

GAP DE RENDIMENTOS POR GÊNERO NO BRASIL: O QUE MUDOU COM A PANDEMIA DA COVID-19?¹

Áydano Ribeiro Leite²
Diogo Brito Sobreira³

A literatura sobre desigualdade de rendimentos tem se preocupado em investigar os seus determinantes, sobretudo os que se relacionam a grupos específicos, como gênero e raça. Investigações sobre os diferenciais de renda entre gêneros têm recebido atenção especial, uma vez que uma parcela do *gap* pode sinalizar determinado grau de discriminação no mercado de trabalho. Com o choque observado no mercado de trabalho em decorrência da pandemia da covid-19, essas questões tornam-se ainda mais relevantes. Desse modo, este trabalho tem como objetivo estimar e identificar possíveis alterações nos fatores que explicam o diferencial de rendimentos entre gêneros no contexto da pandemia da covid-19. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua, entre 2019 e 2020, estimaram-se decomposições quantílicas da distribuição de rendimentos. Além disso, as equações salariais foram estimadas com base no viés de seleção observado no mercado de trabalho, por meio do procedimento de Heckman. Os principais resultados apontaram a manutenção da disparidade de rendimento por gênero, embora se observe a redução da intensidade dos parâmetros entre 2019 e 2020. Ademais, quanto aos efeitos *características e coeficiente*, esses pouco se alteraram, mas é notório que o principal determinante do diferencial de salários é o efeito *discriminação*.

Palavras-chave: pandemia; mercado de trabalho; discriminação; Oaxaca-Blinder.

INCOME GAP BY GENDER IN BRAZIL: WHAT CHANGED WITH THE COVID-19 PANDEMIC?

The literature on income inequality has been concerned with investigating the determinants of this process, especially those related to specific groups such as gender and race. Investigations on income differentials between genders have received special attention, since part of the gap can signal a certain degree of discrimination in the labor market. With the shock observed in the job market with the Covid-19 pandemic, these questions become even more relevant. Thus, this work aims to estimate and identify possible changes in the factors that explain the income differential between genders in the context of the Covid-19 pandemic. Based on data from the PNAD Contínua between the years 2019 and 2020, quantile decompositions of the income distribution were estimated. In addition, the salary equations were estimated considering the selection bias observed in the labor market, using the Heckman procedure. The main results pointed to the maintenance of the income disparity by gender, although its reduction is observed between the years 2019 and 2020. In addition, as

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp65art1>

2. Professor adjunto da Universidade Regional do Cariri (Urca); e professor permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional e Urbana (PPGERU). *E-mail:* aydano.leite@urca.br; Lattes: <http://lattes.cnpq.br/0092907266715994>; Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-3203-5657>.

3. Doutor em economia aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV); e pesquisador de pós-doutorado pela Universidade Federal do Ceará (UFC)/Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (Funcap). *E-mail:* diogobsobreira@gmail.com; Lattes: <http://lattes.cnpq.br/3280720633645199>; Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-6840-754X>.

for the characteristic effects and coefficient, these have changed little, but it is clear that the main determinant of the income differential wages is the discrimination effect.

Keywords: pandemic; job market; discrimination; Oaxaca-Blinder.

BRECHA DE INGRESO POR GÉNERO EN BRASIL: ¿QUÉ CAMBIÓ CON LA PANDEMIA DE COVID-19?

La literatura sobre la desigualdad de ingresos se há preocupado por investigar sus determinantes, especialmente aquellos relacionados con grupos específicos como el género y la raza. Las investigaciones sobre las diferencias de ingresos entre géneros han recibido especial atención, ya que parte de la brecha puede señalar cierto grado de discriminación en el mercado laboral. Con el shock observado en el mercado laboral con la pandemia de Covid-19, estas preguntas cobran aún más relevancia. Así, este trabajo tiene como objetivo estimar e identificar posibles cambios en los factores que explican el diferencial de ingresos entre géneros en el contexto de la pandemia de Covid-19. A partir de datos del PNAD Continua entre los años 2019 y 2020, se estimaron descomposiciones cuantiles de la distribución del ingreso. Además, las ecuaciones salariales se estimaron considerando el sesgo de selección observado en el mercado laboral, utilizando el procedimiento de Heckman. Los principales resultados apuntaron al mantenimiento de la disparidad de ingresos por género, aunque se observa su reducción entre los años 2019 y 2020. Además, en cuanto a los efectos característicos y coeficiente, estos han cambiado poco, pero es claro que el principal determinante de los salarios diferenciales de ingresos es el efecto de discriminación.

Palabras clave: pandemia; mercado de trabajo; discriminación; Oaxaca-Blinder.

JEL: A1; C5; J71; J31.

1 INTRODUÇÃO

O ano de 2020 ficou marcado pela pandemia da covid-19 e seus impactos sobre a economia, especialmente em relação à dinâmica do mercado de trabalho. Nesse contexto, de acordo com Reichelt, Makovi e Sargsyan (2021), a adoção de medidas de restrição à mobilidade voluntária e as dificuldades enfrentadas pelas empresas, como a redução da contratação de trabalhadores, refletiram negativamente sobre o mercado de trabalho. Especificamente em relação ao Brasil, o conjunto de restrições adotadas a partir de março de 2020 repercutiram ainda no segundo trimestre daquele ano, quando o produto interno bruto (PIB) recuou 9,7% em relação ao trimestre anterior. No âmbito do mercado de trabalho, de acordo com os dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a taxa de desocupação atingiu 13,3%, portanto, 1% a mais em comparação ao trimestre imediatamente anterior, o que significou também a expansão dos níveis de informalidade (IBGE, 2020).

Não obstante, diante desse cenário adverso, emerge adicionalmente a preocupação com o comportamento dos níveis de pobreza e com as assimetrias sociais, especialmente a de rendimentos, que historicamente tem caracterizado o Brasil. Nesse aspecto, o elevado grau de desigualdade de renda pode ser explicado, em parte, pela heterogeneidade regional e, em particular, pelo mercado de trabalho,

sobre o qual a literatura especializada tem se declinado a investigar os fatores determinantes desse processo. De acordo com Salvato, Souza e França (2013), boa parte das evidências indicam que a desigualdade de rendimentos por gênero pode ser explicada a partir da decomposição de uma parcela de atributos observáveis dos indivíduos e de outra parcela não explicada, decorrente dos fatores não produtivos. A primeira diz respeito às características produtivas, como raça, localização geográfica, ocupação por nível de atividade, escolaridade, entre outros; enquanto a segunda se refere à existência de discriminação no mercado de trabalho, decorrente da possível existência de diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres que apresentam as mesmas características produtivas.

No entanto, quando se considera um choque econômico como o causado pela pandemia da covid-19, isso pode provocar alterações importantes sobre a participação de homens e mulheres no mercado de trabalho, impactando os diferenciais de rendimento. Conforme apontam Bardasi, Sabarwal e Terrell (2011), em contextos de choques ou de crises econômicas, a participação das mulheres no mercado de trabalho se eleva em relação à dos homens, o que abre a possibilidade de redução das disparidades de rendimentos. Nessa mesma direção, o trabalho de Silva (2019) demonstrou que, independentemente do cenário econômico atravessado pelo Brasil, fica evidente a redução do *gap* de rendimentos entre homens e mulheres ao longo dos anos. Além disso, embora o efeito discriminação ainda seja predominante no mercado de trabalho, observa-se uma considerável redução desse efeito na explicação das assimetrias salariais por gênero.

Posto isso, o objetivo deste trabalho foi avaliar o *gap* de rendimentos por gênero, identificando possíveis alterações dos efeitos dotação e discriminatório no contexto da pandemia da covid-19 por meio dos microdados trimestrais da PNAD Contínua para os anos de 2019 e 2020. A estratégia empírica adotada incorpora a estimação de uma equação de seleção do mercado de trabalho que corrige o viés de seletividade pelo método de Heckman (1979). Posteriormente, buscou-se, através da estimação de regressões quantílicas, avaliar os efeitos de variáveis observadas sobre o retorno do logaritmo do rendimento ao longo da distribuição. Por fim, pelo método de decomposição quantílica, com base em Oaxaca (1973) e Blinder (1973), investigaram-se as possíveis alterações no *gap* de rendimento por gênero pós-pandemia, além de se identificarem a relevância e a magnitude dos efeitos das características observadas e a discriminação sobre os quantis do logaritmo de rendimentos.

Os principais resultados desta pesquisa apontaram não haver mudanças significativas dos parâmetros que representam os efeitos das características observadas e da discriminação ao se comparar o pré e o pós-pandemia. Além do mais, embora o diferencial de rendimento por gênero tenha se retraído entre os anos de 2019 e 2020,

observa-se a presença de considerável persistência da desigualdade entre homens e mulheres, em que o principal fator explicativo das disparidades de rendimentos foi o efeito discriminação associado ao mercado de trabalho, o que converge a maioria dos resultados explicitados na literatura.

Além desta introdução e da conclusão, este trabalho está distribuído em mais três seções. Na seção 2, discute-se sobre alguns trabalhos relevantes na literatura especializada e suas várias vertentes nos âmbitos internacional e nacional. Na seção 3, expõe-se a estratégia empírica adotada. Por fim, na seção 4, apresentam-se os resultados e as principais evidências empíricas.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 O que dizem as evidências sobre o *gap* de rendimentos por gênero?

A literatura que trata das questões relacionadas à desigualdade de rendimento é bastante extensa, tanto no âmbito internacional como no Brasil. Pesquisadores têm se preocupado especialmente em investigar os diferenciais de rendimentos inter-regionais,⁴ além das desigualdades entre grupos, a exemplo dos *gaps* de rendimento por gênero⁵ e raça.⁶ A maioria desses estudos tem apontado para a existência de diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres, negros e brancos, o que demonstra a relevância do efeito discriminação no mercado de trabalho como parte importante para a explicação do hiato salarial entre grupos. Por seu turno, boa parte dos trabalhos mais recentes concluem haver uma considerável redução dos diferenciais salariais decorrente do efeito discriminatório no mercado de trabalho brasileiro.

Não obstante, a discriminação no mercado de trabalho ocorre quando um grupo de indivíduos que apresentam habilidades, experiência, educação e produtividades semelhantes recebem níveis de rendimentos distintos em função de características como raça, sexo, religião, condições econômicas e sociais, que não afetam diretamente seus níveis de produtividade. O trabalho seminal de Becker (1957) pode ser considerado o ponto de partida dos estudos no âmbito da economia da discriminação ao construir um modelo microeconômico que incorporava às hipóteses de mercado competitivo produtividades esperadas e informações assimétricas, em que os agentes apresentavam preferências distintas e agiam de acordo com elas. O autor conclui que, se um indivíduo tem preferência por discriminar, ele age disposto a pagar algum custo ou até mesmo reduzir diretamente a renda como forma de manter o preconceito.

4. Ver Topel (1994); Azzoni e Servo (2002); Machado e Mata (2005); Freguglia, Menezes-Filho e Souza (2007).

5. Ver Giuberti e Menezes-Filho (2005); Goldin *et al.* (2017); Silva (2019); Silva, Cirino e Cassuce (2021).

6. Ver Campante, Crespo e Leite (2004); Carvalho, Neri e Silva (2006); Costa, Costa e Mariano (2016); Mariano *et al.* (2018).

Outro trabalho seminal importante dentro da literatura da economia da discriminação é o de Spence (1973). O modelo teórico desenvolvido por esse autor parte da hipótese de informações imperfeitas em mercados competitivos, além da ideia de que o empregador sabe que, em determinados grupos de trabalhadores, os níveis de produtividade são distintos. Nesse aspecto, o grau de educação seria um sinal que não informaria perfeitamente o grau de produtividade mas características ou informações sobre raça ou sexo poderiam levar o empregador a remunerar diferentemente indivíduos com produtividade média semelhante.

Quando se analisa a tendência do diferencial de renda entre homens e mulheres, segundo Bruschini (2007), a redução do *gap* de rendimentos observado no período recente foi decorrente principalmente de uma maior inserção das mulheres em posições que exigem maior qualificação e que, portanto, oferecem maior remuneração. Além disso, como em média as mulheres apresentam maior escolaridade⁷ em relação aos homens, Leme e Wajzman (2000) argumentam que esse movimento pode estar proporcionando a redução do diferencial dos retornos salariais.

Essa tendência pode ser observada ainda na década de 1980, como demonstrou a pesquisa de Barros, Ramos e Santos (1995), a partir de uma avaliação dos microdados das PNADs entre 1981 e 1989. De acordo com esses autores, o hiato salarial estimado entre homens e mulheres foi de aproximadamente 50% no contexto das crises econômicas ocorridas naquela década. Assim, mesmo diante desse cenário adverso, os autores observaram a redução dos componentes de produtividade e de discriminação na explicação do diferencial dos salários.

Corroborando essa discussão, Hoffman e Leone (2004) chamam atenção para a redução do hiato salarial entre homens e mulheres a partir dos anos de 1980. No início dessa década, o salário das mulheres era equivalente a 55,7% dos salários dos homens. Contudo, já na década de 2000, essa proporção passou a 70,6% dos rendimentos dos indivíduos do sexo masculino. De fato, analisando os dados mais recentes, Dobner (2019) pontua que, de acordo com os dados do IBGE de 2016,⁸ as mulheres recebiam em média 23,5% a menos que os homens, mas que essa discrepância se acentua quando se analisam os diferenciais por setores de atividade e regiões geográficas.

Contudo, a desigualdade de rendimentos pode ser ainda mais acentuada entre aquelas que recebem maiores rendimentos. Nessa direção, Guimarães (2001) identificou a presença de *glass ceiling*,⁹ que se caracteriza por uma tendência crescente

7. Isso significa que, se as mulheres fossem remuneradas por seu nível de escolaridade, o retorno salarial seria superior ao dos homens, o que reforça o efeito discriminatório em que a variável gênero influencia a determinação dos salários mais do que a produtividade.

8. Estatísticas de gênero – Indicadores sociais das mulheres no Brasil (2016). Acesso em: 7 set. 2018.

9. O fenômeno contrário é denominado de *sticky floor*, relacionado aos diferenciais de rendimentos nos quantis inferiores da distribuição.

do diferencial de rendimentos entre homens e mulheres, principalmente nos últimos quantis da distribuição. No mesmo sentido, o trabalho de Santos e Ribeiro (2006) evidencia o mesmo fenômeno ao observar que as mulheres são favorecidas nas faixas de rendimentos inferiores e prejudicadas nos quantis de renda mais elevados da distribuição, o que representaria uma barreira às mulheres para alcançarem níveis de renda mais elevados.

Comparando o ano de 1987 com o de 2006, Salardi (2012) identificou a presença dos fenômenos *sticky floor* e *glass ceiling* em direção às mulheres. A autora observou que o *gap* de rendimentos não segue um padrão bem definido, mas se aproxima de um formato no gráfico em *U*, sugerindo que o diferencial dos salários é decrescente até a mediana, quando volta a crescer até o final da distribuição. Além do mais, o *gap* salarial diminuiu significativamente na base da distribuição, explicada principalmente pela redução do efeito discriminação. Por seu turno, no extremo superior da mesma distribuição, observou-se relativa estabilidade do efeito discriminação e queda do efeito característica.

Matos e Machado (2006) fizeram uma análise da decomposição de rendimentos pelo método de Oaxaca-Blinder por gênero e raça, avaliando-o por grupos homogêneos.¹⁰ De acordo com os resultados encontrados, o diferencial salarial entre homens brancos e negros era explicado principalmente pelo efeito discriminação. Em relação às mulheres, tanto as brancas como as negras apresentaram em média anos de escolaridade superior aos homens de mesma cor. Contudo, ao se avaliar o diferencial de salários entre as mulheres brancas e as negras, observou-se que 94% desse diferencial era explicado pelo efeito discriminação no mercado de trabalho, enquanto o restante era explicado pelo fato de as mulheres brancas apresentarem escolaridade superior comparativamente às negras. Ademais, ao se comparar o diferencial de rendimentos entre homens negros e mulheres negras, as autoras estimaram que 100% desse *gap* era explicado pelo efeito discriminação, visto que as mulheres negras apresentavam maior grau de escolaridade em relação aos homens de mesma cor.

Cirino (2018), utilizando os dados da PNAD, analisou o comportamento da discriminação no mercado de trabalho brasileiro por gênero. Ao decompor os diferenciais de rendimentos médios nos anos de 2002 e 2014, verificou-se que o efeito característica atuou no sentido de reduzir o diferencial de rendimento em favor dos homens, enquanto o efeito coeficiente apresentou um comportamento contrário. Contudo, quando se olha para o diferencial total, o autor estimou um *gap* de rendimentos de aproximadamente 30% a mais no rendimento não explicado dos homens em comparação ao das mulheres, o que sugere significativa persistência dos diferenciais de renda. Além disso, através do método de decomposição de

10. Grupos distribuídos da seguinte forma: homens brancos e homens negros, mulheres brancas e mulheres negras.

Oaxaca-Blinder, a decomposição dos rendimentos apontou uma queda de 6,2% do efeito coeficiente na explicação dos diferenciais de renda entre homens e mulheres.

Fazendo um comparativo entre 2002, 2013 e 2014, Silva (2019) estimou o efeito da dinâmica da economia sobre os diferenciais de rendimento por gênero através do método de decomposição quantílica. Considerando-se o período que se estende de 2002 a 2013 como de prosperidade econômica, observou-se significativa queda da desigualdade salarial entre homens e mulheres a partir do décimo quantil de renda. Não obstante, mesmo nos períodos de menor crescimento econômico, verificou-se tendência de queda no *gap* salarial, principalmente entre o quantil 10 e o quantil 65. Ademais, o efeito das características observadas apontou para uma redução da desigualdade de rendimentos, enquanto o efeito discriminação apresentou considerável impacto explicativo, embora se observe redução de sua importância ao longo do ciclo econômico.

Convergente com os objetivos desta pesquisa, alguns trabalhos recentes nas literaturas internacional e nacional, como Collins *et al.* (2020), Alon *et al.* (2020), Costa, Barbosa e Hecksher (2021) e Wroblevski, Catelan e Souza (2021), concentraram-se em investigar os efeitos da pandemia da covid-19 sobre a desigualdade de rendimento por grupos.

Utilizando um painel de dados do *US Current Population Survey*, Collins *et al.* (2020) observaram que, em função da pandemia da covid-19, as restrições impostas sobre o funcionamento das escolas alteraram de forma significativa a postura de homens e mulheres em relação à jornada de trabalho. Nesse sentido, a imposição aos filhos para executarem atividades educacionais no domicílio exigiu dos pais uma redução das horas trabalhadas a fim de atender a essas demandas, gerando efeitos relevantes sobre o mercado de trabalho e o nível de desigualdade por gênero. No modelo de efeito fixo estimado em nível de indivíduo, os autores concluíram que as mães com crianças reduziram sua carga horária de trabalho cinco vezes mais que os pais. Como consequência, identificou-se a ampliação das disparidades por horas trabalhadas no mercado de trabalho, o que repercutiu positivamente no *gap* de rendimentos por gênero na economia americana.

Alon *et al.* (2020) encontraram evidências similares aos achados de Collins *et al.* (2020). Para os autores, o choque proporcionado pela pandemia da covid-19, com a desaceleração da economia, impactou consideravelmente a igualdade de gênero. As medidas de distanciamento social e as restrições econômicas impostas afetaram principalmente os setores intensivos em mão de obra feminina. Adicionalmente a esse fato, o fechamento de escolas e creches impôs às mães a ampliação do cumprimento das demandas domésticas, sobretudo por exigir maior cuidado com os filhos, o que alterou suas posições no mercado de trabalho. Além disso, o estudo demonstrou que os efeitos da crise gerada pela pandemia serão mais

persistentes sobre as mulheres, em função da exigência dos elevados retornos de experiência no mercado de trabalho. Em suma, esse conjunto de efeitos gerados contribuiu de forma importante para a ampliação dos diferenciais de rendimento por gênero durante a pandemia.

No Brasil, o trabalho de Costa, Barbosa e Hecksher (2021) buscou investigar o comportamento da desigualdade no mercado de trabalho por gênero, raça e idade no contexto da pandemia da covid-19. Utilizando os dados da PNAD Contínua, os autores estimaram um modelo *probit* com o objetivo de analisar as flutuações¹¹ no mercado de trabalho associadas às transições de entrada e saída do emprego em um contexto de crise econômica. Além disso, buscaram estimar os fluxos de entrada e saída do emprego após a determinação do isolamento por grupo social (gênero, por exemplo). Por um lado, os achados dessa pesquisa apontaram aumento nas chances de os indivíduos saírem da condição de ocupado para uma situação de inatividade no mercado de trabalho, além de ter identificado significativa redução de se conseguir um emprego. Por outro lado, os autores estimaram que o nível de desigualdade por gênero não sofreu redução significativa ao longo da crise. No entanto, controlando por outras características pessoais, as mulheres apresentaram maiores chances de perder suas ocupações em comparação aos homens.

A pesquisa de Wroblewski, Catelan e Souza (2021) chama atenção para o crescimento da inatividade¹² dos trabalhadores em função de fatores como: medo do contágio, paralização das atividades escolares presenciais, além da necessidade e da expansão das atividades domésticas. Utilizando os dados da PNAD Covid, os autores estimaram um modelo *logit* multinomial e aplicaram o método Oaxaca-Blinder com o objetivo de estimar as diferenças de saída da ocupação. De acordo com os resultados, por um lado, as mulheres apresentaram as maiores chances de transição para o desemprego e a inatividade no período da pandemia. Por outro lado, as diferenças de saída da ocupação, dadas pela diferença não explicada no modelo, apontaram vantagens para as mulheres, em função de apresentarem maior grau de instrução em comparação aos homens, o que contribuiu para a redução do *gap* de rendimento por gênero no período.

3 METODOLOGIA

Esta seção foi dedicada à exposição do método e do modelo empírico utilizado neste trabalho, além da descrição estatística dos dados referentes às variáveis de rendimentos e do mercado de trabalho. A abordagem metodológica utilizada se baseia na estratégia de decomposição quantílica desenvolvida por Machado e Mata

11. De acordo com Petrolongo e Pissarides (2008) e Shimer (2012), as flutuações na taxa de desemprego são decorrentes principalmente das flutuações ocorridas na entrada do emprego.

12. Grupo de trabalhadores que perderam emprego e desistiram de procurar uma nova ocupação, de modo que saíram da população economicamente ativa (PEA).

(2005) e Melly (2005). Nesse aspecto, buscou-se avaliar a decomposição dos efeitos observados e a discriminação sobre o diferencial de rendimentos por gênero, além de identificar de forma mais robusta os resultados obtidos a partir da estimação de regressões quantílicas.

3.1 Correção do viés de seleção por Heckman e método de decomposição quantílica

O objetivo da estratégia empírica adotada foi investigar o comportamento dos diferenciais de rendimentos antes e após a pandemia da covid-19. Nesse contexto, procurou-se identificar possíveis alterações dos efeitos observados e não observados (uma parcela desse efeito se refere à discriminação) no mercado de trabalho sobre o diferencial dos rendimentos por gênero no Brasil.

A definição da análise nesta pesquisa foi estabelecida ao longo de toda a distribuição de rendimentos dividida por quantis, o que proporciona uma investigação mais detalhada do grau de discriminação e dos fatores que influenciam os níveis de rendimentos. Nesse caso, utilizou-se o método baseado na decomposição quantílica proposto por Melly (2006),¹³ o qual permite que o conjunto de covariáveis consideradas no modelo influencie a distribuição condicional. Esse método inova em relação às limitações do uso de uma regressão simples estimada pela média, permitindo avaliação mais pormenorizada dos diferenciais de rendimentos.

Contudo, numa primeira etapa, como forma de corrigir o viés de seleção amostral, estimou-se equação de seleção do mercado de trabalho por Heckman (1979) para homens e mulheres. A necessidade de utilização desse mecanismo decorre do fato de haver indivíduos¹⁴ na amostra que estão desocupados ou alocados em atividades sem remuneração, o que impossibilita a observação de seus rendimentos obtidos por meio de alguma atividade produtiva. O método é distribuído em dois estágios. No primeiro, define-se a equação de seleção por intermédio de um modelo *probit* e se estima o λ , que representa a inversa da razão de Mills. No segundo estágio, incorpora-se à equação salarial para homens e mulheres a variável λ , que controla o viés de seleção.

Em relação ao primeiro estágio, a equação de seleção é estimada por meio de um modelo *probit* heterocedástico, pressupondo a existência de distribuição normal para o termo de erro da equação. É estruturada da seguinte forma:

$$Prob(I) = (Z_i\beta)\phi, \quad (1)$$

13. Machado e Mata (2005) e Gosling, Machin e Meghir (2000) propuseram procedimentos semelhantes. No entanto, a contribuição de Melly (2006) foi resolver o problema de cruzamento das diferentes curvas dos quantis determinando a distribuição assintótica do estimador.

14. Uma solução aparentemente simples nesse caso seria a exclusão desses indivíduos da amostra, mas, de acordo com Heckman (1979), eles não poderiam ser excluídos, pois isso acarretaria o problema de viés de seleção.

em que ϕ é a função de distribuição acumulada da variável aleatória, e I é uma variável dicotômica dependente que assume o valor igual a 1 se o indivíduo participa do mercado de trabalho e zero caso contrário. Ademais, o vetor de variáveis independentes que influencia a participação dos indivíduos no mercado de trabalho é dado pelo vetor Z_i , que inclui variáveis *dummies* para raça, região geográfica, escolaridade, experiência, além de uma variável de exclusão para o número de filhos. Aqui, o objetivo é controlar o viés de seleção e identificar a razão inversa de Mills, considerando que a chance de os indivíduos participarem do mercado de trabalho seja dada por:

$$Prob(I = 1) = \phi\left(\frac{Z_i\beta}{\exp(Z_i\beta\gamma)}\right). \quad (2)$$

A partir da relação (2), pode-se chegar à razão inversa de Mills, definida de acordo com:

$$\lambda = \frac{\phi\left(\frac{Z_i\beta}{\exp(Z_i\beta\gamma)}\right)}{\Phi\left(\frac{Z_i\beta}{\exp(Z_i\beta\gamma)}\right)}, \quad (3)$$

em que o λ é a inversa de Mills, que será adicionada à equação de salários caso apresente significância estatística, o que indica a presença de viés ou de seletividade no mercado de trabalho. No entanto, como o objetivo deste trabalho foi estimar como as covariadas afetam não apenas o primeiro momento da variável dependente, mas também a distribuição ao longo dos quantis e, em especial, estimar o diferencial de rendimentos por gênero, Melly (2006) propõe a seguinte especificação:

$$F_{y|x}^{-1}(\tau|x_i) = x_i\beta(\tau), \text{ para todo } \tau \in (0,1), \quad (4)$$

em que $F_{y|x}^{-1}(\tau|x_i)$ representa o quantil τ de y condicionado ao x_i , que expressa o vetor de variáveis independentes. Nessa especificação, percebe-se que se mantém uma relação linear entre os quantis de y e o vetor de covariadas x . Especificamente, os parâmetros estimados podem ser interpretados como taxas de retornos do rendimento por quantil da distribuição condicional em função do conjunto de características observadas.

Não obstante, como o método assume o efeito tratamento na média, a equação (4) pode ser distribuída em dois grupos de gênero. Nesse sentido, o grupo de tratamento são os homens que assumem $T_i = 1$ e $T_i = 0$ para as mulheres que representam o grupo de controle. O efeito tratamento médio pode ser assim definido:

$$E[Y(1)] - E[Y(0)]. \quad (5)$$

Ou seja, o efeito tratamento médio, dado por (5), é a diferença do logaritmo do salário/hora com base no grupo tratado $Y(1)$ e no grupo de controle $Y(0)$, de modo que o efeito médio do tratamento sobre o grupo tratado é dado por:

$$E[Y(1)|T = 1] - E[Y(0)|T = 1]. \quad (6)$$

Utilizando a abordagem quantílica, o efeito tratamento médio geral é dado pela diferença entre o *output* do grupo tratado $F_{Y(1)}^{-1}(\theta)$ e o do grupo de controle $F_{Y(0)}^{-1}(\theta)$, obtida a partir dos quantis incondicionais. Portanto, o efeito tratamento quantílico sobre o grupo tratado pode ser definido como:

$$F_{Y(1)}^{-1}(\theta|T=1) - F_{Y(0)}^{-1}(\theta|T=1), \quad (7)$$

em que θ -ésimo se refere a cada quantil da distribuição acumulada, que seria observado se o grupo de tratados não tivesse sido exposto ao tratamento, e $F_{Y(0)}^{-1}(\theta|T=1)$ representa o quantil contrafactual, cujo estimador é:

$$\hat{Q}_c(\theta) = \inf \left\{ Q: \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J F_{Y(0)}(Q/X_i) \geq \theta \right\}. \quad (8)$$

Na especificação (8), $\hat{Q}_c(\theta)$ é o rendimento contrafactual, e o parâmetro θ se refere ao quantil da distribuição do logaritmo natural do salário por hora, em que as características observadas podem impactar toda a distribuição condicional da variável explicada. Como se considera o gênero como o efeito do tratamento, pode-se desagregar a equação (8) em dois grupos, formados por homens e mulheres, respectivamente, por $Q_h(\theta, \beta_h, X_h)$ e $Q_m(\theta, \beta_m, X_m)$. Nesse caso, o grupo tratado são os homens, enquanto as mulheres formam o grupo de controle. Logo, a decomposição por quantil da distribuição de rendimentos é dada por:

$$Q_h(\theta) - Q_m(\theta) = [Q_h(\theta) - \hat{Q}_c(\theta)] + [\hat{Q}_c(\theta) - Q_m(\theta)], \quad (9)$$

em que Q_h e Q_m são os respectivos rendimentos estimados para homens e mulheres; portanto, $Q_h(\theta) - Q_m(\theta)$ é a diferença bruta dos rendimentos no θ -ésimo quantil. Por seu turno, o termo $\hat{Q}_c(\theta) - Q_m(\theta)$ mede o efeito das características observadas, enquanto $\hat{Q}_c(\theta) - Q_m(\theta)$ é o hiato de rendimentos explicado pelo efeito discriminação.

3.2 O modelo empírico

Como descrito anteriormente, a investigação empírica deste trabalho está distribuída em duas etapas. A primeira etapa considera o viés de seleção amostral no mercado de trabalho por meio de uma equação que determina a probabilidade de o indivíduo estar no mercado de trabalho. Especificamente nessa etapa, optou-se pelo método de seleção amostral de Heckman (1979), através da estimação de modelo *probit* heterocedástico. A justificativa para utilizar esse método, de acordo com Cirino (2018), decorre do fato de que o rendimento percebido no mercado de trabalho só é observado caso os indivíduos estejam ocupados em uma atividade remunerada. A fim de contornar esse problema, o método de seleção amostral incorpora a decisão dos indivíduos sobre participarem do mercado de trabalho a partir da estimação da seguinte equação:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 Ra\c{c}a + \beta_2 Esc1 + \beta_3 Esc2 + \beta_4 Esc3 + \beta_5 N + \beta_6 NE + \beta_7 S + \beta_8 CO + \\ \beta_9 \acute{A}rea + \beta_{10} RegMetrop + \beta_{11} Experi\^e{}ncia + \beta_{12} Experi\^e{}ncia^2 + \beta_{13} Filho6 + \\ \beta_{14} Menina16 + \beta_{15} Menino16 + \varepsilon_i,$$

em que γ é a variável dependente binária que assume o valor igual a 1 se o indivíduo i está ocupado com rendimento positivo e 0 caso contrário. *Raça* é uma variável *dummy* que assume valor 1 se os indivíduos são declaradamente brancos na amostra e 0 se os indivíduos não são brancos. A escolaridade dos indivíduos está distribuída em três variáveis *dummies*, que correspondem, respectivamente, aos níveis de ensino fundamental, médio e superior, considerando como categoria de referência os indivíduos sem escolaridade. Da mesma forma, foram incluídas quatro *dummies* regionais, em que a região Sudeste é a região de referência para fins de comparação dos efeitos dos parâmetros em relação às demais regiões. A variável *Área* é uma *dummy* que assume valor 1 se a residência está localizada em uma zona urbana e 0 caso contrário. Do mesmo modo, a *dummy RegMetrop* indica se o domicílio está localizado em uma região metropolitana. Ademais, *Experiência*¹⁵ e *Experiência ao Quadrado* foram definidas de acordo com Mincer (1974), estruturada a partir da idade do indivíduo menos os anos de escolaridade subtraída de seis anos.

Por fim, diversas pesquisas na literatura, como as de Kassouf (1997) e Scorzafave e Menezes-Filho (2001), apresentaram evidências de que o número de filhos no domicílio afeta a decisão das mulheres e sua inserção no mercado de trabalho. Seguindo a mesma linha, os trabalhos de Cirino (2018) e Silva (2019) demonstraram que a presença de filhos menores de 14 anos no domicílio afeta negativamente a probabilidade de as mulheres estarem no mercado de trabalho. Nesse sentido, este trabalho contribui ao considerar três variáveis de exclusão no modelo de seleção, respectivamente, *Filho6*, *Menina16* e *Menino16*. A primeira corresponde à quantidade de filhos menores de 6 anos, enquanto a segunda e a terceira variáveis correspondem à quantidade de crianças do sexo feminino e do sexo masculino com idade entre 7 e 17 anos no domicílio. Nesse aspecto, essas variáveis são importantes por afetarem a probabilidade de estar ocupado no mercado de trabalho, mas não exercerem influência direta sobre o rendimento dos indivíduos. Ademais, a divisão da variável entre meninas e meninos menores de 16 anos tem por objetivo captar as chances de as mães com filhos adolescentes estarem ocupadas no mercado de trabalho. A hipótese adjacente à inclusão dessas variáveis decorre do fato de que a presença de adolescentes do sexo feminino no domicílio, nessa faixa etária, pode contribuir para o aumento das chances de as mães estarem ocupadas no mercado

15. Segundo Barbosa (2012), essa variável construída dessa forma considera que na média os indivíduos iniciam o seu ciclo educacional por volta dos 6 anos de idade.

de trabalho, uma vez que, por questão cultural no Brasil, as meninas tendem a contribuir mais com as atividades domésticas em comparação aos meninos.

Portanto, o objetivo da equação (10) é controlar o viés de seleção no mercado de trabalho a partir das probabilidades de decisão. Na estimação da equação, a variável λ , que representa a razão inversa de Mills, está associada às variáveis que podem determinar a participação dos indivíduos no mercado de trabalho, mas que não afetam diretamente a equação de rendimentos. Assim, essa variável necessariamente deve ser incluída na segunda etapa da estratégia empírica, como especificado na seguinte equação quantílica de rendimentos:

$$\begin{aligned} LnR_i = & \beta_0 + \beta_1 Raça_i + \beta_2 Esc1_i + \beta_3 Esc2_i + \beta_4 Esc3_i + \beta_5 Ni + \beta_6 NE_i + \beta_7 S_i + \\ & \beta_8 CO_i + \beta_9 Área_i + \beta_{10} Regmetrop_i + \beta_{11} Setor1_i + \beta_{12} Setor2_i + \beta_{13} Setor3_i + \\ & \beta_{14} Ocupação1_i + \beta_{15} Ocupação2_i + \beta_{16} Ocupação3_i + \beta_{17} + Experiência_i - \\ & \beta_{18} Experiência_i^2 + \beta_{19} \lambda_i + \varepsilon_i. \end{aligned} \quad (11)$$

Na expressão (11), LnR_i representa o logaritmo natural do rendimento/hora do trabalho principal para cada indivíduo i na amostra. Essa variável está distribuída por quantis, considerando os extremos de 0,10 e 0,90, visto que um dos objetivos deste trabalho é investigar o diferencial de rendimentos por gênero ao longo de sua distribuição. As variáveis associadas com raça, escolaridade, região, área, região metropolitana e experiência seguem a mesma estrutura das definições explicitadas no modelo de seleção amostral descrito na equação (10). Adicionalmente, a equação (11) inclui variáveis associadas à segmentação no mercado de trabalho, a saber, *setor* e *ocupação*. A primeira corresponde a um conjunto de três variáveis *dummies* dos setores de atividades econômicas relacionadas a agricultura, comércio e serviços, de modo que o setor industrial é utilizado como base de comparação. O segundo conjunto de variáveis *dummies* corresponde às funções de ocupação intelectuais, gerentes e outras ocupações, sendo as atividades técnicas a categoria de referência para fins de comparação. Por fim, ressalta-se a inclusão da razão inversa de Mills, representada pela variável λ_i , estimada no modelo de seleção amostral (10), cujo objetivo é controlar o viés de seleção amostral presente no mercado de trabalho entre homens e mulheres.

Para analisar os fatores que explicam o *gap* de rendimentos por gênero no período de 2019 a 2020, este estudo adota os procedimentos metodológicos de decomposição definidos por Melly (2006), conforme a equação (9). Desse modo, regressões quantílicas condicionais para homens e mulheres, seguindo a especificação (11) da equação de rendimentos, foram utilizadas para decompor o *gap* de gênero, segundo os quantis 0.10, 0.25, 0.50, 0.75, e 0.90.

3.3 Descrição da base de dados

Os dados utilizados nesta pesquisa foram extraídos da PNAD Contínua, trimestralmente¹⁶ realizada pelo IBGE. Como o objetivo foi inferir possíveis alterações no diferencial de rendimentos por gênero no contexto da pandemia, consideraram-se apenas as informações relacionadas ao quarto trimestre dos anos de 2019 e 2020.

As pesquisas amostrais das PNADs Contínuas foram iniciadas a partir de 2012, em substituição à Pesquisa Mensal de Emprego (PME), caracterizando-se pela expansão da amostra por municípios e setores, o que permitiu maior grau de desagregação em comparação ao seu formato anual, que foi realizado até 2011. A amostra probabilística de domicílios obtida a partir de setores censitários abrange a representatividade das regiões geográficas, trazendo informações sociais relevantes no âmbito de Unidades da Federação e regiões metropolitanas, o que inclui os municípios das capitais.

Portanto, para o quarto trimestre dos anos de 2019 e 2020, a quantidade de observações foi de, respectivamente, 375.457 e 233.386, considerando-se os indivíduos com faixa de idade entre 18 e 65 anos, que compõem a faixa etária com maior probabilidade de estarem inseridos no mercado de trabalho.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção serão expostos e discutidos os principais resultados desta pesquisa. A discussão segue uma sequência, inicialmente apresentando e analisando algumas características da dinâmica do mercado de trabalho no Brasil para homens e mulheres em dois momentos: antes e durante a pandemia. Posteriormente, serão analisados os resultados da estimação das equações de seleção com o objetivo de controlar os possíveis vieses de seletividade. No momento seguinte, serão apresentadas as estimações das regressões quantílicas de rendimentos e de decomposição por gênero, comparando-se os resultados para os anos de 2019 e 2020.

4.1 Principais características do mercado de trabalho para homens e mulheres antes e durante a pandemia da covid-19

A crise sanitária decorrente da pandemia da covid-19 e o conjunto de medidas restritivas adotadas impactaram negativamente a dinâmica dos diversos setores da economia e, em particular, o mercado de trabalho brasileiro, que, nos anos anteriores à crise, já vinha apontando significativas dificuldades.

16. O pesquisador tem a opção de escolher entre as PNADs Contínuas trimestrais com informações detalhadas sobre o mercado de trabalho ou as PNADs Contínuas anuais com pesquisa concentrada em determinada visita.

Nesse contexto, as tabelas 1 e 2 descrevem o comportamento de alguns indicadores importantes associados ao mercado de trabalho no Brasil por gênero. A primeira tabela apresenta a taxa de participação no mercado de trabalho, além dos valores dos coeficientes de variação. Essa taxa de participação¹⁷ reflete o total de homens e mulheres ocupados ou que estão procurando emprego em relação à população em idade ativa. Adicionalmente, no gráfico 1, verifica-se o comportamento da taxa de desocupação entre homens e mulheres no período de 2012 a 2020. Por fim, na tabela 2, estão expostos as médias e os desvios-padrão calculados com base nos dados das PNADs para rendimento/hora, horas trabalhadas e escolaridade para homens e mulheres, comparando os anos pré (2019) e pós-pandemia (2020).

Como se observa na tabela 1, os homens historicamente apresentam maior participação no mercado de trabalho brasileiro em comparação às mulheres. Entre 2012 e 2019, essa taxa pouco se alterou em relação à média, mesmo no auge da crise econômica, verificada entre 2015 e 2016. Especificamente, fazendo uma avaliação do cenário pré-pandemia, em 2012 a taxa de participação dos homens no mercado de trabalho era 23% superior à das mulheres. Já em 2019, essa mesma diferença caiu para 19,3%, sem que se observem alterações no coeficiente de variação.

Em relação aos efeitos sobre a dinâmica do mercado de trabalho, considerando o contexto da pandemia, eles já podem ser percebidos ainda em 2020. Ainda na tabela 1, comparando-se seus dados com os de 2019, a taxa de participação no mercado de trabalho recuou 4,4% e 5,3%, respectivamente, para homens e mulheres. Além disso, a diferença dessa mesma taxa entre homens e mulheres, que era de 19,3% em 2019, elevou-se em 2020 para 20,2%. Ademais, quando se observa o coeficiente de variação, percebe-se uma tímida mudança de valor para a participação das mulheres entre 2019 e 2020, o que implica maior heterogeneidade da taxa de participação das mulheres no mercado de trabalho nesse período.

TABELA 1
Taxa de participação no mercado de trabalho por gênero (2012-2020)
(Em %)

Ano	Sexo			
	Homens		Mulheres	
	Taxa de participação	Coefficiente de variação	Taxa de participação	Coefficiente de variação
2012	74,6	0,2	51,6	0,3
2013	74,5	0,2	52,0	0,3
2014	73,9	0,2	51,7	0,3
2015	74,3	0,2	52,4	0,3

(Continua)

17. Também denominada de população economicamente ativa (PEA) ou força de trabalho.

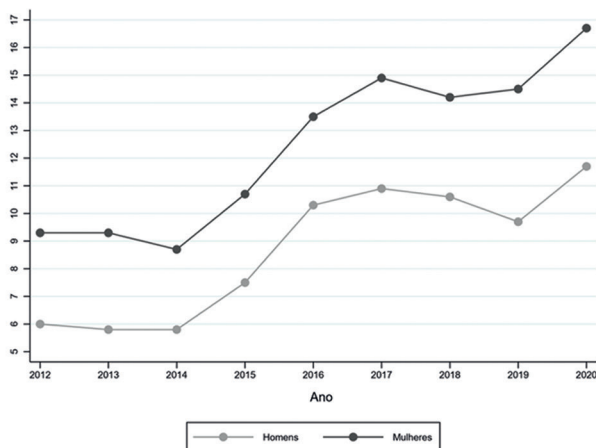
(Continuação)

Ano	Sexo			
	Homens		Mulheres	
	Taxa de participação	Coefficiente de variação	Taxa de participação	Coefficiente de variação
2016	74,0	0,2	52,8	0,3
2017	73,9	0,2	53,5	0,3
2018	73,6	0,2	53,9	0,3
2019	73,9	0,2	54,6	0,3
2020	69,5	0,2	49,3	0,4

Fonte: PNAD Contínua 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9171-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios-continua-mensal.html>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Seguindo a mesma linha de análise, o gráfico 1 demonstra a taxa de desocupação por homens e mulheres no período compreendido entre 2012 e 2020. Em todo o período, as mulheres apresentaram taxas de desocupação superiores às taxas dos homens. De 2012 a 2014, a taxa de desocupação se mantém estável, apresentando forte tendência de alta a partir de 2015 a 2017, em função do choque recessivo do período, quando atinge um máximo nessa série, com desocupação de 14,9% para as mulheres e de 10,9% para os homens. É importante notar uma tímida recuperação do mercado de trabalho após 2017, com queda da taxa de desocupação, além do estreitamento do seu diferencial em 2018.

GRÁFICO 1
Taxa de desocupação por gênero (2012-2020)
(Em %)



Fonte: PNAD Contínua 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/9171-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios-continua-mensal.html>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Obs.: Ilustração cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Ao analisar o período de inflexão proporcionado pelo choque da pandemia da covid-19, verifica-se um expressivo aumento da taxa de desocupação para ambos os sexos. De acordo com o gráfico 1, a taxa de variação do nível de desocupação entre 2019 e 2020 foi de 15,17% para homens e de 20,61% para mulheres, o que significa, em termos absolutos, uma taxa de desocupação de 11,7% e 16,7%, respectivamente. Assim, os dados apontam que os reflexos adversos da pandemia no mercado de trabalho foram mais severos sobre as mulheres. Nesse sentido, a literatura disponível tem discutido um conjunto de fatores que podem justificar essa dinâmica. Segundo Almeida *et al.* (2021), uma crise da magnitude da pandemia da covid-19 tende a afetar em maior proporção as mulheres, em função da responsabilidade delas com as atividades domésticas e o cuidado com os filhos.

A tabela 2 expressa a média e o desvio-padrão de algumas variáveis que explicitam características importantes por gênero, em relação ao nível de rendimento/hora, horas trabalhadas e grau de escolaridade definido por uma média de anos de estudo. Como observado, há alterações importantes em algumas variáveis no período, como o aumento da média do rendimento/hora entre homens e mulheres. Enquanto a variação do rendimento médio para os homens foi de apenas 0,14, essa variação foi de aproximadamente 0,48 para as mulheres, o que indica um crescimento do nível médio de renda superior ao dos homens. Sob outra perspectiva, ao se comparar a diferença média de rendimento entre homens e mulheres em 2019, o valor obtido foi de 3,06, enquanto em 2020 essa diferença foi de 2,69, evidenciando um estreitamento do diferencial médio do rendimento/hora.

TABELA 2

Médias estimadas para características de rendimento/hora, escolaridade e horas trabalhadas (2019-2020)

Variáveis	Homens		Mulheres	
	2019	2020	2019	2020
Rendimento/hora	14,94	15,08	11,88	12,36
Desvio-padrão	[0,032]	[0,032]	[0,028]	[0,028]
Escolaridade	9,76	9,92	10,43	10,73
Desvio-padrão	[0,006]	[0,015]	[0,005]	[0,005]
Horas trabalhadas	42,03	41,81	37,46	37,29
Desvio-padrão	[0,016]	[0,015]	[0,020]	[0,020]

Fonte: PNAD Contínua 2019 e 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=34239&t=downloads>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Elaboração dos autores.

Nesse sentido, é possível que as medidas de isolamento social, como o fechamento de escolas e creches, que impôs mudanças ao comportamento das mulheres, tenham contribuído para a retração das horas médias trabalhadas, dada a expansão das horas dedicadas ao ambiente doméstico e ao cuidado familiar. Efeito semelhante pôde ser observado nos Estados Unidos e em outras economias desenvolvidas, visto que as mulheres reduziram de forma significativa a carga de horas destinadas ao trabalho. De acordo com Collins *et al.* (2020), como as mulheres assumiram o papel principal do trabalho doméstico durante a pandemia, com maior dedicação ao cuidado com os filhos, essa mudança de postura elevou as horas do trabalho doméstico e reduziu as horas dedicadas ao mercado laboral.

Por fim, ainda em relação à tabela 2, nota-se que houve um leve aumento do grau de escolaridade no Brasil, e as mulheres apresentaram nível de escolaridade médio superior ao dos homens, com pequena variação entre 2019 e 2020.

4.2 Equações de seleção e correção do viés de seletividade

Como descrito na metodologia, a abordagem empírica aplicada neste trabalho engloba, em um primeiro estágio, a estimação das equações de seleção do mercado de trabalho para homens e mulheres, entre 2019 e 2020, por intermédio do método de Heckman (1979). A ideia por trás da utilização desse procedimento consiste em controlar o potencial viés de seleção presente no mercado laboral, visto que estar ou não no mercado de trabalho, tanto para homens quanto para mulheres, não é aleatório. Nessa etapa, o procedimento ocorre via estimação de um modelo *probit* heterocedástico, cujos parâmetros explicitam as chances de os indivíduos participarem do mercado de trabalho em função de um vetor de regressores determinantes.

Na tabela 3 estão os resultados da estimação das equações de seleção, em que a variável dependente dicotômica assume o valor igual a 1 se o indivíduo participa do mercado de trabalho e 0 caso contrário. Em relação ao vetor de variáveis determinantes da participação no mercado de trabalho, todas apresentaram significância estatística a 1%. Os resultados das estimações do modelo *probit* convergem com os achados nos trabalhos de Cirino (2018) e Silva (2019).

No modelo, a variável raça é uma *dummy* que assume o valor 1 se os indivíduos são brancos e 0 se eles são declaradamente não brancos na amostra. Como se observa na tabela 2, as estimativas indicaram que os homens brancos e as mulheres brancas apresentaram maiores chances de participação no mercado de trabalho em relação aos não brancos e às não brancas entre 2019 e 2020.

Quanto à escolaridade, distribui-se por categoria a partir dos indivíduos sem escolaridade até os que apresentaram nível de escolaridade superior completo e pós-graduação. Portanto, à medida que o grau de escolaridade aumenta, maiores são as chances de participação no mercado de trabalho para ambos os sexos. Ainda

nesse sentido, a variável experiência apresentou um comportamento quadrático, ou seja, a contribuição dos níveis de experiência aumenta nos anos iniciais, elevando as habilidades no mercado de trabalho até alcançar um ponto de máximo em que, a partir daí, torna-se negativa em função de maior dificuldade do trabalhador em assimilar novas tecnologias e tendências com o passar dos anos. Nesse aspecto, resultados similares podem ser encontrados em boa parte da literatura que utiliza essa variável, a exemplo dos trabalhos de Cirino (2018), Lacerda e Almeida (2019), Meireles e Silva (2019) e Silva (2019).

TABELA 3
Equações de seleção para o mercado de trabalho por gênero (2019-2020)

Variáveis	Homens		Mulheres	
	2019	2020	2019	2020
Constante	0,5456*	0,0959*	0,0102*	0,1646*
Raça	0,0604*	0,0920*	0,1268*	0,0686*
	Escolaridade			
Fundamental	0,1612*	0,1376*	0,1068*	0,0661*
Médio	0,3621*	0,3227*	0,3559*	0,3880*
Superior	0,7043*	0,7256*	0,7783*	0,9337*
	Região geográfica			
Norte	0,1223*	0,2443*	0,0639*	0,1507*
Nordeste	-0,1000*	-0,0485*	-0,0704*	-0,0331*
Sul	0,2851*	0,3381*	0,2653*	0,3031*
Centro-Oeste	0,2464*	0,2598*	0,1506*	0,2063*
Área urbana	0,2027*	0,2883*	0,1213*	0,2156*
Metrópole	0,1532*	0,0919*	0,0606*	0,0897*
	Experiência e filhos			
Experiência	0,0576*	0,0551*	0,0484*	0,0384*
Experiência ²	-0,0007*	-0,0007*	-0,0004*	-0,0002*
Filhos < 6 anos	0,0221*	0,0383*	-0,0127*	-0,0385*
Meninas < 16 anos	0,0431*	0,0774*	0,0572*	0,0303*
Meninos < 16 anos	0,0225*	0,1036*	0,0370*	0,8274*

Fonte: PNAD Contínua 2019 e 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=34239&t=downloads>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Elaboração dos autores.

Obs.: (*) Parâmetros significativos a 1%.

Ainda em relação à tabela 3, a posição geográfica dos indivíduos exerce um papel fundamental para a decisão de participação no mercado de trabalho. No Brasil, especificamente, há regiões mais e menos dinâmicas economicamente, que apresentam mercados de trabalho significativamente heterogêneos. Considerando a região Sudeste,

a mais dinâmica, as estimativas na equação de seleção demonstraram que as chances de os nordestinos homens e mulheres participarem do mercado de trabalho é significativamente inferior às dos indivíduos residentes no Sudeste e nas demais regiões geográficas. Além disso, os homens e as mulheres residentes nas áreas urbanas têm maiores chances de participação no mercado de trabalho em comparação aos residentes nas áreas rurais. Nessa mesma direção, residir em áreas metropolitanas eleva as chances de participação, o que já era esperado em função de maior dinamismo do mercado de trabalho dessas áreas.

A variável de exclusão no modelo de seleção foi o número de filhos divididos por idade, entre menores de 6 anos e meninas e meninos menores de 16 anos. A ideia foi identificar as chances de participação no mercado de trabalho para homens e mulheres em função das dificuldades associadas entre conciliar os cuidados com os filhos e as atividades laborais. Conforme os resultados expostos, os parâmetros que refletem as chances de participação no mercado de trabalho mudam de acordo com o gênero. Para os homens, o efeito da presença dos filhos menores de 6 anos e de filhos meninos e meninas menores de 16 anos foi positivo e significativo, o que sugere que de fato os filhos não representam uma barreira para que os homens estejam inseridos no mercado de trabalho. Entretanto, considerando as mulheres, alguns dos sinais dos parâmetros se invertem. Por exemplo, observa-se que a presença de filhos menores de 6 anos de idade no lar diminui as chances de essas mulheres estarem ocupadas. Esse resultado demonstra que as mulheres ainda dedicam boa parte do tempo aos cuidados com os filhos e às atividades no ambiente doméstico, o que dificulta a inserção em alguma atividade produtiva remunerada. Tais evidências corroboram os achados nas pesquisas de Fernandes e Picchetti (1999) e Gomes *et al.* (2019). Contudo, ao se considerar a presença de filhos adolescentes no domicílio, as variáveis menino e menina menores de 16 anos contribuem para o aumento das chances de as mulheres estarem ocupadas. Sobretudo, o sinal positivo para as meninas menores de 16 anos pode estar sinalizando a contribuição das filhas adolescentes, junto das mães, em relação às atividades domésticas, o que facilita a inserção das mulheres no mercado de trabalho.

4.3 Estimação das equações quantílicas de rendimentos

O objetivo da estimação das regressões quantílicas para homens e mulheres, antes e no contexto da pandemia, foi inferir a magnitude dos efeitos de um conjunto de variáveis observadas sobre o logaritmo do retorno do rendimento por hora e, conseqüentemente, identificar possíveis alterações nos parâmetros e na desigualdade ao longo da distribuição. Como pode ser consultado no apêndice A, os gráficos A.1 e A.2 expressam o comportamento dos coeficientes estimados das regressões quantílicas para homens e mulheres entre 2019 e 2020, assumindo um intervalo de confiança de 95%.

Nas tabelas 4 e 5, estão reportados os resultados da estimação das equações de rendimentos por gênero do quantil 0,10 ao 0,90 para os anos de 2019 e 2020, que representam os períodos pré e pós-pandemia da covid-19, respectivamente.

Como se observa, em ambos os períodos, não há alterações significativas da magnitude dos parâmetros estimados, que praticamente permanecem com os sinais na mesma direção, exceto para a variável escolaridade. Além disso, nas equações foram incluídas a razão inversa de Mills, estimada a partir da equação de seleção, de modo a captar a probabilidade de os indivíduos participarem do mercado de trabalho e controlar o viés de seletividade. Para todos os anos e quantis, o parâmetro da inversa de Mills foi estatisticamente significativa a 1%, o que justifica sua inclusão nas equações de rendimentos. O sinal negativo para todos os parâmetros da variável λ corrobora a importância da utilização do procedimento de correção do viés amostral, sugerindo que, se o método não fosse considerado, as estimações dos parâmetros estariam sobrestimadas ou enviesadas para cima.

Em relação à escolaridade, os resultados convergem com os encontrados pela maioria dos trabalhos que tratam do retorno à educação, a exemplo de Santos e Ribeiro (2006) e Silva (2019). À medida que o nível de escolaridade aumenta, os retornos salariais crescem, mas são distintos quando comparados por gênero. Sobretudo, essa tendência é observada a partir da mediana (quantil 0,50) até os estratos de renda superiores, em que o retorno educacional foi maior para os homens em relação às mulheres. Mais especificamente, para os indivíduos com grau de instrução superior, os parâmetros estimados foram, respectivamente, 1,458 e 1,181 para homens e mulheres, conforme se observa na tabela 4. Ademais, ao se concentrar a análise sobre a tabela 5, que apresenta as estimações para o contexto da pandemia, a magnitude do retorno educacional para os indivíduos de nível superior diminui, principalmente para as mulheres. Esse resultado sugere que os impactos da covid-19 sobre o mercado de trabalho e o rendimento médio foram mais severos sobre as mulheres em comparação aos homens de maior escolaridade. Além desse fator, os achados indicaram que o efeito de um nível de educação mais elevado sobre o rendimento/hora é maior para os homens, o que se reflete em maior persistência da desigualdade nesse quantil do rendimento, principalmente no pós-pandemia.

TABELA 4

Regressões quantílicas de rendimentos por gênero (2019)¹

Variáveis	Homens					Mulheres				
	Q 10	Q 25	Q 50	Q 75	Q 90	Q 10	Q 25	Q 50	Q 75	Q 90
Constante	0,7642*	0,950*	1,065*	1,236*	1,508*	0,434*	0,741*	1,100*	1,420*	1,476*
Raça	0,075*	0,100*	0,146*	0,177*	0,186*	0,349*	0,097*	0,114*	0,156*	0,224*
Escolaridade										
Fundamental	0,305*	0,189*	0,205*	0,244*	0,281*	0,349*	0,246*	0,153*	0,176*	0,170*
Médio	0,510*	0,434*	0,486*	0,548*	0,568*	0,668*	0,482*	0,370*	0,338*	0,388*
Superior	0,892*	0,985*	1,199*	1,397*	1,458*	1,044*	0,950*	0,941*	0,990*	1,181*

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Homens					Mulheres				
	Q 10	Q 25	Q 50	Q 75	Q 90	Q 10	Q 25	Q 50	Q 75	Q 90
Região geográfica										
Norte	-0,151*	-0,100*	-0,059*	-0,030**	-0,017	-0,148*	-0,068*	-0,034*	-0,024**	-0,002
Nordeste	-0,289*	-0,250*	-0,237*	-0,208*	-0,217*	-0,342*	-0,242*	-0,205*	-0,188*	-0,180*
Sul	-0,119*	0,151*	0,155*	0,124*	-0,060**	0,158*	0,173*	0,110*	0,102*	-0,068*
Centro-Oeste	-0,043**	0,105*	0,162*	0,167*	0,136**	0,085*	0,105*	-0,026	0,137*	0,141*
Área Urbana	0,109*	0,047*	0,031*	0,052*	0,095*	0,081*	0,060*	0,073*	0,174*	0,089*
Metrópole	0,075*	0,044*	0,037*	0,066*	0,068*	0,061*	0,043*	0,126*	0,134*	0,160*
Setor de atividade										
Agricultura	-0,009	-0,135*	-0,146*	-0,168*	-0,154**	-0,221*	-0,105**	-0,026	-0,059**	-0,144
Comércio	-0,219*	-0,201*	-0,168*	-0,109*	-0,003	-0,135*	-0,101*	-0,131*	-0,141*	-0,152*
Serviços	-0,078*	-0,102*	-0,107*	-0,085*	-0,036**	-0,016	-0,025	-0,001	-0,005	-0,014
Ocupação										
Intelectuais	0,154*	0,205*	0,226*	0,220*	0,241*	0,187*	0,267*	0,300*	0,258*	0,212*
Gerentes	0,213*	0,248*	0,266*	0,303*	0,354*	0,194*	0,274*	0,344*	0,355*	0,380*
Outras atividades	-0,178*	-0,173*	-0,233*	-0,282*	-0,323*	-0,256*	-0,187*	-0,169*	-0,188*	-0,142*
Experiência	0,387*	0,041*	0,045*	0,050*	0,053*	0,033*	0,032*	0,029*	0,029*	0,037*
Experiência ²	-0,005*	-0,005*	-0,004*	-0,005*	-0,004*	-0,005*	-0,004*	-0,003*	-0,002*	-0,003*
λ. Lambda	0,258*	0,611*	0,777*	0,763*	0,750*	0,424*	0,610*	0,642*	0,459*	0,697*

Fonte: PNAD Contínua 2019 e 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=34239&t=downloads>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Antes da pandemia.

Obs.: Parâmetros significativos a (*) 1% e (**) a 5%.

Quando se verifica o efeito da localização geográfica por região, assumindo o Sudeste como a região de referência, percebe-se que, tanto para os homens como para as mulheres que residem no Norte e no Nordeste, os rendimentos médios em todos os quantis foram inferiores. De forma geral, as evidências demonstraram haver pouca alteração nos parâmetros que expressam a dinâmica regional sobre o diferencial de rendimentos entre homens e mulheres no pós-pandemia. Contudo, o Nordeste se destaca como a região cujos parâmetros estimados sinalizam as maiores magnitudes em termos de diferenças, expressando o grau de desigualdade regional que ainda persiste no Brasil. Não obstante, ao avaliar os retornos salariais por homens e mulheres ao longo da distribuição, destaque-se que as mulheres nordestinas apresentaram maior diferencial de rendimentos em comparação às residentes no Sudeste, especialmente no quantil inferior, em que recebiam em média um salário 34,2% menor em 2019. Essa realidade se altera muito pouco no contexto da pandemia, embora esse diferencial tenha sido de 28,5%. Por seu turno, a magnitude dos diferenciais de salário dos homens nordestinos em relação

aos do Sudeste é inferior em comparação ao salário das mulheres para todos os quantis de rendimento.

Ainda nesse quesito, indivíduos localizados em áreas urbanas e em regiões metropolitanas tendem a ter vantagens de rendimentos em relação àqueles que residem em áreas rurais e não metropolitanas, o que já era esperado em função do dinamismo econômico dessas áreas. Os achados convergem com as evidências encontradas por Moraes e Saboia (2018), as quais concluem que regiões com elevados níveis de rendimento *per capita* apresentam setores produtivos mais dinâmicos, o que resulta em maiores salários pagos aos trabalhadores. Além dessa conclusão, resultados semelhantes podem ser encontrados nos trabalhos de Rebello (2018), Cirino (2018) e Silva (2019).

TABELA 5

Regressões quantílicas de rendimentos por gênero (2020)¹

Variáveis	Homens					Mulheres				
	Q 10	Q 25	Q 50	Q 75	Q 90	Q 10	Q 25	Q 50	Q 75	Q 90
Constante	1,008*	1,080*	1,116*	1,255*	1,495*	0,522*	0,782*	1,171*	1,403*	1,821*
Raça	0,052**	0,093*	0,130*	0,164*	0,202*	0,101*	0,100*	0,098*	0,140*	0,218*
Escolaridade										
Fundamental	0,241*	0,155*	0,192*	0,265*	0,276*	0,351*	0,226*	0,139*	0,129*	0,126*
Médio	0,447*	0,382*	0,457*	0,536*	0,585*	0,591*	0,433*	0,341*	0,335*	0,275*
Superior	0,743*	0,872*	1,112*	1,337*	1,405*	0,994*	0,905*	0,888*	1,011*	1,151*
Região geográfica										
Norte	-0,106*	-0,049*	-0,036**	-0,036**	-0,045	-0,072*	-0,023**	-0,034*	-0,052*	-0,044**
Nordeste	-0,239*	-0,212*	-0,209*	-0,183*	-0,128*	-0,285*	-0,220*	-0,183*	-0,183*	-0,145*
Sul	-0,126*	0,169*	0,166*	0,131*	-0,098**	0,171*	0,167*	0,134*	0,117*	-0,035
Centro-Oeste	-0,034	0,101*	0,155*	0,165*	0,187*	0,097*	0,095*	0,108*	0,129*	0,071**
Área urbana	0,157*	0,063*	0,034**	0,059*	0,109*	0,046**	0,025*	0,042*	0,080*	0,143*
Metrópole	0,074*	0,037**	0,029*	0,053*	0,047**	0,029*	0,023*	0,045*	0,102*	0,159*
Setor de atividade										
Agricultura	0,023	0,086**	-0,173*	-0,156*	-0,116**	0,167	-0,097	-0,025	-0,068	-0,056
Comércio	-0,205*	-0,176*	-0,141*	-0,069*	0,016	-0,140*	-0,095*	-0,129*	-0,190*	-0,219*
Serviços	-0,066*	-0,059*	-0,072*	-0,042**	-0,011**	0,033	-0,014	-0,009	-0,119*	-0,071**
Ocupação										
Intelectuais	0,148*	0,239*	0,268*	0,268*	0,269*	0,142*	0,281*	0,294*	0,225*	0,202*
Gerentes	0,222*	0,254*	0,312*	0,395*	0,458*	0,197*	0,261*	0,359*	0,353*	0,366*
Outras atividades	-0,185*	-0,198*	-0,236*	-0,302*	-0,322*	-0,301*	-0,226*	-0,213*	-0,211*	-0,205*

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Homens					Mulheres				
	Q 10	Q 25	Q 50	Q 75	Q 90	Q 10	Q 25	Q 50	Q 75	Q 90
Experiência	0,028*	0,036*	0,043*	0,047*	0,048*	0,032*	0,033*	0,020*	0,034*	0,033*
Experiência ²	-0,004*	-0,004*	-0,004*	-0,004*	-0,004*	-0,004*	-0,003*	-0,002*	-0,003*	-0,002*
λ Lambda	0,391*	0,492*	0,724*	0,714*	0,632*	0,518*	0,811*	0,689*	0,660*	0,465*

Fonte: PNAD Contínua 2019 e 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=34239&t=downloads>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Pós-pandemia.

Obs.: Parâmetros significativos a (*) 1% e a (**) 5%.

Quanto aos setores de atividade econômica, alguns dos parâmetros não apresentaram significância estatística. Ao assumir o setor industrial como base de comparação, o rendimento médio em agricultura, comércio e serviços mostrou-se inferior tanto para homens como para mulheres na maioria dos quantis. Quanto a esse aspecto, ao se analisarem os diferenciais de rendimentos para cada setor por gênero, as evidências apontaram que eles se acentuam nos quantis extremos, especialmente nos setores de comércio e serviços. É importante salientar que os achados apontaram que, no ano da pandemia, houve uma redução dos níveis de rendimentos para homens e mulheres nos setores de comércio e serviços em comparação ao setor industrial.

Não obstante, quando se analisa a distribuição de rendimentos por ocupação considerando as atividades técnicas como referência, o rendimento médio dos intelectuais e dos indivíduos alocados em cargos de gerência é significativamente superior e se altera em alguns quantis. Contudo, quando se compara o ano de 2020 com o ano pré-pandemia, a magnitude dos parâmetros que representam os homens classificados como intelectuais ou aqueles com cargo de gerência, em média, apresentou maior intensidade em comparação aos coeficientes estimados para as mulheres nas mesmas condições.

Ao destacar os efeitos sobre a taxa de retorno da variável experiência e da experiência ao quadrado, os resultados seguem a tendência evidenciada pela maioria dos trabalhos na literatura. De acordo com Meireles e Silva (2019), a mudança nos sinais dos parâmetros é consistente com a teoria do capital humano, pois a contribuição da experiência sobre a taxa de retorno apresenta retornos marginais decrescentes. Olhando as tabelas 4 e 5, é importante notar que a magnitude do efeito da variável experiência é crescente tanto para homens quanto para mulheres e se acentua nos quantis de renda mais elevados. Ademais, o comportamento dos parâmetros, ao longo da distribuição, praticamente não se altera para os homens no contexto da pandemia, mas seu efeito se reduz em relação às mulheres entre 2019 e 2020, o que sugere a contribuição da experiência para a acentuação das desigualdades salariais por gênero nesse período.

4.4 Decomposição dos diferenciais de gênero: uma análise com correção do viés de seleção sobre a distribuição quantílica dos rendimentos

O objetivo da estimação com o método da decomposição quantílica dos diferenciais de rendimento por gênero pode ser justificado a partir de duas direções. Primeiro, esse método permite investigar os diferenciais de rendimentos para além da média dos dados. Nesse aspecto, é importante justificar que alguns fatores, os quais são importantes para a explicação desses diferenciais na média dos dados, podem não ser relevantes para os indivíduos com baixo nível de rendimentos, ou aspectos que são importantes para os quantis mais elevados de rendimentos podem não ser significativos para a média dos dados. Segundo, os quantis de desigualdade total de rendimentos podem ser decompostos em dois componentes, a saber, o primeiro corresponde à diferença em características observadas dos indivíduos (conhecido por componente explicado); e o segundo corresponde à diferença nos retornos dessas características, também chamado de efeito coeficiente ou componente não explicado.

Como esperado, as estimativas dos diferenciais totais sugerem rendimentos favoráveis ao grupo de indivíduos do sexo masculino, isto é, homens usufruem de melhores salários quando comparados às mulheres. Esse resultado se mantém mesmo durante o período pandêmico, apesar de as estimativas sugerirem redução nos diferenciais salariais entre um ano e outro, que pode variar entre 3% e 5% a depender do quantil analisado.

Os resultados da decomposição quantílica do rendimento por gênero para 2019 e 2020 estão reportados na tabela 6, considerando a distribuição do logaritmo do rendimento/hora para os quantis de 10%, 25%, 50%, 75% e 90%, estimando-se a diferença bruta do rendimento entre homens e mulheres, o efeito característica e o efeito coeficiente ou não explicado. Uma evidência importante em toda a decomposição foi a presença de forte heterogeneidade e manutenção do expressivo diferencial de rendimento em favor dos homens, especialmente nos quantis extremos, mas com redução à medida que converge para a mediana da distribuição, corroborando as evidências encontradas nos trabalhos de Salardi (2012) e Silva (2019).

Não obstante, ao se comparar a dinâmica entre 2019, pré-pandemia, e 2020, apontado como o período de maior gravidade da crise sanitária, observa-se que, embora a diferença bruta do rendimento entre homens e mulheres tenha se mantido expressiva, ela se reduziu sensivelmente em todos os quantis da distribuição. Por exemplo, analisando os quantis extremos de 10% e 90%, a intensidade dos parâmetros estimados para a diferença bruta do rendimento caiu, respectivamente, de 0,3882 para 0,3362 e de 0,4722 para 0,4495 entre 2019 e 2020. Essa redução no *gap* em todos os quantis analisados foi refletida nos componentes explicados e não explicados. Em ambos os anos, o efeito decorrente das diferenças nas características

atua no sentido de reduzir a desigualdade de gênero, de modo que, no período pandêmico, esse componente contribui para a redução da desigualdade de forma ainda mais intensiva. Uma hipótese para essa evidência pode estar associada ao fato de as mulheres de menor qualificação terem perdido suas ocupações durante a pandemia, o que elevou a média de rendimento/hora para esse grupo. Outra possível fonte de variação seria a queda das horas trabalhadas entre 2019 e 2020, conforme se pode verificar na tabela 2. Em suma, o que se aponta com esse resultado é que a redução da desigualdade por gênero pode ser decorrente de uma inflexão pontual na dinâmica do mercado de trabalho, principalmente em função do choque da pandemia da covid-19.

TABELA 6
Decomposição dos diferenciais de rendimento por gênero (2019 e 2020)

Quantis	Componentes	2019		2020	
		Efeito	Erro-padrão	Efeito	Erro-padrão
10	Diferença bruta	0,3882	0,0074	0,3362	0,0012
	Efeito características	-0,0938	0,0136	-0,0940	0,0118
	Efeito coeficiente	0,4821	0,0084	0,4303	0,0037
25	Diferença bruta	0,2612	0,0064	0,2235	0,0072
	Efeito características	-0,0403	0,0065	-0,0491	0,0054
	Efeito coeficiente	0,3016	0,0038	0,2726	0,0035
50	Diferença bruta	0,2780	0,0075	0,2331	0,0101
	Efeito características	-0,0239	0,0049	-0,0456	0,0054
	Efeito coeficiente	0,3020	0,0022	0,2788	0,0081
75	Diferença bruta	0,3519	0,0079	0,3224	0,0095
	Efeito características	-0,0266	0,0036	-0,0425	0,0033
	Efeito coeficiente	0,3786	0,0036	0,3649	0,0073
90	Diferença bruta	0,4722	0,0072	0,4495	0,0138
	Efeito características	-0,0120	0,0034	-0,0266	0,0089
	Efeito coeficiente	0,4842	0,0032	0,4762	0,0015

Fonte: PNAD Contínua 2019 e 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=34239&t=downloads>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Elaboração dos autores.

Obs.: Todos os parâmetros foram significativos a 1%.

Quando se trata dos efeitos que explicam o diferencial de renda, Jann (2008) mostra que os diferenciais podem ser decompostos em dois efeitos. O primeiro, conhecido como o efeito característica, está associado às diferenças nas características observadas dos indivíduos. O segundo é a parcela dos diferenciais explicados por diferenças nos coeficientes, também denominados de efeito discriminação ou componente não explicado. Nesse sentido, sendo as características produtivas constantes entre os indivíduos, a diferença de rendimento por gênero seria explicada em parte a partir do tratamento desigual observado no mercado de trabalho.

Dessarte, ao avaliar os determinantes dos diferenciais de rendimentos, constata-se que não houve alterações significativas na magnitude dos efeitos características e coeficiente entre 2019 e 2020. No entanto, os resultados apontaram o predomínio do efeito coeficiente em relação às características observadas para explicar a desigualdade de rendimento por gênero no Brasil. Isso significa que os homens apresentam retornos salariais associados às características maiores em comparação aos retornos salariais das mulheres com as mesmas características, evidenciando indícios de discriminação contra as mulheres. Percebe-se que a influência desse efeito é maior nos quantis extremos e torna-se crescente a partir do quantil 0,25, o que converge com os resultados encontrados por Souza (2011) e Silva (2019).

Não obstante, os resultados indicaram a presença dos fenômenos *sticky floor* e *glass ceiling* antes e no contexto da pandemia da covid-19, visto que o diferencial de rendimentos por gênero torna-se mais discrepante nos quantis extremos da distribuição. Em relação ao fenômeno *sticky floor*, este pode ser observado a partir do momento em que o efeito coeficiente predomina como principal determinante do diferencial de rendimento no quantil inferior (0,10). Já o fenômeno *glass ceiling* é evidenciado ao se verificar o expressivo diferencial entre homens e mulheres no topo da distribuição de rendimentos (quantil 0,90). De acordo com Baert, Pauw e Deschacht (2016), ambos os fenômenos expressam barreiras às mulheres em relação às suas posições no mercado de trabalho, além de impactos na distribuição de rendimentos.

Compatível com os resultados encontrados neste trabalho, algumas pesquisas já identificavam a presença de ambos os fenômenos na economia brasileira. Por exemplo, na pesquisa de Salardi (2012), a partir dos dados da PNAD, observaram-se os efeitos *stick floor* e *glass ceiling* para as mulheres. O trabalho de Menezes (2013), utilizando os dados da PNAD 2009 e aplicando o método de Machado e Mata (2005), encontra evidências de *glass ceiling effect* e *stick floor effect* ao comparar a distribuição de rendimentos entre homens e mulheres. Nesse mesmo sentido, Silva (2019), ao analisar os diferenciais de rendimentos por gênero em cenários distintos que refletiam a dinâmica da economia brasileira, encontra evidência da presença de *glass ceiling effect*, principalmente no contexto de recessão da economia.

Portanto, neste trabalho, os achados reforçam os dois fenômenos e estão de acordo com os resultados encontrados e evidenciados na literatura, apontando discrepâncias nos pontos extremos da distribuição, além da considerável presença e predominância da discriminação no mercado de trabalho como principal fonte de explicação da desigualdade de rendimentos por gênero.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho teve como principal objetivo analisar o *gap* de rendimentos por gênero no Brasil, com o intuito de identificar possíveis alterações nos parâmetros em função da pandemia da covid-19. A literatura aplicada ao caso brasileiro que aborda essa questão, no geral, indica evidências da existência de elevada desigualdade, além da forte contribuição do feito discriminação sobre os diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres.

Nesta pesquisa, o método de investigação empírica utilizado foi o de decomposição de Oaxaca-Blinder dos rendimentos por quantil, com o objetivo de se identificarem mudanças nos parâmetros que sinalizassem alterações no grau de desigualdade e, sobretudo, dos seus principais determinantes em função do choque da pandemia.

Portanto, na primeira etapa, buscou-se estimar, a partir de um modelo *probit*, as equações de seleção para o mercado de trabalho para homens e mulheres considerando o número de filhos como fator de exclusão. O objetivo aqui foi corrigir o viés de seleção amostral, visto que há na amostra indivíduos em atividades não remuneradas, o que dificulta a observação do rendimento obtido de alguma atividade produtiva.

Na segunda etapa, tendo em vista que se corrigiu o viés de seleção e que foi estimada a razão inversa de Mills, esta foi incluída nas equações mincerianas quantílicas de rendimentos para homens e mulheres entre 2019 e 2020. O objetivo dessa ação foi avaliar a magnitude dos parâmetros das variáveis observadas sobre a distribuição de rendimentos dividida por quantil. Por fim, aplicou-se a decomposição dos diferenciais de rendimentos por quantil com o intuito de investigar, ao longo da distribuição, os efeitos das características observadas e da discriminação.

Os principais resultados da pesquisa demonstraram haver considerável persistência das disparidades de rendimentos entre homens e mulheres, embora se observe redução no contexto da pandemia da covid-19. Nesse aspecto, um conjunto de hipóteses causais podem ser levantadas e estariam associadas ao próprio evento do choque da crise sanitária, como as mudanças no mercado de trabalho e a expansão do nível de desemprego, que podem ter impactado de maneira desigual os rendimentos médios de homens e mulheres. Tais eventos sugerem que a tímida redução da desigualdade de rendimentos por gênero nesse período não tenha sido a resposta de uma mudança estrutural no mercado de trabalho no Brasil. Por seu turno, nota-se o predomínio do efeito coeficiente (não explicado) na determinação dos diferenciais de rendimentos, sobretudo nos quantis de rendas mais elevadas, o que vai ao encontro da maioria dos achados na literatura no âmbito do Brasil.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, A. C. de *et al.* **Reflexões sobre as relações entre desigualdade de gênero, mercado de trabalho e educação dos filhos**. Santa Maria, Rio Grande do Sul: OSE/UFSM, 15 mar. 2021. (Textos para Discussão, n. 26).
- ALON, T. *et al.* **The impact of covid-19 on gender equality**. Cambridge, Estados Unidos: NBER, abr. 2020. (Working Paper Series, n. 26947).
- AZZONI, C. R.; SERVO, L. M. S. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, v. 81, p. 157-175, 2002.
- BAERT, S.; PAUW, A.-S. de; DESCHACHT, N. Do employer preferences contribute to sticky floors? **ILR Review**, v. 69, n. 3, p. 714-736, 2016.
- BARBOSA, A. L. N. de H. **Ensaio sobre diferencial de salários e estimação de demanda no Brasil**. 2012. Tese (Doutorado) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2012.
- BARDASI, E.; SABARWAL, S.; TERRELL, K. How do female entrepreneurs perform? evidence from three developing regions. **Small Business Economics**, v. 37, n. 4, p. 417-441, nov. 2011.
- BARROS, R. P. de; RAMOS, L.; SANTOS, E. Gender differences in Brazilian labor market. *In*: SCHULTZ, T. P. (Ed.). **Investments in women's human capital**. Chicago; Londres: The University of Chicago Press, 1995.
- BECKER, G. S. **The economics of discrimination**. Chicago: The University of Chicago Press, 1957.
- BLINDER, A. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- BRUSCHINI, M. C. A. Trabalho e gênero no Brasil nos últimos dez anos. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 537-572, set.-dez. 2007.
- CIRINO, J. F. Discriminação por gênero no mercado de trabalho: uma comparação do diferencial de rendimento entre homens e mulheres para os anos de 2002 e 2014. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 51, p. 221-253, jul.-dez. 2018.
- COLLINS, C. *et al.* Covid-19 and the gender gap in work hours. **Gender, Work Organization**, v. 28, p. 101-112, jul. 2020.
- CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, p. 185-210, 2004.

CARVALHO, A. P. de; NERI, M. C.; SILVA, D. B. Diferenciais de salários por raça e gênero: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. **Ensaios Econômicos da EPGA**, v. 638, dez. 2006.

COSTA, J. S.; BARBOSA, A. L. N. de H.; HECKSHER, M. **Desigualdades no mercado de trabalho e pandemia da covid-19**. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2021. (Texto para Discussão, n. 2684).

COSTA, R.; COSTA, E.; MARIANO, F. Diferenciais de rendimentos nas áreas rurais do Brasil. **Revista de Política Agrícola**, v. 25, n. 4, 2016.

DOBNER, L. de O. **Análise dos diferenciais de rendimentos entre mulheres e homens por setores no Rio Grande do Sul**. 2019. Monografia (Especialização) – Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis, Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, 2019.

FERNANDES, R.; PICCHETTI, P. Uma análise da estrutura do desemprego e da inatividade no Brasil metropolitano. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 1, p. 87-112, abr. 1999.

FREGUGLIA, R. da S.; MENEZES-FILHO, N. A.; SOUZA, D. B. Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, p. 129-150, 2007.

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

GOLDIN, C. *et al.* The expanding gender earnings gap: evidence from the LEHD-2000 Census. **American Economic Review**, v. 107, n. 5, p. 110-14, 2017.

GOMES, C. E. *et al.* Transições no mercado de trabalho brasileiro e os efeitos imediatos da crise econômica dos anos 2010. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 28, n. 2, p. 481-511, 2019.

GOSLING, A.; MACHIN, S.; MEGHIR, C. The changing distribution of male wages in the UK. **The Review of Economic Studies**, v. 67, n. 4, p. 635-666, 2000.

GUIMARÃES, J. F. Changes in the earning distribution in Brazil, 1986-1995: human capital and institutional factors. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 23., 2001, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: 2001.

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

HOFFMAN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar *per capita* no Brasil: 1981-2002. **Nova Economia**, v. 14, n. 2, p. 35-58, maio-ago. 2004.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Indicadores IBGE**: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua. Rio de Janeiro: IBGE, 6 ago. 2020.

JANN, B. **A stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition**. Zurique: ETH Zurich Sociology, maio 2008. (Working Paper, n. 5).

KASSOUF, A. L. Saúde e mercado de trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 3, p. 587-610, dez. 1997.

LACERDA, L. P. T.; ALMEIDA, A. N. Diferenciais de rendimentos entre os setores de serviços e da indústria no Brasil: uma análise de decomposição. **Economia e Sociedade**, v. 28, n. 1, p. 256-283, jan.-abr. 2019.

LEME, M. C. da S.; WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimento por sexo. *In*: HENRIQUES, R. (Org.). **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. p. 251-270.

MACHADO, J. A. F.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 4, p. 445-465, maio-jun. 2005.

MARIANO, F. Z. *et al.* Diferenciais de rendimentos entre raças e gêneros, nas regiões metropolitanas, por níveis ocupacionais: uma análise através do pareamento de Nôpo. **Estudos Econômicos**, v. 48, n. 1, p. 137-73, 2018.

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

MEIRELES, D. C.; SILVA, J. L. M. da. Diferenciais de rendimentos por gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro. **Gênero**, Niterói, v. 20, n. 1, p. 73-95, 2019.

MELLY, B. Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regressions. **Empirical Economics**, v. 30, n. 2, p. 505-520, 2005.

MELLY, B. **Estimation of counterfactual distribution using quantile regressions**. São Galo: University of St. Gallen, abr. 2006.

MENEZES, F. L. S. **Decomposição dos diferenciais de rendimentos entre os trabalhadores brasileiros por quantis e categorias ocupacionais**. 2013. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2013.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. Nova York: Columbia University Press, 1974.

MORAES, P. P.; SABOIA, J. **Desconcentração regional do setor de serviços na economia brasileira e sua articulação com a indústria de transformação: uma análise do período 2003/2014**. Rio de Janeiro: Instituto de Economia, 2018. (Texto de Discussão, n. 2).

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, out. 1973.

PETRONGOLO, B.; PISSARIDES, C. A. The ins and outs of European unemployment. **American Economic Review**, v. 98, n. 2, p. 256-62, 2008.

REBELLO, F. L. **Diferencial de rendimentos por gênero para o Brasil e a região metropolitana de São Paulo nos anos de 2002, 2013 e 2015**. 2018. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Minas Gerais, 2018.

REICHELTL, M.; MAKOVI, K.; SARGSYAN, A. The impact of covid-19 on gender inequality in the labor market and gender-role attitudes. **European Societies**, v. 23, n. 1, p. 228-245, 2021.

SALARDI, P. **An analysis of pay and occupational differences by gender and race in Brazil: 1987 to 2006**. 2012. Tese (Doutorado) – Universidade de Sussex, Falmer, 2012.

SALVATO, M. A.; SOUZA, P. F. L. de; FRANÇA, J. M. S. de. Ser mulher e negro no Brasil ainda leva a menores salários? Uma análise de discriminação para Brasil e regiões: 2001 e 2011. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., 2013, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2013. Disponível em: http://www.anpec.org.br/novosite/br/encontro-2013#AREA_13. Acesso em: 1º jun. 2018.

SANTOS, R. V.; RIBEIRO, E. P. Diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres no Brasil revisitado: explorando o “teto de vidro”. *In*: SEMINÁRIOS DE PESQUISA, 2006, Rio de Janeiro. **Anais...** 2006. Disponível em: <https://docplayer.com.br/71508628-Diferenciais-de-rendimentos-entre-homens-e-mulheres-no-brasil-revisitado-explorando-o-teto-de-vidro.html>. Acesso em: 1º jun. 2018.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-478, dez. 2001.

SHIMER, R. Reassessing the ins and outs of unemployment. **Review of Economic Dynamics**, v. 15, n. 2, p. 127-148, 2012.

SILVA, R. O. da. **Análise do diferencial de rendimento por gênero e trabalho infante-juvenil em contextos econômicos distintos**. 2019. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2019.

SILVA, R. O. da; CIRINO, J. F.; CASSUCE, F. C. C. Diferencial de rendimento por gênero no mercado de trabalho em contexto de ciclo econômico. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 52, n. 4, p. 185-207, 2021.

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

SPENCE, M. Job market signaling. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 87, n. 3, p. 355-374, 1973.

TOPEL, R. H. Regional labor markets and the determinants of wage inequality. **The American Economic Review**, v. 84, n. 2, p. 17-22, 1994.

WROBLEVSKI, B.; CATELAN, D. W.; SOUZA, K. B. de. Perda recente da ocupação no mercado de trabalho brasileiro: uma análise no contexto da pandemia de covid-19. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 49., 2021, *on-line*. **Anais...** 2021.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BARROS, R. P. de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, jul. 2007. (Texto para Discussão, n. 1288).

CAVALCANTI, T.; GUIMARÃES, J. F. Labor market discrimination: quantile regression approach. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 21., 1999, Belém, Pará. **Anais...** São Paulo: Ed. USP, 1999.

Data de submissão em: 15 jun. 2022.

Primeira decisão editorial em: 17 jun. 2022.

Última versão recebida em: 1º set. 2022.

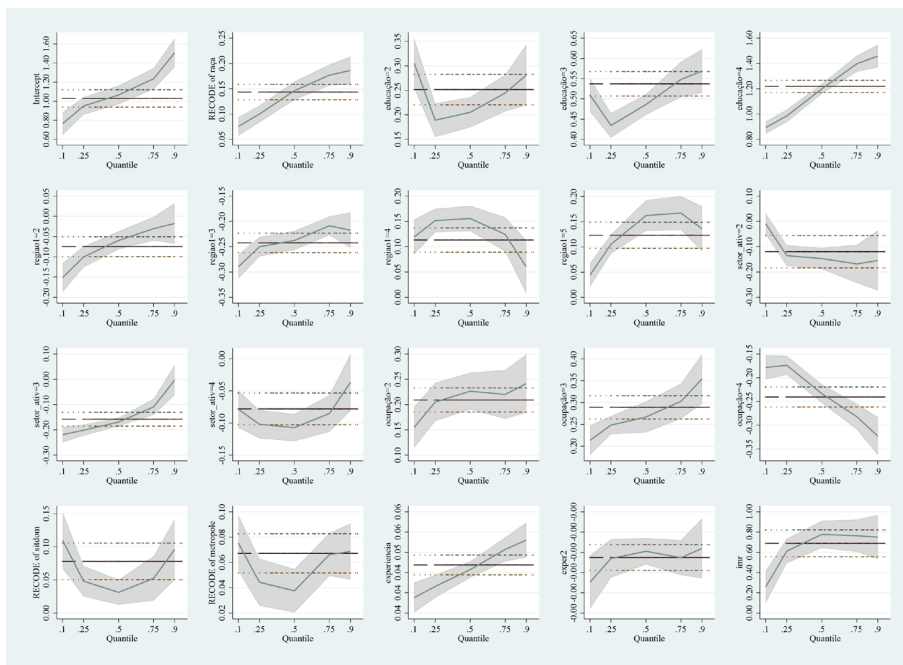
Aprovação final em: 10 jan. 2023.

APÊNDICE A

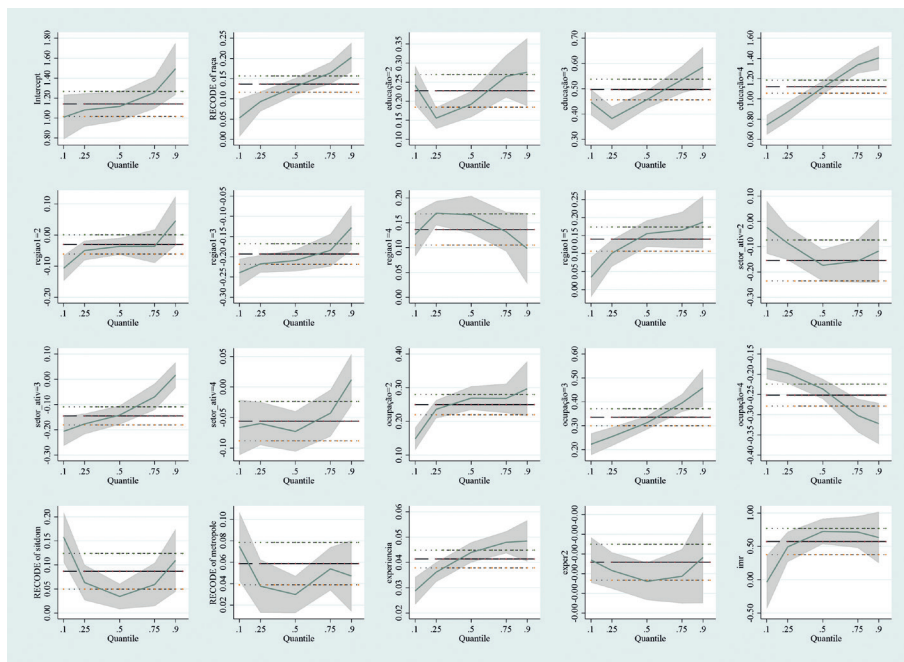
GRÁFICO A.1

Coefficientes estimados com intervalo de confiança para as variáveis da equação de rendimento para homens (2019-2020)

1A – 2019



1B – 2020



Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua 2019 e 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=34239&t=downloads>. Acesso em: 15 mar. 2021.

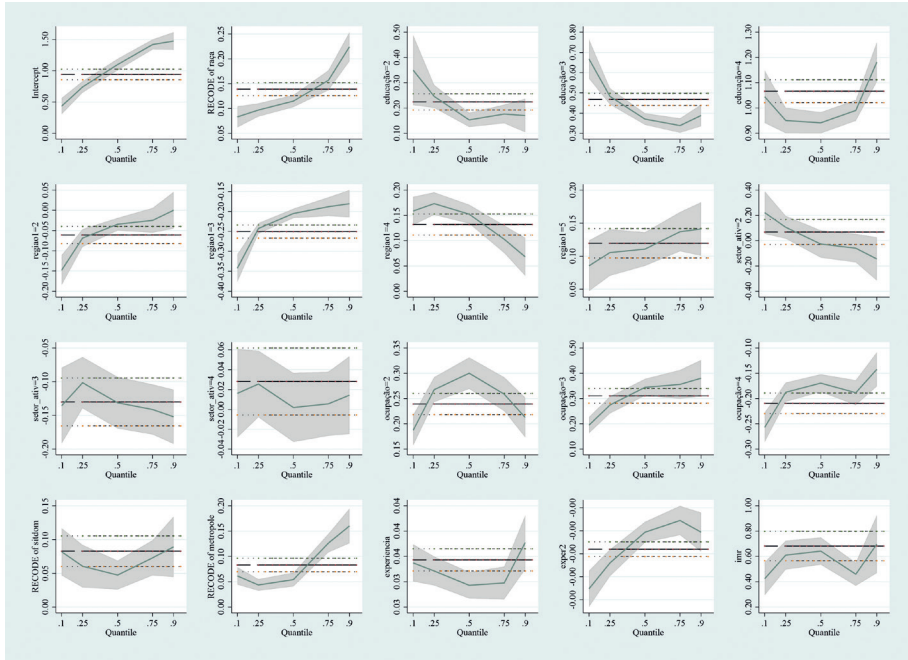
Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustrações cujos layout e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

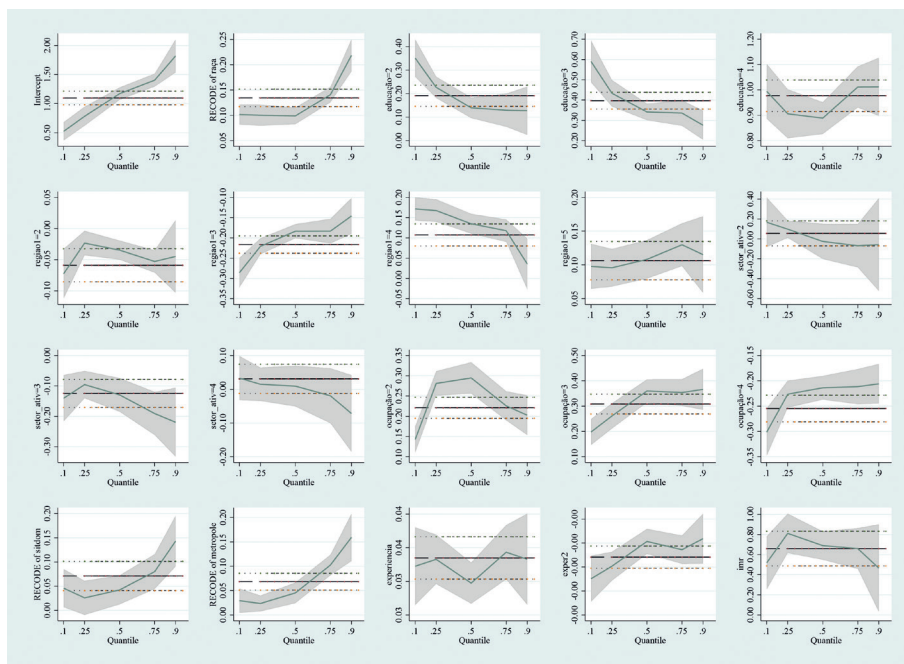
GRÁFICO A.2

Coefficientes estimados com intervalo de confiança para as variáveis da equação de rendimento para mulheres (2019-2020)

2A – 2019



2B – 2020



Fonte: PNAD Contínua 2019 e 2020. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?edicao=34239&t=downloads>. Acesso em: 15 mar. 2021.

Elaboração dos autores.

Obs.: Ilustrações cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

