (do inglês, *broken rung*). De acordo com o estudo desenvolvido por Huang *et al.* (2019), o maior obstáculo que as mulheres enfrentam no caminho para a liderança sênior é o primeiro passo para o cargo de gerente. O resultado desse degrau quebrado é mais mulheres ficando presas no nível de entrada e menos mulheres atingindo cargos de liderança.

Ainda sobre o grupamento de Diretores e gerentes, as variáveis Urbana, Metropolitana e Cor não apresentaram significância estatística em nenhum dos efeitos da Decomposição de Oaxaca-Blinder. Além disso, nenhuma das variáveis desse grupamento foi estatisticamente significativa a 5% ou menos em todos os três efeitos.

No grupamento de Profissionais das ciências e intelectuais, os efeitos Característica e Coeficiente foram estatisticamente significantes a 1% enquanto o efeito Interação foi significativo a 5%. Das variáveis utilizadas para medir a influência do efeito Característica sobre o hiato de rendimento, apenas duas foram significantes: Atividade e Tempo. Os coeficientes destas tiveram sinais positivos e seus resultados indicam que, se os rendimentos das mulheres fossem calculados a partir dos coeficientes estimados para os homens, os seus rendimentos seriam, em média, 2,37% e 1,58% mais baixos, respectivamente, mantendo tudo mais constante (Tabela 13).

O efeito Coeficiente também só apresentou significância a 5% para as variáveis Atividade e Tempo. Essas variáveis, aliás, apresentaram os maiores resultados entre todos os modelos, evidenciando que a atividade e o tempo de serviço em uma mesma ocupação tiveram maior impacto na diferença de rendimentos por gênero no grupamento de

Profissionais das ciências e intelectuais que nos demais grupamentos. Essas duas dimensões impactaram em 59,22% e 22,14%, respectivamente, no diferencial de rendimentos por gênero dos profissionais das ciências. Quanto ao efeito Interação desse modelo, somente Atividade teve significância estatística a 5%, influenciando em -18,33% no hiato salarial por gênero.

No grupamento de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados, o efeito Característica foi significativo a 1%, ao passo que o efeito Coeficiente, a 5%. A respeito do efeito Característica, primeiramente, a única variável com coeficiente negativo e significativo foi Região, enquanto aquelas que apresentaram sinais positivos foram Metropolitana, Atividade, Noturno e Tempo. Dessas variáveis, Metropolitana, Atividade e Noturno tiveram os maiores coeficientes entre todos os modelos estimados, tendo contribuído, juntas, com 31,16% do diferencial de rendimentos entre homens e mulheres. Considerando o efeito Característica como um todo, ele influenciou em 26,16% no hiato salarial. No caso específico da variável Região, ela agiu no sentido de diminuir o hiato de rendimento por gênero em -3,83% (Tabela 14).

Tabela 14 - Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora, por gênero, no grande grupamento ocupacional de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados e Ocupações elementares – Brasil – 2019

	Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados		Ocupações elementares	
	Coeficiente	Rend/hora	Coeficiente	Rend/hora
Diferencial do valor esperado do logaritmo do rend/hora				
Homens	2,2346 *** (0,0171)	9,3427	1,9788 *** (0,0328)	7,2341
Mulheres	2,0309 *** (0,0655)	7,6209	1,5852 *** (0,0215)	4,8803
Diferença	0,2037 ** (0,0677)	1,2259	0,3936 *** (0,0392)	1,4823
		Participação no diferencial %		Participação no diferencial %
Efeito característica				
Escolaridade	-0,0038 (0,0023)	-1,86	0,0005 (0,0007)	0,13
Experiência	0,0015 (0,0026)	0,73	-0,0962 *** (0,0098)	-24,44
Urbano	0,0001 (0,0001)	0,03	-0,0202 *** (0,0025)	-5,13
Metropolitana	0,0032 ** (0,0010)	1,55	-0,0039 ** (0,0013)	-0,99

(continua)

(conclusão)						
	Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados			Ocupações elementares		
		Participação no diferencial %			Participação no diferencial %	
Efeito característica						
Região	-0,0078 *** (0,0019)	-3,83		-0,0297 *** (0,0036)		-7,54
Cor	-0,0001 (0,0003)	-0,05		-0,0008 (0,0007)		-0,20
Atividade	0,0394 *** (0,0102)	19,33		-0,0119 (0,0079)		-3,03
Noturno	0,0070 ** (0,0025)	3,46		0,0002 (0,0007)		0,04
Tempo	0,0139 *** (0,0024)	6,82		-0,0054 * (0,0022)		-1,38
Total	0,0533 *** (0,0110)	26,16		-0,1675 *** (0,0122)		-42,55
Efeito coeficiente						
Constante	0,0904 (0,1391)	44,38		1,0222 *** (0,0898)		259,68
Escolaridade	0,0154 (0,0135)	7,55		0,0022 (0,0024)		0,56
Experiência	0,0616 (0,0317)	30,26		-0,4092 *** (0,0519)		-103,97
Urbano	-0,0215 (0,0240)	-10,57		-0,0877 *** (0,0125)		-22,28
Metropolitana	0,0027 * (0,0013)	1,34		0,0050 ** (0,0018)		1,27
Região	-0,0084 (0,0065)	-4,14		-0,0378 *** (0,0081)		-9,61
Cor	-0,0021 * (0,0011)	-1,05		-0,0005 (0,0025)		-0,13
Atividade	-0,0065 (0,0614)	-3,21		-0,0619 ** (0,0214)		-15,72
Noturno	0,0398 (0,0210)	19,52		-0,0592 * (0,0264)		-15,03
Tempo	-0,0052 (0,0072)	-2,55		0,0388 ** (0,0128)		9,86
Total	0,1661 * (0,0682)	81,52		0,4119 *** (0,0370)		104,64
Efeito interação						
Escolaridade	-0,0025 (0,0026)	-1,22		0,0011 (0,0012)		0,28
Experiência	0,0060 * (0,0031)	2,97		0,0823 *** (0,0109)		20,92
Urbano	0,0001 (0,0002)	0,05		0,0178 *** (0,0027)		4,52
Metropolitana	-0,0031 * (0,0015)	-1,53		0,0041 * (0,0016)		1,05

(continua)

	Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados		Ocupações elementares	
		Participação no diferencial %		Participação no diferencial %
Efeito interação				
Região	-0,0026 (0,0016)	-1,28	0,0150 *** (0,0025)	3,81
Cor	-0,0011 (0,0007)	-0,52	-0,0002 (0,0008)	-0,04
Atividade	-0,0056 (0,0130)	-2,76	0,0373 ** (0,0124)	9,48
Noturno	-0,0051 (0,0027)	-2,51	0,0024 * (0,0012)	0,6
Tempo	-0,0018 (0,0025)	-0,88	-0,0106 ** (0,0037)	-2,70
Total	-0,0157 (0,0135)	-7,69	0,1492 *** (0,0158)	37,9

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Em relação às variáveis do efeito Coeficiente, apresentaram significância estatística a 5% ou menos a variável que indica a experiência do trabalhador no mercado de trabalho (Experiência) e as que indicam se ele mora em região metropolitana (Metropolitana), é branco ou amarelo (Cor) e trabalha integralmente no período noturno (Noturno). No total, elas influenciaram em 61,41% no hiato salarial por gênero. Conforme é visto pelos resultados encontrados para escolaridade nos três efeitos, essa variável não é estatisticamente significativa, demonstrando que o nível de instrução não é importante para explicar a diferença de rendimentos entre homens e mulheres do grupamento.

É observado para o modelo de Ocupações elementares que, apesar de os efeitos Característica e Coeficiente terem apresentado significância estatística a 1% e 5%, respectivamente, a junção deles (efeito Interação) não apresentou. Além disso, esse modelo foi o que apresentou o maior resultado para o efeito Coeficiente entre todos os modelos, tendo este contribuído fortemente para o hiato salarial entre homens e mulheres. Esse fato pode ser percebido pelo valor da variável “Diferença” na coluna “Rendimento/hora”, que apresentou o maior resultado entre todos os modelos (1,4823). No efeito Coeficiente, as variáveis Experiência, Urbana, Região, Atividade e Noturno serviram para reduzir o diferencial de rendimentos em -103,97%, -22,28%, -9,61%, -15,72%, -15,03%, respectivamente. Por outro lado, Metropolitana e Tempo aumentaram o diferencial em 1,27% e 9,86%, respectivamente (Tabela 16). No total, o efeito Coeficiente influenciou em 104,64% no diferencial por gênero (Tabela 12).

No caso dos efeitos Característica e Interação desse modelo, seus coeficientes apresentaram sinal diferente dos demais modelos: negativo e positivo, respectivamente. Para o coeficiente do efeito Característica, seu sinal sugere que se as características dos homens e das mulheres fossem as mesmas, no geral, os rendimentos delas seriam menores. Isto é, os atributos produtivos das mulheres do grupamento de Ocupações elementares serviram para diminuir o hiato de rendimentos por gênero (-42,55%). Já quanto ao efeito Interação, ele aumentou o diferencial em 37,90%.

Conforme é detalhado nas estatísticas descritivas (tópico 4.1), o grupamento de Ocupações elementares foi o que apresentou a menor média de escolaridade entre os analisados, a maior participação de não brancos/amarelos, a menor diferença entre os rendimentos médios de homens e mulheres, além de ter sido o único em que as mulheres apresentaram tempo de trabalho no estabelecimento atual maior que o dos homens. Quanto aos principais resultados das equações de rendimento, o coeficiente da variável que indica a experiência (Experiência) foi relativamente maior para as mulheres, ao passo que aquele da variável que mostra se o indivíduo possui o ensino médio completo (Médio completo) foi relativamente maior para os homens. Na Decomposição de Oaxaca-Blinder desse modelo, observa-se que a variável Escolaridade e Cor não tiveram significância estatística em nenhuma das três partes do hiato salarial entre homens e mulheres, dando indícios que o nível de estudo e a cor dos indivíduos não afeta a diferença entre os rendimentos dos gêneros. Em relação à variável Tempo, os seus resultados no efeito Característica sugerem que, caso as mulheres tivessem o mesmo tempo médio trabalhado no emprego atual que os homens, seus rendimentos seriam um pouco maiores (+0,54%), fazendo com que a diferença salarial se tornasse menor. Já essa mesma variável no efeito Coeficiente indicou que os rendimentos das mulheres diminuiriam em 3,89% se os seus coeficientes da equação de rendimento fossem trocados pelos coeficientes dos homens. Esses resultados são validados pelas estatísticas descritivas e equações de rendimento que mostram que as mulheres desse grupamento, na média, ficaram mais tempo no mesmo emprego, apesar de o retorno de cada ano de trabalho ter sido maior para os homens.

No caso do efeito Característica, suas variáveis estatisticamente significantes a 5% ou menos foram Experiência, Urbana, Metropolitana, Região e Tempo. A influência total desse efeito sobre o hiato de rendimentos foi de -42,55%, o que indica que as diferenças nas dotações dos indivíduos reduziram praticamente pela metade a diferença salarial. O efeito Interação, por sua vez, apresentou as seguintes variáveis com significância: Experiência,

Urbana, Metropolitana, Região, Atividade, Noturno e Tempo. Sua influência total no diferencial de rendimentos por gênero foi de 37,90%, tendo sido Experiência a variável com maior efeito (20,92%).

A variável Experiência apresentou coeficientes negativos nos efeitos Característica e Coeficiente, diferentemente dos outros modelos estimados. Então, apesar de as mulheres desse grupamento terem tido, em média, mais experiência no mercado de trabalho que os homens, se suas experiências fossem igualadas à deles, elas teriam um aumento de 9,62% em seus rendimentos. Infere-se, com isso, que a desigualdade por gênero dos trabalhadores desse grupamento seria menor se a experiência média das mulheres fosse a mesma que a dos homens, isto é, fosse menor. No geral, a remuneração das mulheres aumentaria cerca de 40,92% se os coeficientes dos homens fossem inseridos na equação de rendimento delas.

Conforme é exposto nas equações de rendimento para Ocupações elementares, os ganhos dos homens desse grupamento crescem até os 28 anos de experiência e os das mulheres até os 37. Contudo, segundo Giuberti e Menezes-Filho (2005) o impacto da variável Experiência sobre o efeito Coeficiente está mais relacionado ao ciclo de vida da mulher e não necessariamente à discriminação. As mulheres que se ausentam do mercado de trabalho, seja por causa da maternidade, seja por outro motivo, podem retornar aos seus postos com os rendimentos congelados ou até diminuídos, devido à essa descontinuidade (MINCER; POLACKEK, 1974). De acordo com Pimenta (2017), mesmo que uma mulher tenha o mesmo nível de experiência de um homem, ela pode possuir uma defasagem quanto à sua qualificação por ter se afastado do mercado de trabalho e, portanto, receber menos.

De acordo com os resultados do presente tópico, a maior parte das decomposições de Oaxaca-Blinder apresentou significância estatística para a variável que define o diferencial salarial por gênero. O único grupamento em que “Diferença” não teve significância a 1% foi o de Diretores e gerentes, sendo este, também, o único em que houve concentração de gênero, ou mais precisamente, apresentou mais homens do que mulheres (59,58% contra 40,42%) (Figura 1). Dessa forma, apesar de não haver indícios que as trabalhadoras do grupamento de Diretores e gerentes foram discriminadas por conta de seu gênero, os resultados sugerem que elas tiveram maiores dificuldades para alcançar cargos de liderança (MANGANELLI, 2012).

O grupamento com maior diferença relativa entre os rendimentos de homens e mulheres foi o de Ocupações elementares, enquanto aquele que teve a menor diferença foi o de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados. Ao confrontar esses resultados com as estatísticas descritivas e com as equações de rendimento estimadas,

percebe-se que os grupamentos com maior e menor diferença de rendimentos possuem características bastante semelhantes entre si, levando em conta o perfil dos trabalhadores neles inseridos. Dos grupamentos analisados, eles foram os que apresentaram as menores médias de escolaridade, de rendimento, de renda familiar per capita e de tempo trabalhado no emprego atual, além de ter tido as menores porcentagens de indivíduos brancos ou amarelos e as maiores porcentagens de indivíduos com criança em casa.

Segundo Gould, Schieder e Geier (2016), o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres apresenta grande variação entre diferentes ocupações, níveis salariais e de escolaridade e raça/etnia. Segundo as autoras, a disparidade salarial é menor nas ocupações que oferecem menores rendimentos, o que, provavelmente, relaciona-se às políticas do mercado de trabalho que criam um piso salarial. Elas afirmam ainda que, apesar de as mulheres receberem menos que os homens com educação semelhante em todos os níveis de ensino, a lacuna salarial tende a aumentar com o nível de educação, o que pode ser reflexo das políticas no mercado de trabalho que promovem resultados mais iguais para os trabalhadores na camada inferior da distribuição de rendimento. Considerando essa descrição, o grupamento de Ocupações elementares deveria apresentar um baixo diferencial de rendimentos por gênero devido à discriminação, o que não acontece.

O presente trabalho buscou investigar se a desigualdade salarial entre homens e mulheres é menor entre os indivíduos alocados em grupos ocupacionais idênticos. Considerando os resultados de “Diferença”, na coluna Rendimento/hora, nas Decomposições de Oaxaca-Blinder, infere-se que o diferencial de rendimentos por gênero de três grupamentos foi maior que aquele auferida para a amostra completa. A exceção foi observada no modelo desenvolvido para Diretores e gerentes, em que essa variável não foi estatisticamente significativa, demonstrando que, estatisticamente, a diferença salarial entre homens e mulheres é igual a zero. Dessa forma, a hipótese de que o diferencial de rendimentos dos trabalhadores seria menor para os indivíduos empregados em cargos semelhantes foi parcialmente refutada, dado que a diferença relativa entre os rendimentos/hora de homens e mulheres, na maior parte dos grupamentos, foi maior que essa mesma medida estimada para todos os trabalhadores da amostra.

Considerando especificamente a variável Coeficiente, que foi usada para medir a discriminação de rendimento por gênero, seus resultados também foram significantes e maiores que os da amostra completa em três grupamentos. Para Diretores e gerentes, contudo, o resultado encontrado para o efeito Coeficiente teve sinal negativo, isto é, contrário aos

demais modelos. Como a variável Diferença desse grupamento não foi estatisticamente significativa, não há evidências de que as trabalhadoras desse grupamento sofreram discriminação salarial por conta de seu sexo.

Segundo Alves, Carmo e Ferreira (2004), apesar de as mulheres estarem conquistando, gradativamente, novos espaços no mercado de trabalho, ainda existem muitas diferenças entre os indicadores masculinos e femininos, as quais evidenciam as desvantagens experimentadas por elas. Conforme é visto nas equações de rendimento para a amostra completa, mesmo se as mulheres tivessem apresentado o mesmo nível de escolaridade, de experiência, cor da pele e o tempo trabalhado no serviço atual aos dos homens, seus rendimentos, na média, seriam menores que os dos homens. Aparentemente, existem poucos empecilhos para que as mulheres acessem e avancem no sistema educacional, contudo, fatores discriminatórios continuam agindo contrariamente à inserção destas no mercado de trabalho, em suas promoções, admissões e busca por qualificações, limitando seu desenvolvimento profissional (CASTILHO, 2010).

Para Balassiano, Seabra e Lemos (2005), existem outras razões para que as influências não percebidas no rendimento dos trabalhadores sejam potencializadas ou mascaradas. Os modelos que medem a diferença salarial entre homens e mulheres costumam subestimar radicalmente o efeito da discriminação de gênero sobre os ganhos das mulheres, dado que a discriminação ocorre não só na definição de seus rendimentos pelos empregadores, mas em todas as fases de sua vida (GOULD; SCHIEDER; GEIER, 2016). No momento em que uma mulher conclui seus estudos e inicia a vida profissional, sua escolha ocupacional será baseada em anos de educação, orientação de mentores, expectativas de pais, práticas de contratação de empresas e normas e expectativas generalizadas sobre trabalho/equilíbrio familiar perpetuado por empregadores, colegas de trabalho e sociedade (GOULD; SCHIEDER, 2016). Dessa forma, mesmo que um modelo capte muitos fatores que expliquem a diferença salarial por gênero, ele dificilmente conseguirá incluir entre seus regressores a discriminação sofrida por uma mulher ao longo de sua vida, que a influenciou em sua escolha ocupacional.

Botassio e Vaz (2020) sugerem que, para diminuir o hiato salarial por gênero, é preciso incentivar a participação feminina em empregos predominantemente masculinos – para desconstruir os estereótipos de gênero – e promover políticas que incentivem a divisão das responsabilidades domésticas entre homens e mulheres – para que a dupla jornada de trabalho não pese somente sobre elas.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

De acordo com os resultados do presente estudo, a diferença salarial por gênero, favorável aos homens, tendeu a aumentar à medida que a idade e a escolaridade dos trabalhadores aumentaram. Além disso, foi observado que as mulheres que moravam no mesmo domicílio que uma criança (não necessariamente seu filho), comparadas àquelas que não moravam, tiveram mais chances de estarem desocupadas. Os homens, por outro lado, ao possuírem crianças em casa, apresentaram uma probabilidade maior de estarem ocupados do que os homens sem criança.

O modelo de rendimento desenvolvido para toda a amostra foi o que apresentou mais variáveis estatisticamente significantes a 5% ou menos. Com os resultados da estimação, infere-se que, ainda que as mulheres tivessem apresentado o mesmo nível de escolaridade, de experiência, cor da pele e tempo trabalhado no serviço atual que os homens, seus rendimentos, na média, seriam menores que os dos deles. No grupamento de Diretores e gerentes, o ensino superior completo significou um aumento percentual de 32,26% no rendimento dos homens, enquanto no caso das mulheres, o coeficiente para essa variável foi não significativo. No caso da *dummy* que indica se o indivíduo possui o ensino médio completo, seus resultados indicaram que os homens e mulheres do grupamento de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados não apresentaram coeficientes para Médio completo muito distintos entre si, enquanto os homens do grupamento de Ocupações elementares que completaram o ensino médio tiveram um acréscimo relativamente maior em seus rendimentos do que as mulheres de mesma escolaridade.

Quanto às decomposições de Oaxaca-Blinder, o único modelo em que “Diferença” não teve significância a 1% foi o do grupamento de Diretores e gerentes, demonstrando não haver indícios de discriminação de renda contra o gênero feminino nesse grupamento. Uma vez que esse foi o único grupamento em que houve mais trabalhadores homens do que mulheres (59,58% contra 40,42%), a não significância da variável Diferença pode estar relacionado ao fenômeno do “Teto de vidro”, que é referente às dificuldades que as mulheres enfrentam para alcançar os cargos mais altos das organizações. Dessa forma, apesar de as mulheres terem demonstrado dificuldade em conquistar cargos de gerência, aquelas que conseguiram, não aparentaram ter sofrido com a discriminação de rendimento por gênero.

O grupamento em que houve maior diferença relativa de rendimentos entre homens e mulheres foi o de Ocupações elementares, enquanto aquele que teve o menor valor foi o

grupamento de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados. Esses dois grupamentos se assemelham por terem apresentado as menores médias de escolaridade, de rendimento, de renda familiar per capita e de tempo trabalhado no emprego atual, além de ter tido as menores porcentagens de indivíduos brancos ou amarelos e as maiores porcentagens de indivíduos com criança em casa.

Os resultados da variável “Diferença” nas Decomposições de Oaxaca-Blinder mostraram que o diferencial de rendimentos por gênero de três grupamentos foi maior que aquele auferida para a amostra completa, sendo a exceção observada para Diretores e gerentes, em que essa variável não foi estatisticamente significativa. Dessa forma, a hipótese de que o diferencial de rendimentos dos trabalhadores seria menor para os indivíduos empregados em cargos semelhantes foi parcialmente refutada, dado que a diferença relativa entre os rendimentos/hora de homens e mulheres, na maior parte dos grupamentos, foi maior que essa mesma medida estimada para todos os trabalhadores da amostra.

A maior parte da diferença de rendimentos entre homens e mulheres, identificada pela variável “Diferença”, foi causada pelo efeito Coeficiente, indicando que as mulheres tendem a receber, em média, salários menores que os homens, mesmo que suas características sejam idênticas. Isto é, há indícios de discriminação de salários contra o gênero feminino em todos os modelos estimados, com exceção daquele desenvolvido para Diretores e Gerentes.

Como o presente estudo avalia os trabalhadores por grande grupamento ocupacional ele se diferencia por utilizar amostras menos heterogêneas. Em termos de políticas públicas, as implicações dos resultados desta pesquisa repousam na melhoria das análises de diferencial de rendimento, dado que ela expõe as principais características das ocupações que mais discriminam por gênero, possibilitando, assim, criar soluções específicas para cada grupo de indivíduos.

Vale ressaltar que este estudo possui algumas limitações. Conforme é discutido na metodologia, a variável Experiência é apenas uma *proxy* da experiência do trabalhador no mercado de trabalho, calculada a partir da idade do trabalhador e de sua escolaridade. Dessa forma, a diferença entre os coeficientes de Experiência entre homens e mulheres capta não só a discriminação entre os sexos, mas também a descontinuidade da participação feminina no mercado de trabalho. Além disso, as variáveis do estudo se restringem à base de dados da PNADC, o que impede que sejam usadas outras variáveis ligadas ao mercado de trabalho brasileiro. Seria interessante, portanto, que estudos futuros incluíssem mais variáveis

relacionadas às características produtivas dos trabalhadores, tornando as estimativas mais completas.

REFERÊNCIAS

ABRAMO, Laís. Desigualdades de gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro. **Ciência e cultura**, v. 58, n. 4, p. 40-41, 2006.

AIGNER, Dennis J.; CAIN, Glen G. Statistical theories of discrimination in labor market. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 30, n. 2, p. 175-187, 1977.

ALVES, Alba da Cunha; CARMO, Caroline Ramos do; FERREIRA, Taís da Cunha. Desigualdades de gênero no mercado de trabalho da região metropolitana de Salvador-RMS. **VII SEMOC - Semana de Mobilização Científica - Reforma Universitária Que Universidade o Brasil Quer?**, Salvador, Ba, 18 a 22 de outubro de 2004. 2004.

ARAÚJO, Verônica Fagundes; RIBEIRO, Eduardo Pontual. Diferenciais de salários por gênero no Brasil: uma análise regional. **Revista Econômica do Nordeste**, Ceará, v. 33, n. 2, p. 1-22, 2002.

ARROW, Kenneth Joseph. The economic implications of learning by doing. In: **Readings in the Theory of Growth**. Palgrave Macmillan, London, 1971. p. 131-149.

ARROW, Kenneth Joseph. The theory of discrimination. In: ARROW, Kenneth J.; ASHENFELTER, Orley; REES, Albert (org.). **The theory of discrimination**. Princeton University Press, 1-33. 2015.

ALTONJI, Joseph G.; PIERRET, Charles R.. Employer learning and statistical discrimination. **The quarterly journal of economics**, v. 116, n. 1, p. 313-350, 2001.

BALASSIANO, Moisés; SEABRA, Alexandre Alves de; LEMOS, Ana Heloisa. Escolaridade, salários e empregabilidade: tem razão a teoria do capital humano?. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 9, p. 31-52, 2005.

BAPTISTA, Dulce Benigna Dias Alvarenga. **Diferenciais de rendimento e discriminação por sexo no mercado de trabalho brasileiro na década de 1990**. In: Anais do XII Encontro Nacional de Estudos populacionais da ABEP, Caxambu, p. 1-25, 2016.

BARROS, Ricardo Paes de; FRANCO, Samuel; MENDONÇA, Rosane Silva Pinto de. **Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. In: BARROS, Ricardo Paes de; FOGUEL, Miguel Nathan; ULYSSEA, Gabriel. (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2007. v. 2.

BOTASSIO, Diego Camargo; VAZ, Daniela Verzola. Segregação ocupacional por sexo no mercado de trabalho brasileiro: uma análise de decomposição para o período 2004-2015. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 37, 2020.

BECKER, Gary S. **The economics of discrimination**. University of Chicago press, 1957.

BECKER, Gary S. Investment in human capital: A theoretical analysis. **Journal of political economy**, v. 70, n. 5, Part 2, p. 9-49, 1962.

BECKER, Gary S. Front matter, human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. In: **Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, Second Edition**. NBER, 1975. p. -22-0.

BLAU, Francine D.; KAHN, Lawrence M. Gender differences in pay. **Journal of Economic perspectives**, v. 14, n. 4, p. 75-99, 2000.

BLINDER, Alan S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human resources**, p. 436-455, 1973.

BORJAS, George J. **Labor Economics**. 3. ed. United States: McGraw Hill, 2005. 536 p.

BOTASSIO, Diego Camargo; VAZ, Daniela Verzola. Segregação ocupacional por sexo no mercado de trabalho brasileiro: uma análise de decomposição para o período 2004-2015. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 37, 2020.

BRASIL. **Legislação consolidada do servidor público**. - 5. ed. - Brasília: Senado Federal, Subsecretaria de Edições Técnicas, 2008. 184 p. Disponível em: <<https://www2.senado.leg.br/bdsf/handle/id/70308>>. Acesso em: 11 de out. de 2021.

BRASIL. Constituição (1988). **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília, DF: Centro Gráfico, 1988. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto-lei/del5452.htm>. Acesso em: 21 de dez. de 2021.

BRASIL. Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991. **Dispõe sobre os Planos de Benefícios da Previdência Social e dá outras providências**. Brasília, DF. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/18213cons.htm>. Acesso em: 21 de dez. de 2021.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Classificação Brasileira de Ocupações: Livro 1**. Brasília, DF. 2010. Disponível em: <<https://wp.ufpel.edu.br/observatoriosocial/files/2014/09/CBO-Livro-1.pdf>>. Acesso em: 15 de dez. de 2021.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Classificação Brasileira de Ocupações: Livro 2**. Brasília, DF. 2010a. Disponível em: <<https://wp.ufpel.edu.br/observatoriosocial/files/2014/09/CBO-Livro-2.pdf>>. Acesso em: 15 de dez. de 2021.

BRUSCHINI, Maria Cristina Aranha. Trabalho e gênero no Brasil nos últimos dez anos. **Cadernos de pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 537-572, 2007.

CAMBOTA, Jacqueline Nogueira; PONTES, Paulo Araújo. Desigualdade de rendimentos por Gênero Intra-ocupações no Brasil, em 2004. **Revista de economia contemporânea**, v. 11, p. 331-350, 2007.

CASTILHO, Bárbara. GÊNERO E RAÇA NO ACESSO AOS CARGOS DE CHEFIA NO BRASIL. **Fazendo Gênero - Diásporas, Diversidades, Deslocamentos**, v. 9, p. 1-9, 2010, 2010.

CIRINO, Jader Fernandes. **Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho: análises de decomposição para o Brasil e as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e**

Salvador. 2008. 207 f. Tese (Doutorado em Economia e Gerenciamento do Agronegócio; Economia das Relações Internacionais; Economia dos Recursos) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2008.

CIRINO, Jader Fernandes. 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.

COAVAS BLANQUICETTA, Sami Gabriel; GÓMEZ DUARTEB, Laura. For love or for money? A study of the marriage wage premium in Colombia. **Ecos de Economía**, v. 20, n. 42, p. 70-89, 2016.

COSTA, Edward Martins; SOUSA, Daniel Tomaz de; GUIMARÃES, Daniel Barbosa. **Decomposição dos diferenciais de rendimentos por cor e gênero no mercado de trabalho brasileiro: Uma análise por níveis ocupacionais nas regiões metropolitanas**. In: ENCONTRO DE ECONOMIA CEARÁ EM DEBATE 2015. 1 ed. Fortaleza: IPECE, 2015, p. 8-369.

COSTA, Joana Simões; BARBOSA, Ana Luiza Neves de Holanda; HIRATA, Guilherme Issamu. **Efeitos da ampliação dos direitos trabalhistas sobre a formalização, jornada de trabalho e salários das empregadas domésticas**. Texto para Discussão n. 2241, Ipea, out. 2016.

COTRIM, Luisa Rabioglio; TEIXEIRA, Marilane; PRONI, Marcelo Weishaupt. **Desigualdade de gênero no mercado de trabalho formal no Brasil**. Texto para Discussão n. 383, Instituto de Economia, UNICAMP, jun. 2020.

CRESPO, Anna Risi Vianna; REIS, Maurício Cortez. **O efeito-diploma no Brasil**. IPEA – Notas Técnicas. 2006.

CRUZ, Ítalo Spinelli da. Nível de escolaridade entre negros e brancos é desigual. [Entrevista concedida a] Greicy Andrade. **Jornal da Cidade**, Aracaju - SE, 2019. Disponível em: <<http://www.jornaldacidade.net/cidades/2019/09/311889/nivel-de-escolaridade-entre-negros-e-brancos-e-desigual.html>>. Acesso em: 20 de dez. de 2021.

EHRENBERG, Ronald G.; SMITH, Robert S. **A moderna economia do trabalho: teoria e política pública**. Makron Books, São Paulo. 2000.

FERNANDES, Reynaldo. **Desigualdade salarial: aspectos teóricos**. In: CORSEUIL, C. H. *et al.* Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, p. 1-50, 2002.

FERREIRA, Francisco H. G. *et al.* **Measuring inequality of opportunities in Latin America and the Caribbean**. The World Bank, 2008.

FIGUEIREDO, Nayana Manguiera *et al.* Diferencial de salários no meio rural brasileiro: uma aplicação da decomposição de Oaxaca. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 46, 2008. Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: Sober, 2008.

GAMA, Andréa de Sousa. **O conflito entre trabalho e responsabilidades familiares no Brasil: reflexões sobre os direitos do trabalho e a política de educação infantil**. 2012. 228 f. Tese (Doutorado em Ciências na área de Saúde Pública) – Escola Nacional de Saúde Pública Sérgio Arouca, Rio de Janeiro, 2021.

GIUBERTI, Ana Carolina; MENEZES-FILHO, Naércio Aquino. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. **Economia Aplicada**, v. 9, p. 369-384, 2005.

GOTTFREDSON, Linda S. Circumscription and compromise: A developmental theory of occupational aspirations. **Journal of Counseling psychology**, v. 28, n. 6, p. 545, 1981.

GOTTFREDSON, Linda S. Creating and criticizing theory. **Journal of Vocational Behavior**, v. 23, n. 2, p. 203-212, 1983.

GOLDIN, Claudia. A grand gender convergence: Its last chapter. **American Economic Review**, v. 104, n. 4, p. 1091-1119, 2014.

GOULD, Elise; SCHIEDER, Jessica. “Women’s work” and the gender pay gap: how discrimination, societal norms, and other forces affect women’s occupational choices—and their pay. **Economic Policy Institute**, 2016. Disponível em: <<https://www.epi.org/publication/womens-work-and-the-gender-pay-gap-how-discrimination-societal-norms-and-other-forces-affect-womens-occupational-choices-and-their-pay/>>. Acesso em: 17 de nov. de 2021.

GOULD, Elise; SCHIEDER, Jessica; GEIER, Kathleen. What is the gender pay gap and is it real?. **Economic Policy Institute**, 2016.

GRADDY, Kathryn; PISTAFERRI, Luigi. Wage differences by gender: Evidence from recently graduated MBAs. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 62, p. 837-854, 2000.

GREENHALGH, Christine. Male-female wage differentials in Great Britain: Is marriage an equal opportunity?. **The Economic Journal**, v. 90, n. 360, p. 751-775, 1980.

HECKMAN, James J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HECKMAN, James J.; TOBIAS, Justin L.; VYTLACIL, Edward J. **Simple estimators for treatment parameters in a latent variable framework with an application to estimating the returns to schooling**. NBER Working Paper #7950. 2000.

HIRATA, Helena. A precarização e a divisão internacional e sexual do trabalho. **Sociologias**, p. 24-41, 2009.

HIRATA, Helena. Tendências recentes da precarização social e do trabalho: Brasil, França, Japão. **Caderno crh**, v. 24, p. 15-22, 2011.

HOFFMANN, Rodolfo; LEONE, Eugênia Troncoso. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. **Nova economia**, v. 14, n. 2, 2004.

HOFFMANN, Rodolfo; SIMÃO, Rosyler Cristina Santos. Determinantes dos rendimentos das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000. **Nova Economia**, v. 15, n. 2, p. 35-62, 2005.

HORRACE, William C.; OAXACA, Ronald L. Inter-industry wage differentials and the gender wage gap: An identification problem. **ILR Review**, v. 54, n. 3, p. 611-618, 2001.

HUANG, Jess *et al.* **Women in the Workplace 2019**. McKinsey & Company, outubro de 2019. Disponível em: <<https://www.mckinsey.com/~media/McKinsey/Featured%20Insights/Gender%20Equality/Women%20in%20the%20Workplace%202019/Women-in-the-workplace-2019.ashx>>. Acesso em: 5 de mar. de 2022.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Indicadores IBGE: Principais destaques da evolução do mercado de trabalho nas regiões metropolitanas abrangidas pela pesquisa 2003-2014**. IBGE, 2014.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Principais diferenças metodológicas entre as pesquisas PME, PNAD e PNAD Contínua**. Rio de Janeiro, 2015. Disponível em: <https://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Nota_Tecnica/Nota_Tecnica_Diferencas_Metodologicas_das_pesquisas_PNAD_PME_e_PNAD_Continua.pdf>. Acesso em: 24 de jun. de 2021.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira - 2015**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015a. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv95011.pdf>>. Acesso em: 26 de jun. de 2021.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua - PNAD Contínua: Notas técnicas - Versão 1.5**. Rio de Janeiro: IBGE, 2018. 2ª edição. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101561_notas_tecnicas.pdf>. Acesso em 29 de nov. de 2022.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua - PNAD Contínua**. 2019. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9171-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios-continua-mensal.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em: 21 de jun. de 2021.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Em média, mulheres dedicam 10,4 horas por semana a mais que os homens aos afazeres domésticos ou ao cuidado de pessoas**. Agência de Notícias IBGE. Rio de Janeiro: IBGE, 2020. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/27877-em-media-mulheres-dedicam-10-4-horas-por-semana-a-mais-que-os-homens-aos-afazeres-domesticos-ou-ao-cuidado-de-pessoas>>. Acesso em: 27 de ago. de 2022.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira - 2020**. Rio de Janeiro: IBGE, 2020a. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101760.pdf>>. Acesso em: 20 de jun. de 2021.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa de Orçamentos Familiares: 2017 – 2018**. Perfil das despesas do Brasil: Indicadores selecionados. Coordenação de Trabalho e Rendimento. Rio de Janeiro: IBGE, 2020a. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101761.pdf>>. Acesso em: 08 de set. de 2022.

JANN, Ben. Standard Errors for the Blinder-Oaxaca Decomposition. **3rd German Stata Users Group Meeting**. Berlin, Germany. 2005.

JANN, Ben. A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. **Stata journal**, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.

JONES, Frank L.; KELLEY, Jonathan. Decomposing differences between groups. A cautionary note on measuring discrimination. **Sociological Methods and Research**, v. 12, n. 3, p. 323-343, 1984.

JOHNSTON, Jack; DINARDO, John E. **Econometric Methods McGraw Hill**. Inc. New York, NY. 1997.

JORGE, Marco Antonio. Algumas considerações acerca da teoria dos diferenciais compensatórios de salário. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 6, n. 6, 2008.

KAUFMAN, Bruce E.; HOTCHKISS, Julie L. **The economics of labor markets**. 2000.

KIM, Jungho. Female education and its impact on fertility. **Institute of Labor Statistics (IZA) - World of Labor**. 2016.

LIMA, Cícero Francisco de. **Ensaio sobre migração e diferencial de rendimento para a região Nordeste e Brasil**. 2018. 86 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2018.

LIMA, Ricardo. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 10, n. 1, p. 217-272, 1980.

LOPES, Janete Leige; ROSANGELA MARIA, PONTILLI. Renda familiar e educação como fatores condicionantes do aumento da taxa de fertilidade: uma análise para o Paraná. **Anais V ECOPAR - Encontro de Economia Paranaense (2007, out, 4-5)**, 2007.

LOUREIRO, Paulo R. A.. Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 125-157, 2003.

LUNDBERG, Shelly J.; STARTZ, Richard. Private discrimination and social intervention in competitive labor market. **The American Economic Review**, v. 73, n. 3, p. 340-347, 1983.

MACIEL, Francieli Tonet; OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto C. de. INFORMALIDADE E SEGMENTAÇÃO DO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO NOS ANOS 2000: UMA DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA DE DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 22, n. 2, 2018.

MADALOZZO, Regina; MARTINS, Sergio; LICO, Mariane Rizzo. **Segregação ocupacional e hiato salarial entre os gêneros**. São Paulo, SP: Insper, 2015.

MADALOZZO, Regina; MARTINS, Sergio Ricardo; SHIRATORI, Ludmila. Participação no mercado de trabalho e no trabalho doméstico: homens e mulheres têm condições iguais?. **Revista Estudos Feministas**, v. 18, p. 547-566, 2010.

MAIA, Alexandre Gori. **Econometria: conceitos e aplicações**. Saint Paul Editora, 2019.

MANGANELLI, Anelise. **A mão invisível no teto de vidro**. 2012. 123 f. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia). Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Rio Grande do Sul, 2012.

MATSOSO, Neo. **The effects of marital status on labour market participation, employment and wages in Lesotho**. 2015. Dissertação (Mestrado em Economia do Comércio). Universidade de KwaZulu-Natal, Westville 2015.

MENEZES, Wilson F.; CARRERA-FERNANDEZ, José; DEDECCA, Cláudio. Diferenciações regionais de rendimentos do trabalho: uma análise das regiões metropolitanas. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 35, p. 271-296, 2005.

MINCER, Jacob. Schooling, Experience, and Earnings. **Human Behavior & Social Institutions**, New York: NBER and Columbia University Press. 1974.

MINCER, J.; POLACHEK, S.. Family investments in human capital: Earnings of women. **Journal of political Economy**, v. 82, n. 2, Part 2, p. 76-108, 1974.

NETO, Félix; SASTRE, María Teresa Muñoz; MULLET, Etienne. Estereótipos de gênero nas profissões. **Psicologia Cognitiva**, v. 5, n. 2, p. 251-269, 2001.

O'NEILL, June E.; O'NEILL, Dave M. **What do wage differentials tell about labor market discrimination?**. Emerald Group Publishing Limited, 2006.

OAXACA, Ronald. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International economic review**, p. 693-709, 1973.

OAXACA, Ronald L.; RANSOM, Michael R. Identification in detailed wage decompositions. **Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 1, p. 154-157, 1999.

OIT, Organização Internacional do Trabalho. **Relatório global sobre discriminação no trabalho: a hora da igualdade no trabalho**. Genebra: OIT. 2003. Disponível em: <https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/---ilo-brasilia/documents/publication/wcms_226898.pdf>. Acesso em: 19 de ago. de 2021.

OLIVEIRA, Ana Luíza Matos de. O mercado de trabalho brasileiro nos anos 2000: balanço dos avanços e desafios. **Caderno Mensal de Política Social n. 1, jul**. Fundação Perseu Abramo Conjuntura, 2014.

OLIVEIRA, Ana Luíza Matos; COLOMBI, Ana Paula Fregnani. Avanços e Contradições do Mercado de Trabalho Brasileiro de 2003 a 2012: uma análise em perspectiva de gênero. **Anais do V Seminário de Trabalho e Gênero e III Seminário Internacional do PPGCS: Teorias, pesquisas e práticas sociais**, Uberlândia (MG), 2014.

OLIVEIRA, Zuleica Lopes Cavalcanti de; BELCHIOR, João Raposo. Emprego em TICs e gênero no ramo de informática: uma primeira exploração. **Ciências Sociais Unisinos**, v. 45, n. 1, p. 27-33, 2009.

ONS, Office for National Statistics. **Gender pay gap in the UK: 2019**. Londres, Inglaterra. 2019. Disponível em: <<https://www.ons.gov.uk/employmentandlabourmarket/peopleinwork/earningsandworkinghours/bulletins/genderpaygapintheuk/2019>>. Acesso em: 19 de dez. de 2021.

PARADELLA, Rodrigo. **Diferença cai em sete anos, mas mulheres ainda ganham 20,5% menos que homens**. Agência de Notícias IBGE. 2019. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/23924-diferenca-cai-em-sete-anos-mas-mulheres-ainda-ganham-20-5-menos-que-homens>>. Acesso em: 17 de ago. de 2021.

PASCHOALINO, Pietro André Telatin; PLASSA, Wander; SANTOS, Moisés Pais dos. 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.

PAULA, Bruno Galetto Caetano de. **Segregação ocupacional e discriminação segundo cor no mercado de trabalho brasileiro: abordagem regional**. Dissertação (Mestrado em economia). Universidade Federal de Uberlândia. Uberlândia, 2012.

PHELPS, Edmund S. The statistical theory of racism and sexism. **The american economic review**, v. 62, n. 4, p. 659-661, 1972.

PIMENTA, Iracy Silva; CIRINO, Jader Fernandes; CASSUCE, Francisco Carlos Cunha. DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS POR SEXO NOS GRANDES SETORES ECONÔMICOS DO BRASIL. **Revista da ABET**, v. 18, n. 1, 2019.

PIMENTA, Iracy Silva. **Diferencial de rendimentos por gênero no Brasil: uma perspectiva setorial**. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, 2017.

RAIS, Relação Anual de Informações Sociais. **Rais 2018**. Brasília, DF, 2018. Ministério do Trabalho e Emprego. Programa de Disseminação das Estatísticas do Trabalho. Disponível em: <<http://pdet.mte.gov.br/rais/rais-2018>>. Acesso em: 24 de jun. de 2021.

RACHTER, Laísa. Mulheres ganham 19% menos que homens -no topo, a diferença é de mais de 30%. [Entrevista concedida a] Juliana Elias. **CNN Brasil**, São Paulo - SP, 2021. Disponível em: <<https://www.cnnbrasil.com.br/business/mulheres-ganham-19-menos-que-homens-no-topo-diferenca-e-de-mais-de-30/>>. Acesso em: 19 de dez. de 2021.

ROEMER, John E. **Equality of opportunity**. Harvard University Press, 1998.

ROSANDISKI, Eliane Navarro. Panorama das mudanças no mercado de trabalho brasileiro nos anos 90. **Anais do XX Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, p. 1-22, ABEP, 2016.

SALAS, Carlos; LEITE, Marcia. Segregación sectorial por género: una comparación Brasil-México. **Brazilian Journal of Latin American Studies**, v. 6, n. 11, p. 241-259, 2007.

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

SILVA, Raniella Orquiza da. **Análise do diferencial de rendimento por gênero e trabalho infanto-juvenil em contextos econômicos distintos**. 2019. 106 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa. 2019.

SMITH, Adam. **A riqueza das nações investigação sobre sua natureza e suas causas**. São Paulo: Abril Cultural, 1983.

SULIANO, Daniel Cirilo; MIRO, Vitor Hugo. PERSISTÊNCIA NOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS SOB A LUZ DE UM ENFOQUE REGIONAL E MENOR DESIGUALDADE. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 13, n. 2, p. 329-345, 2014.

TOCALINO, Renata Leone Pio Galveia. **Percepções de carreira e de sucesso em função do gênero**. 2013. Dissertação de Mestrado. Universidade do Minho, Braga, Portugal. 2013.

UN Women. Organização das Nações Unidas Mulheres. **Todo lo que debe saber sobre promover la igualdad salarial**. Nova York, EUA. 2020. Disponível em: < <https://www.unwomen.org/sites/default/files/Headquarters/Attachments/Sections/Library/Publications/2020/Gender-equality-Womens-rights-in-review-en.pdf> >. Acesso em: 20 de dez. de 2021.

VAN ZAIST, Juliana Kikuchi; NAKABASHI, Luciano; SALVATO, Márcio Antônio. Retornos privados de educação individual no Paraná. **Economia**, v. 11, n. 1, p. 175-198, 2010.

VILELA, Thaís; ARAÚJO, Eliane; RIBEIRO, Eduardo. Análise do diferencial de renda do trabalho em 2008 entre diferentes gerações de trabalhadores no Brasil. **Revista Economia**, 2012.

YUN, Myeong-Su. A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. **Economic inquiry**, v. 43, n. 4, p. 766-772, 2005.

ZHANG, Yuping; HANNUM, Emily. Diverging fortunes: The evolution of gender wage gaps for singles, couples, and parents in China, 1989-2009. **Chinese Journal of Sociology**, v. 1, n. 1, p. 15-55, 2015.

ZLATEVA, Roumiana; TURNER, Robert; KHANNA, Jyoti. **The Gender Wage Gap: Taking Into Consideration Occupational Characteristics and Gender Segregation**. ECON 489: Honors Seminar. Universidade Colgate, Nova York, 2010.

ANEXO A – RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DAS EQUAÇÕES DE SELEÇÃO

Tabela A.1 – Equações de seleção, por gênero, para toda a amostra

	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística z	P-valor
Homens				
Constante	-0,3152	0,0449	-7,02	0,000
Fundamental completo	0,1544	0,0278	5,56	0,000
Médio completo	0,5426	0,0271	19,99	0,000
Superior completo	0,7525	0,0502	14,99	0,000
Experiência	0,0471	0,0024	19,62	0,000
Experiência ao quadrado	-0,0008	0,0000	-18,2	0,000
Urbana	0,2122	0,0211	10,05	0,000
Metropolitana	-0,0811	0,0204	-3,98	0,000
Sudeste	0,3510	0,0228	15,37	0,000
Sul	0,6360	0,0277	22,96	0,000
Centro-oeste	0,4793	0,0289	16,6	0,000
Norte	-0,0158	0,0282	-0,56	0,575
Cor	0,0514	0,0204	2,52	0,012
Renda domiciliar per capita	0,0001	0,0000	4,94	0,000
Criança	0,0859	0,0214	4,01	0,000
Cônjuge	0,0537	0,0268	2	0,045
Filhos	-0,7662	0,0274	-27,99	0,000
Outros	-0,5244	0,0325	-16,12	0,000
Mulheres				
Constante	-1,3888	0,0467	-29,77	0,000
Fundamental completo	0,0931	0,0313	2,97	0,003
Médio completo	0,4864	0,0290	16,76	0,000
Superior completo	0,8163	0,0392	20,83	0,000
Experiência	0,0400	0,0024	16,74	0,000
Experiência ao quadrado	-0,0006	0,0001	-11,3	0,000
Urbana	0,7399	0,0253	29,26	0,000
Metropolitana	-0,0185	0,0193	-0,96	0,338
Sudeste	0,3252	0,0227	14,32	0,000
Sul	0,5790	0,0267	21,7	0,000
Centro-oeste	0,3808	0,0297	12,84	0,000
Norte	-0,1391	0,0287	-4,85	0,000
Cor	0,0949	0,0199	4,77	0,000
Renda domiciliar per capita	0,0001	0,0000	8,08	0,000
Criança	-0,0466	0,0197	-2,37	0,018
Cônjuge	0,0098	0,0235	0,42	0,678
Filhos	-0,3018	0,0255	-11,85	0,000
Outros	-0,0840	0,0337	-2,49	0,013

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

A.2 – Equações de seleção, por Tabela gênero, no grande grupamento ocupacional de Diretores e gerentes

	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística z	P-valor
Homens				
Constante	-2,0007	0,1261	-15,86	0,000
Superior completo	0,9948	0,0615	16,19	0,000
Experiência	0,0605	0,0089	6,77	0,000
Experiência ao quadrado	-0,0013	0,0002	-5,97	0,000
Urbana	0,3609	0,0851	4,24	0,000
Metropolitana	-0,1809	0,0589	-3,07	0,002
Sudeste	0,1946	0,0680	2,86	0,004
Sul	0,4281	0,0802	5,34	0,000
Centro-oeste	0,2915	0,0906	3,22	0,001
Norte	-0,1079	0,0929	-1,16	0,245
Cor	0,4206	0,0609	6,90	0,000
Renda domiciliar per capita	0,0001	0,0000	5,25	0,000
Criança	0,2349	0,0641	3,67	0,000
Cônjuge	0,2819	0,0711	3,97	0,000
Filhos	-0,9377	0,0772	-12,15	0,000
Outros	-0,6219	0,0950	-6,55	0,000
Mulheres				
Constante	-2,5953	0,1464	-17,72	0,000
Superior completo	0,8105	0,0573	14,13	0,000
Experiência	0,0572	0,0091	6,29	0,000
Experiência ao quadrado	-0,0013	0,0003	-5,27	0,000
Urbana	0,4811	0,1108	4,34	0,000
Metropolitana	0,0122	0,0580	0,21	0,833
Sudeste	0,2023	0,0644	3,14	0,002
Sul	0,4252	0,0770	5,52	0,000
Centro-oeste	0,0918	0,0885	1,04	0,299
Norte	-0,0828	0,0898	-0,92	0,356
Cor	0,2930	0,0573	5,11	0,000
Renda domiciliar per capita	0,0001	0,0000	7,69	0,000
Criança	0,0037	0,0572	0,06	0,949
Cônjuge	-0,0032	0,0534	-0,06	0,952
Filhos	-0,4472	0,0740	-6,05	0,000
Outros	-0,2184	0,0718	-3,04	0,002

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Tabela A.3 – Equações de seleção, por gênero, no grande grupamento ocupacional de Profissionais das ciências e intelectuais

	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística z	P-valor
Homens				
Constante	-2,0602	0,1559	-13,22	0,000
Superior completo	2,0316	0,0637	31,91	0,000
Experiência	0,0234	0,0096	2,45	0,014
Experiência ao quadrado	-0,0006	0,0002	-2,45	0,014
Urbana	0,3904	0,1157	3,38	0,001
Metropolitana	0,0741	0,0628	1,18	0,238
Sudeste	0,0487	0,0802	0,61	0,544
Sul	0,2646	0,0904	2,93	0,003
Centro-oeste	0,0184	0,0993	0,19	0,853
Norte	-0,1769	0,1029	-1,72	0,086
Cor	0,1136	0,0667	1,7	0,089
Renda domiciliar per capita	0,0001	0,0000	5,45	0,000
Criança	0,1989	0,0706	2,82	0,005
Cônjuge	0,0780	0,0762	1,02	0,306
Filhos	-0,6473	0,0825	-7,84	0,000
Outros	-0,5535	0,1022	-5,41	0,000
Mulheres				
Constante	-2,7607	0,1217	-22,69	0,000
Superior completo	1,9756	0,0480	41,16	0,000
Experiência	0,0274	0,0082	3,35	0,001
Experiência ao quadrado	-0,0007	0,0002	-3,12	0,002
Urbana	0,7251	0,0874	8,3	0,000
Metropolitana	0,1194	0,0457	2,62	0,009
Sudeste	0,1126	0,0547	2,06	0,039
Sul	0,3717	0,0669	5,56	0,000
Centro-oeste	0,0546	0,0760	0,72	0,473
Norte	-0,3076	0,0732	-4,2	0,000
Cor	0,2057	0,0476	4,32	0,000
Renda domiciliar per capita	0,0001	0,0000	6,51	0,000
Criança	-0,0509	0,0490	-1,04	0,299
Cônjuge	-0,0272	0,0581	-0,47	0,640
Filhos	-0,3960	0,0613	-6,46	0,000
Outros	-0,1869	0,0847	-2,21	0,027

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Tabela A.4 – Equações de seleção, por gênero, no grande grupamento ocupacional de Trabalhadores dos serviços, vendedores dos comércios e mercados

	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística z	P-valor
Homens				
Constante	-1,8850	0,0718	-26,26	0,000
Fundamental completo	0,3932	0,0453	8,67	0,000
Médio completo	0,8528	0,0419	20,35	0,000
Experiência	0,0537	0,0038	14,04	0,000
Experiência ao quadrado	-0,0009	0,0001	-11,08	0,000
Urbana	0,5170	0,0406	12,73	0,000
Metropolitana	0,1041	0,0312	3,34	0,001
Sudeste	0,2736	0,0359	7,63	0,000
Sul	0,4870	0,0436	11,18	0,000
Centro-oeste	0,4562	0,0463	9,85	0,000
Norte	-0,0434	0,0456	-0,95	0,342
Cor	0,1177	0,0321	3,67	0,000
Renda domiciliar per capita	0,0001	0,0000	2,00	0,045
Criança	0,0640	0,0320	2,00	0,046
Cônjuge	-0,0128	0,0438	-0,29	0,770
Filhos	-0,7080	0,0415	-17,06	0,000
Outros	-0,4375	0,0516	-8,47	0,000
Mulheres				
Constante	-2,2377	0,0686	-32,64	0,000
Fundamental completo	0,3345	0,0457	7,32	0,000
Médio completo	0,7503	0,0425	17,63	0,000
Experiência	0,0382	0,0036	10,62	0,000
Experiência ao quadrado	-0,0006	0,0001	-7,71	0,000
Urbana	0,8016	0,0363	22,05	0,000
Metropolitana	-0,0335	0,0285	-1,18	0,239
Sudeste	0,3020	0,0340	8,89	0,000
Sul	0,6020	0,0408	14,75	0,000
Centro-oeste	0,4961	0,0426	11,64	0,000
Norte	-0,0875	0,0417	-2,10	0,036
Cor	0,1146	0,0294	3,90	0,000
Renda domiciliar per capita	0,0000	0,0000	0,43	0,664
Criança	-0,0841	0,0305	-2,76	0,006
Cônjuge	0,0747	0,0406	1,84	0,066
Filhos	-0,2730	0,0442	-6,18	0,000
Outros	0,0542	0,0550	0,99	0,325

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.

Tabela A.5 – Equações de seleção, por gênero, no grande grupamento ocupacional de Ocupações elementares

	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística z	P-valor
Homens				
Constante	-0,7086	0,0660	-10,74	0,000
Fundamental completo	-0,0391	0,0404	-0,97	0,334
Médio completo	0,0181	0,0382	0,47	0,636
Experiência	0,0327	0,0037	8,86	0,000
Experiência ao quadrado	-0,0006	0,0001	-8,34	0,000
Urbana	-0,0014	0,0302	-0,05	0,963
Metropolitana	-0,1561	0,0326	-4,78	0,000
Sudeste	0,4571	0,0352	12,97	0,000
Sul	0,7571	0,0422	17,92	0,000
Centro-oeste	0,5215	0,0456	11,43	0,000
Norte	0,0139	0,0455	0,30	0,761
Cor	-0,0479	0,0334	-1,43	0,151
Renda domiciliar per capita	-0,0001	0,0000	-2,42	0,016
Criança	0,0880	0,0332	2,65	0,008
Cônjuge	0,1291	0,0451	2,86	0,004
Filhos	-0,5936	0,0442	-13,45	0,000
Outros	-0,2640	0,0519	-5,09	0,000
Mulheres				
Constante	-2,4656	0,0700	-35,23	0,000
Fundamental completo	0,0613	0,0394	1,55	0,120
Médio completo	-0,0385	0,0386	-1,00	0,318
Experiência	0,0859	0,0037	23,33	0,000
Experiência ao quadrado	-0,0011	0,0001	-14,55	0,000
Urbana	0,6750	0,0385	17,53	0,000
Metropolitana	-0,0235	0,0305	-0,77	0,440
Sudeste	0,5183	0,0377	13,74	0,000
Sul	0,7479	0,0429	17,43	0,000
Centro-oeste	0,6146	0,0453	13,58	0,000
Norte	-0,0521	0,0491	-1,06	0,289
Cor	-0,0330	0,0313	-1,05	0,292
Renda domiciliar per capita	-0,0001	0,0000	-3,04	0,002
Criança	-0,0729	0,0250	-2,92	0,004
Cônjuge	0,0182	0,0262	0,70	0,486
Filhos	-0,1610	0,0425	-3,79	0,000
Outros	0,0421	0,0374	1,13	0,260

Fonte: Elaboração própria, a partir dos resultados da pesquisa.