

UMA ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DE RENDIMENTOS POR GÊNERO NO NORDESTE DO BRASIL

Área 13: Desigualdade, pobreza e políticas sociais

Edson Geraldo Nascimento da Paz¹
Cláudia Rafaela Alves Ferreira²
Danyella Juliana Martins de Brito³
Klebson Humberto de Lucena Moura⁴
Marcus Vinicius Amaral e Silva⁵

RESUMO

A disparidade de renda entre homens e mulheres é uma característica marcante da sociedade brasileira, com importantes implicações econômicas e sociais. Compreender essa disparidade é crucial para formular políticas públicas eficazes e promover uma sociedade mais equitativa. Este trabalho analisa a diferença de rendimentos entre homens e mulheres no Nordeste brasileiro, utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADc) do primeiro trimestre de 2019 e 2023. A metodologia utilizada é a decomposição de Oaxaca-Blinder. Os resultados mostram que a disparidade salarial entre gêneros persiste significativamente, com variações ao longo do tempo e entre diferentes quantis de renda. Observa-se uma redução geral na disparidade salarial no período pós-pandemia, atribuída a mudanças estruturais no mercado de trabalho e a intervenções políticas. No entanto, a magnitude da redução varia conforme o nível de renda, indicando impactos distintos entre mulheres de diferentes faixas de rendimento. Fatores como segregação ocupacional e responsabilidades de cuidado continuam a influenciar as diferenças salariais. A pesquisa destaca a necessidade de políticas mais eficazes para enfrentar essas desigualdades e a importância de monitorar e adaptar estratégias de igualdade de gênero às mudanças econômicas e sociais.

Palavras-chave: Disparidade de renda por gênero; Oaxaca-Blinder; Decomposição quantílica; Salários.

Classificação JEL: J31, R23, J71.

AN ANALYSIS OF INCOME DECOMPOSITION BY GENDER IN THE NORTHEAST BRAZIL

ABSTRACT

The income disparity between men and women is a prominent characteristic of Brazilian society, with significant economic and social implications. Understanding this disparity is crucial for formulating effective public policies and promoting a more equitable society. This

¹ Economista e mestrando no Programa de Pós-Graduação em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco, Campus Acadêmico do Agreste. E-mail: edson.npaz@ufpe.br

² Economista e mestranda no Programa de Pós-Graduação em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco, Campus Acadêmico do Agreste. E-mail: claudia.rafaela@ufpe.br

³ Doutora em Economia. Docente e Pesquisadora do Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGECON da Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: danyella.brito@ufpe.br

⁴ Doutor em Economia. Docente e Pesquisador do Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGECON da Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: klebson.moura@ufpe.br

⁵ Doutor em Economia. Docente e Pesquisador do Programa de Pós-Graduação em Economia - PPGECON da Universidade Federal de Pernambuco. E-mail: marcus.silva@ufpe.br

study analyzes the income difference between men and women in the Brazilian Northeast, using data from the Continuous National Household Sample Survey (PNADc) from the first quarter of 2019 and 2023. The methodology used is the Oaxaca-Blinder decomposition. The results show that the gender wage gap persists significantly, with variations over time and across different income quantiles. A general reduction in the wage gap is observed in the post-pandemic period, attributed to structural changes in the labor market and policy interventions. However, the magnitude of the reduction varies according to income level, indicating distinct impacts among women of different income brackets. Factors such as occupational segregation and caregiving responsibilities continue to influence wage differences. The research highlights the need for more effective policies to address these inequalities and the importance of monitoring and adapting gender equality strategies to economic and social changes.

Keywords: Income decomposition by gender; Oaxaca-Blinder; Quantile decomposition; Wages.

JEL Codes: J31, R23, J71.

1. Introdução

A disparidade salarial entre homens e mulheres não é apenas uma questão econômica e social, mas também desempenha um papel significativo tanto no cenário global quanto nacional. Esta disparidade não se trata de um fenômeno isolado, mas reflete uma complexa interação de vários fatores, desde mudanças estruturais até avanços em políticas de equidade de gênero. Internacionalmente, o aumento constante da participação feminina no mercado de trabalho nas economias ocidentais desde os anos 1950 é um marco que transformou profundamente as relações de trabalho. O aumento constante da participação feminina no mercado de trabalho nas economias ocidentais desde os anos 1960, impulsionado pela maior inclusão das mulheres casadas na força de trabalho, é um marco internacional que transformou profundamente as relações de trabalho (Mincer, 1985). No Brasil, a elevação da participação feminina, de aproximadamente 18% na década de 1970 para 50% em 2002, não apenas demonstra um crescimento quantitativo, mas também uma mudança paradigmática na estrutura ocupacional do país (Madalozzo, Martins, Shiratori, 2010).

Esse aumento na participação das mulheres está intimamente ligado a transformações sociais e econômicas mais amplas (Neves, 2004). Considerando o aumento nos níveis de educação das mulheres, a redução da taxa de natalidade e a mudança nas perspectivas de inserção no mercado de trabalho brasileiro como elementos inseparáveis dessa narrativa. Esses avanços não ocorreram isoladamente, mas como parte de um contexto mais amplo de discussões sobre equidade de gênero e direitos das mulheres. No entanto, mesmo com o crescimento na participação feminina, a disparidade salarial entre homens e mulheres persiste. Esta persistência levanta questões cruciais sobre os fatores subjacentes a essa desigualdade, portanto, a análise dessa disparidade não deve se limitar a números; ela requer uma abordagem mais profunda e estruturada, assim como os estudos específicos, de Crespo e Reis (2004), Vieira e Serafim (2019) para o Brasil, e Pacheco, Mendes e Moura (2023) para o Paraná, onde abordam a disparidade salarial de gênero sob diferentes perspectivas, como a desigualdade racial e as responsabilidades de cuidado e estereótipos.

Diante desse cenário, este estudo tem como objetivo principal analisar a diferença de rendimentos entre homens e mulheres no Nordeste brasileiro, utilizando dados do primeiro trimestre de 2019 e primeiro trimestre de 2023, com o intuito de comparar os períodos pré e pós-pandemia da Covid-19. A escolha da decomposição de Oaxaca-Blinder⁶ como metodologia

⁶ A Decomposição de Oaxaca-Blinder é uma técnica econômica que analisa disparidades salariais entre grupos, como homens e mulheres. Ela divide a diferença salarial observada em duas partes: o componente explicado, relacionado a características mensuráveis como educação e experiência, e o componente não explicado, que

visa compreender as causas subjacentes dessas disparidades. Além disso, a decomposição quantílica permitirá uma análise detalhada das diferenças de rendimento entre trabalhadores do sexo feminino e trabalhadores do sexo masculino, considerando cada faixa específica de renda (quantil).

Essa análise possibilita identificar mudanças e tendências no mercado de trabalho, revelando como a crise pandêmica afetou diferentes grupos de forma desigual. Além de identificar padrões, a pesquisa visa avaliar o impacto de intervenções e políticas públicas destinadas a mitigar essa desigualdade persistente. Ao compreender as diversas facetas dessa disparidade salarial, o estudo busca contribuir para o desenvolvimento de estratégias mais eficazes, não apenas nas áreas urbanas nordestinas, mas potencialmente extrapolando para outras áreas urbanas do país. Essa abordagem abrangente, que considera tanto as transformações estruturais quanto as políticas de equidade de gênero, é fundamental para traçar um panorama completo da disparidade salarial de gênero na literatura Brasileira, fornecendo subsídios para a formulação de políticas públicas mais eficientes e equitativas.

2. Revisão de literatura

Inicialmente, é pertinente traçar um panorama das disparidades de gênero, que continuam a ser um desafio significativo globalmente e nacionalmente. Dados da Organização Internacional do Trabalho (OIT) revelam que a diferença salarial média entre homens e mulheres em todo o mundo é de aproximadamente 20%, um reflexo sistemático que também se manifesta no Brasil, onde essa disparidade atinge 22% (IBGE, 2022). Essas disparidades não se limitam apenas aos salários, mas permeiam diversas esferas da vida profissional e social, incluindo oportunidades de carreira, representação em cargos de liderança e condições de trabalho. Compreender essa realidade específica no Nordeste brasileiro é essencial não apenas para identificar as causas subjacentes, mas também para desenvolver estratégias eficazes que promovam a igualdade de gênero no mercado de trabalho regional.

O foco nas capitais nordestinas neste estudo está devido à sua relevância como centros econômicos e populacionais que refletem de maneira significativa as dinâmicas regionais do mercado de trabalho no Nordeste brasileiro. As capitais como Recife, Salvador e Fortaleza não apenas concentram uma grande parte da atividade econômica e oportunidades de emprego da região, mas também enfrentam desafios específicos em relação à equidade de gênero, que são essenciais de serem compreendidos e abordados (IBGE, 2021). Além disso, a pandemia de COVID-19 teve um impacto profundo nos setores econômicos em todo o mundo, incluindo o Nordeste do Brasil, exacerbando desigualdades pré-existentes e criando novos desafios para homens e mulheres no mercado de trabalho. Estudos como os de Pacheco, Mendes e Moura (2023) sobre a persistência da disparidade salarial de gênero no Paraná, assim como os de Crespo e Reis (2004) que exploram a desigualdade racial na distribuição de renda no Brasil, oferecem uma fundamentação sólida para compreendermos as especificidades regionais e os fatores que contribuem para a disparidade de gênero no Nordeste.

Diversas teorias econômicas e sociológicas oferecem abordagens para explicar essa desigualdade salarial. Uma dessas consiste na teoria do capital humano que destaca a influência de fatores como educação e experiência na determinação dos salários (Fernandes, 2002). No entanto, estudos demonstram que mesmo com o controle desses fatores, a disparidade persiste (Pacheco, Mendes e Moura, 2023). Com isso, direciona a atenção para teorias de discriminação, como pontua Becker (1971) e Arrow (1973), onde destacam o papel do preconceito e estereótipos de gênero nas decisões salariais. Portanto, aplicar essas teorias à dinâmica territorial requer uma análise cuidadosa das características locais do mercado de trabalho,

envolve fatores como discriminação. Essa abordagem proporciona informações sobre as causas das discrepâncias salariais entre os grupos. Para mais detalhes, consulte os trabalhos de Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

especialmente para investigar o impacto específico na desigualdade de renda por gênero antes e após a pandemia da COVID-19, particularmente no Nordeste brasileiro.

Crespo e Reis (2004) destacam a desigualdade racial na distribuição de renda no Brasil, usando a decomposição de Oaxaca-Blinder com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), focando na discriminação no mercado de trabalho e mudanças econômicas ao longo do tempo. Como também, mencionam teorias do capital humano, discriminação de Becker e Arrow, segregação ocupacional e a teoria do "*glass ceiling*" de modo a observar uma diminuição da disparidade salarial no Brasil para gerações mais jovens⁷. De modo parecido, Vieira e Serafim (2019) amplia essa perspectiva, abordando a disparidade salarial de gênero global e nacional, destacando teorias como a do capital humano e discriminação, segregação ocupacional e a falta de políticas de conciliação como elementos relevantes. Ambos os autores convergem na revisão das teorias explicativas para a disparidade salarial de gênero, mencionando a influência de elementos não observáveis apesar do controle de fatores como educação e experiência.

Tendo em vista esses fatores presentes na desigualdade de renda por gênero, Pacheco, Mendes e Moura (2023) oferecem uma análise específica da Região Metropolitana do Paraná entre 2012 e 2019, ressaltando a persistência da desigualdade apesar de melhorias graduais. O objetivo do trabalho foi analisar como os diferenciais salariais se comportam ao longo da curva de distribuição de salários de acordo com o sexo, no estado do Paraná, nos anos de 2012 e 2019. A conclusão foi que as mulheres recebem salários menores que os homens em todos os quantis de renda analisados. Portanto, é notório que os estudos de Crespo e Reis (2004), Vieira e Serafim (2019) e Pacheco, Mendes e Moura (2023) convergem ao abordar fatores como segregação ocupacional, responsabilidades de cuidado e estereótipos, todos contribuindo para a disparidade salarial de gênero, com análises específicas sobre mudanças ao longo do tempo e em diferentes regiões.

A análise de "*counterfactuals*"⁸, exemplificada por Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013), revela a importância de políticas e intervenções para compreender as disparidades salariais de gênero. Em particular, seus métodos de regressão oferecem uma visão detalhada das causas subjacentes da diferença salarial. Além disso, Gimpel'son, Kukiyanova e Šarunina (2015) destacam a persistência da lacuna salarial entre o setor público e privado na Rússia, ressaltando a necessidade de políticas públicas direcionadas. A introdução de quantis de regressão por Koenker e Bassett (1978) amplia a compreensão das disparidades salariais, oferecendo uma alternativa robusta aos métodos tradicionais de análise estatística, especialmente em contextos com distribuições de erro não gaussianas⁹. Essas abordagens integradas contribuem de modo a orientar políticas que promovam a igualdade de gênero no mercado de trabalho.

No Brasil, diversas regiões têm implementado políticas e intervenções para enfrentar a disparidade salarial de gênero. Leis de igualdade salarial, licença maternidade remunerada e programas de incentivo à educação são algumas dessas iniciativas. No entanto, avaliar a eficácia dessas intervenções requer uma análise crítica, considerando as características culturais e econômicas específicas de cada localidade. Com isso, esse trabalho responderá as seguintes

⁷ A teoria aponta para uma barreira invisível que impede o avanço das mulheres para cargos de liderança e salários mais altos, devido a estereótipos de gênero e práticas discriminatórias nas organizações.

⁸ Uma distribuição contrafactual resulta de uma mudança na distribuição de um conjunto de covariáveis X que determinam a variável de resultado de interesse Y, ou de uma alteração na relação entre as covariáveis e o resultado, ou seja, uma mudança na distribuição condicional de Y dado X. A análise contrafactual envolve avaliar os efeitos dessas mudanças. Ver Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013).

⁹ Distribuição de erro não gaussiana refere-se a situações em que os erros de um modelo estatístico não seguem uma distribuição normal (ou gaussiana). Os modelos de regressão quantílica são uma ferramenta poderosa para lidar com distribuições assimétricas dos erros. Esses modelos estimam os quantis condicionais da variável dependente, proporcionando uma visão mais completa das relações entre variáveis. Ver Koenker e Bassett (1978).

perguntas: (i) Como as diferenças salariais entre homens e mulheres no Nordeste urbano têm se manifestado ao longo do tempo, especialmente considerando os períodos pré e pós-pandemia de COVID-19. (ii) qual foi o impacto da pandemia de COVID-19 nas disparidades salariais de gênero nessas áreas urbanas, e quais fatores foram mais influentes nessa mudança. Isso nos permite compreender tendências, identificar mudanças significativas e avaliar o impacto de políticas anteriores. Além disso, investigar a participação das mulheres no mercado de trabalho, suas trajetórias de carreira e as transformações nas políticas de igualdade de gênero oferece uma visão abrangente e contextualizada.

A literatura evidencia que há disparidade salarial entre homens e mulheres, sendo resultado de uma complexa interação de vários fatores. A segregação ocupacional, onde as mulheres frequentemente ocupam posições em setores menos remunerados, aliada à persistência da discriminação de gênero, diferenças educacionais e obstáculos ao avanço profissional, todos contribuem significativamente para essa desigualdade. A análise de estudos anteriores é essencial para subsidiar a compreensão das dinâmicas específicas do Nordeste do Brasil. Esta análise oferece uma visão detalhada de como esses fatores influenciam a disparidade salarial de gênero nessa região, examinando tanto a evolução antes quanto depois da pandemia, com dados do primeiro trimestre de 2019 e primeiro trimestre de 2023.

Em resumo, esta revisão aborda a desigualdade salarial de gênero em uma perspectiva global e nacional, examinando teorias explicativas, fatores contribuintes, intervenções e políticas públicas, além de analisar mudanças ao longo do tempo. A interconexão entre os textos destaca a persistência da disparidade salarial, apesar das transformações e políticas implementadas. Diante dessa complexidade, é crucial aprofundar cada dimensão, considerando especificidades locais, para fundamentar estratégias promotoras da igualdade de gênero no Nordeste brasileiro.

3. Metodologia

Para analisar as disparidades de renda entre homens e mulheres no Nordeste urbano nos dois períodos propostos (1º trimestre de 2019 e 1º trimestre de 2023), utilizamos a metodologia de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) assim como foi utilizado por Machado, Oliveira e Antigo (2008), Brito, Amaral e Hermeto (2018) e Pacheco, Mendes e Moura (2023). Essa abordagem foi empregada para decompor os diferenciais de rendimento entre os gêneros em três componentes principais: (i) explicado (diferenças médias devido a características individuais como idade, nível educacional e experiência profissional); (ii) não explicado (indicativo de discriminação de gênero); e (iii) termo de interação (avalia as diferenças nos efeitos dessas características entre os gêneros).

Para abordar a questão central deste estudo, é essencial realizar estimativas de decomposição de renda que capturem as disparidades de gênero. Assim, temos:

$$\ln w_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{ij} + u_i \quad (1)$$

De acordo com a equação (1) temos, w_i sendo o rendimento, X_i as variáveis explicativas, que consistem em idade, *dummy* de raça, *dummies* de estudo, *dummies* de experiência profissional e *dummy* de trabalho formal. Como queremos comparar dois grupos (homens e mulheres), estimamos a equação (1) para cada grupo:

$$\ln w_i^H = \beta_0^H + \sum_{j=i}^n \beta_j^H X_i^H + u_i^H \quad (2)$$

$$\ln w_i^M = \beta_0^M + \sum_{j=i}^n \beta_j^M X_i^M + u_i^M \quad (3)$$

Onde o H indica o grupo dos homens, e o M indica o grupo de mulheres.

$$\sum_j \beta_j^H X_i^{-H} - \sum_j \beta_j^M X_i^{-M} = \sum_j \beta_j^H (X_i^{-H} - X_i^{-M}) + \sum_j X_j^{-M} (\beta_j^H - \beta_j^M) \quad (4)$$

Em (4), a primeira soma representa o valor da vantagem nas características (ou recursos) possuídas pelo grupo de homens, conforme avaliado pela equação (2). A segunda soma corresponde à discrepância entre como a equação (2) avaliaria as características do grupo de mulheres e como a equação (3) as avalia na realidade. Vale ressaltar que essa segunda soma, que surge porque o mercado atribui valores distintos ao mesmo conjunto de características dependendo dos grupos demográficos, reflete a discriminação tanto quanto o coeficiente de mudança.

No entanto, a estimação de equações de rendimento enfrenta um desafio crucial devido ao viés de seleção, um problema que surge quando a variável de interesse está disponível apenas para uma parte específica da população - aqueles que participam ativamente do mercado de trabalho e, conseqüentemente, apresentam rendimentos do trabalho não nulos. Isso resulta em uma amostra não aleatória, o que compromete a consistência e a imparcialidade dos coeficientes estimados. Para mitigar essa questão, uma abordagem amplamente adotada é a correção de viés proposta por Heckman (1979)¹⁰.

O problema de seleção amostral é particularmente prevalente em estudos que analisam diferenças de rendimento entre gêneros (Christofides; Michael, 2013). Em pesquisas que comparam trabalhadores com e sem deslocamento pendular, a técnica de correção de viés de seleção de Heckman (1979) é amplamente aplicada. Este procedimento visa superar os desafios metodológicos associados à estimação de equações de salários, uma vez que os níveis individuais de rendimento são observáveis apenas para uma subamostra específica da população ativa - aqueles que estão empregados de forma contínua.

Ao se analisar a distribuição de renda através de análises por quantis, Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013) introduziram um método de decomposição para modelos de regressão quantílica. Esse método permite avaliar o impacto de atributos específicos de um grupo populacional ao longo de sua distribuição marginal, utilizando uma decomposição contrafactual para analisar as diferenças nas distribuições. A regressão quantílica condicional às características observáveis, conforme estabelecido por Koenker e Bassett (1978), oferece uma visão mais detalhada da distribuição. Desse modo, a decomposição contrafactual incondicional proposta por Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013) possibilita a análise dos efeitos sobre os diferenciais de rendimento dos indivíduos, considerando sua condição de sexo. Em contraste com a metodologia de decomposição tradicional de Oaxaca-Blinder, que estima os componentes explicado e não explicado na média, a decomposição quantílica revela informações sobre os diferenciais de rendimento para pendulares e não pendulares por quantil.

¹⁰ Esta metodologia envolve a estimação de duas equações distintas: uma para a seleção e outra para os rendimentos. A equação de seleção, frequentemente modelada através do método probit, determina a probabilidade de um indivíduo fazer parte da amostra de trabalhadores. A partir desta equação, obtém-se a Inversa da Razão de Mills, que é então incorporada à equação de rendimentos para ajustar o viés de seleção amostral. Para melhor compreensão da correção de viés de seleção, ler Heckman (1979).

A diferença nos rendimentos entre mulheres e homens é atribuída tanto às características explicadas (efeito composição total) quanto às não explicadas, que refletem as diferenças nos coeficientes da estrutura salarial entre os grupos (Christofides; Michael, 2013). Como destacado por Gimpel'son, Kukiyanova e Šarunina (2015), uma distribuição contrafactual é criada usando a distribuição condicional dos rendimentos observados, onde as características dos indivíduos não pendulares são imputadas aos pendulares. Adaptando, temos equação a seguir que ilustra a diferença no log dos rendimentos entre os grupos:

$$Y_1^\emptyset - Y_2^\emptyset = (Y_1^\emptyset - Y_{CF}^\emptyset) + (Y_{CF}^\emptyset - Y_2^\emptyset) \quad (5)$$

Nesta equação, Y_1^\emptyset representa o log do rendimento no trabalho no grupo de homens (grupo 1), Y_2^\emptyset o log do rendimento proveniente do trabalho no grupo de mulheres (grupo 2), Y_{CF}^\emptyset é o valor contrafactual construído ao imputar os rendimentos dos homens nas *mulheres*, e \emptyset indica o quantil. O primeiro termo da equação corresponde ao efeito das características, ou seja, ao componente explicado do diferencial de rendimentos. O segundo termo se refere ao efeito coeficiente, representando o componente não explicado. Este método baseia-se no estimador de regressão quantílica linear desenvolvido por Koenker e Bassett (1978).

3.1 Base de Dados

Para este estudo, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD-C), considerando as informações referentes ao primeiro trimestre de 2019 e ao primeiro trimestre de 2023. A unidade territorial de análise é a região Nordeste, considerando exclusivamente as áreas urbanas. A amostra selecionada inclui apenas indivíduos que declararam estar trabalhando na semana de referência da pesquisa, cujo rendimento no trabalho principal é positivo e com idade entre 16 e 65 anos¹¹. Essa seleção tem o intuito de evitar a inclusão de aposentados, filtrando a população que trabalha. A amostra final é constituída por 7.409, em 2019, e 6.470 trabalhadores, em 2023, residentes do Nordeste urbano.

A variável dependente de análise é o logaritmo do rendimento hora do trabalho principal. A partir dos dados, foi selecionado um conjunto de variáveis explicativas importantes para compreender a discriminação nos diferenciais de rendimento por sexo, a saber: cor da pele, idade, faixa de instrução, formalidade na ocupação, setor de atividade da ocupação e aspectos do local de residência (área metropolitana e unidade da federação). Ademais, outras características das estruturas familiares – tais como o número de filhos e a convivência com cônjuge/companheiro(a) na unidade domiciliar –, que podem estar diretamente relacionadas a probabilidade de participação na força de trabalho, foram incluídas na equação de participação. Uma descrição detalhada de cada variável selecionada consta no Quadro A.1, em apêndice.

Analisando os valores médios das características socioeconômicas dos trabalhadores homens e mulheres no Nordeste (Tabela 1), algumas observações importantes ficam evidentes. Primeiramente, percebe-se uma distinção clara entre os grupos de trabalhadores homens e mulheres, especialmente em termos de raça, idade, nível de instrução, características familiares, características do local de residência e trabalho com carteira assinada. Considerando a distribuição dos trabalhadores do Nordeste por raça, observa-se uma maior participação relativa de pretos e pardos em ambos os grupos e anos. Destaca-se a maior proporção de pretos e pardos entre os homens, enquanto a proporção de brancos e amarelos entre as mulheres é significativamente superior à dos homens, tanto em 2019 quanto em 2023.

¹¹ Foram excluídos aqueles indivíduos cujo rendimento do trabalho principal superava R\$ 300.000,00.

Em 2019, as mulheres são, em média, mais jovens do que os homens. No entanto, em 2023, os homens são, em média, mais jovens do que as mulheres. A proporção de pretos e pardos entre os homens é de 73% em 2019, enquanto entre as mulheres é de 71%. Em 2023, essa proporção é de 74% entre os homens e 70% entre as mulheres. Em relação ao nível de escolaridade, destaca-se a redução na proporção de trabalhadores com mais de 15 anos de estudo no grupo dos homens em ambos os anos.

Tabela 1 - Características socioeconômicas (médias e proporções) dos trabalhadores por condição de sexo – Nordeste 2019 e 2023

	2019			2023		
	Masculino	Feminino	Diferença	Masculino	Feminino	Diferença
Cor da pele						
Preta e parda (categoria omitida)	0,7378	0,7152	0,0225*	0,7427	0,7084	0,0342*
Branca e amarela	0,2621	0,2847	-0,0225*	0,2572	0,2915	-0,0342*
Idade	39,0503	38,9463	0,1039**	39,5234	39,7199	-0,1964***
Faixas de Instrução						
Indivíduos sem escolaridade (categoria omitida)	0,0402	0,0204	0,0197*	0,0475	0,0169	0,0305*
Indivíduos com 1 a 3 anos de estudo	0,0652	0,0341	0,0311*	0,0497	0,0269	0,0227*
Indivíduos com 4 a 7 anos de estudo	0,1921	0,1112	0,0808*	0,1545	0,1006	0,0538*
Indivíduos com 8 a 10 anos de estudo	0,1581	0,1185	0,0395*	0,1440	0,0992	0,0447*
Indivíduos com 11 a 14 anos de estudo	0,4142	0,4504	-0,0361*	0,4624	0,4706	-0,0081*
Indivíduos com mais de 15 anos de estudo	0,1299	0,2651	-0,1351**	0,1417	0,2856	-0,1438**
Características das famílias						
Não há cônjuge (categoria omitida)	0,3837	0,5239	-0,1401**	0,4032	0,5169	-0,1136**
Vive com cônjuge	0,6162	0,4760	0,1401**	0,5967	0,4830	0,1136**
Número total de filhos com idade de 0 a 3 anos	0,1280	0,0911	0,0369*	0,1177	0,0943	0,0233*
Número total de filhos com idade de 4 a 6 anos	0,1032	0,0902	0,0130*	0,1042	0,0930	0,0111*
Características do local de residência						
Não residente de área metropolitana (categoria omitida)	0,5507	0,5352	0,0155*	0,5580	0,5207	0,0372*
Residente de área metropolitana	0,4492	0,4647	-0,0155*	0,4419	0,4792	-0,0372*
Maranhão (categoria omitida)	0,1386	0,1487	-0,0100*	0,1561	0,1545	0,0015*
Piauí	0,0700	0,0804	-0,0104*	0,0710	0,0767	-0,0057*
Ceará	0,1605	0,1816	-0,0210*	0,1503	0,1476	0,0027*
Rio Grande do Norte	0,0830	0,0755	0,0074*	0,0671	0,0636	0,0035*
Paraíba	0,0919	0,0886	0,0032*	0,0939	0,0916	0,0023*
Pernambuco	0,1405	0,1243	0,0162*	0,1426	0,1390	0,0036*
Alagoas	0,1088	0,0835	0,0252*	0,1174	0,1192	-0,0018*
Sergipe	0,0628	0,0661	-0,0033*	0,0574	0,0629	-0,0054*
Bahia	0,1434	0,1508	-0,0073*	0,1437	0,1445	-0,0008*
Características do trabalho						
Logaritmo do salário por hora trabalhada	1,9976	1,9480	0,0496*	2,2075	2,1959	0,0116*
Salário por hora trabalhada	10,9498	10,5324	0,4173***	13,3030	12,9668	0,3362***

Formal (categoria omitida)	0,4853	0,5032	-0,0178*	0,4712	0,5214	-0,0501*
Informal	0,5146	0,4967	0,0178*	0,5287	0,4785	0,0501*
Setor de agropecuária	0,0705	0,0128	0,0577*	0,0735	0,0131	0,0603*
Setor industrial	0,1085	0,0752	0,0332*	0,1008	0,0688	0,0320*
Setor de construção civil	0,1417	0,0048	0,1369**	0,1464	0,0048	0,1416**
Setor de serviços (categoria omitida)	0,5312	0,6077	-0,0764*	0,5370	0,5975	-0,0604*
Setor social	0,0664	0,2328	-0,1664***	0,0671	0,2475	-0,1804***
Setor de administração pública	0,0813	0,0664	0,0149*	0,0749	0,0681	0,0067*

Nota: ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. Estatisticamente significativa a 10%. Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADc 2019 e 2023.

O salário por hora é, em média, maior para os homens no Nordeste. Observa-se que os homens possuem, em média, salários mais altos em relação às mulheres, especialmente no ano de 2023. No que diz respeito ao mercado de trabalho, fica evidente que a proporção de trabalhadores com carteira assinada é maior entre as mulheres, enquanto é menor entre os homens, em ambos os anos. Os setores de atividade que concentram mais trabalhadores mostram algumas distinções notáveis entre mulheres e homens. Observa-se que as maiores proporções de mulheres estão empregadas nos setores de serviços e assistência social, enquanto os homens predominam nos setores de agropecuária, indústria e construção civil.

Em relação ao nível de escolaridade, observa-se uma redução na proporção de trabalhadores homens com mais de 15 anos de estudo em ambos os anos, sugerindo uma possível dificuldade dos homens em alcançar níveis mais altos de educação em comparação com as mulheres. Além disso, a maior proporção de mulheres com níveis elevados de escolaridade pode indicar uma maior valorização da educação entre as mulheres ou uma maior pressão social para que elas busquem qualificações acadêmicas. Quanto às características familiares, nota-se uma maior proporção de mulheres sem cônjuge em comparação aos homens, em ambos os anos analisados. Esse fato pode estar relacionado a fatores culturais, econômicos ou sociais que influenciam as escolhas de vida das mulheres no Nordeste. O número médio de filhos pequenos é maior entre os homens, o que pode refletir uma maior presença de homens em famílias tradicionais ou patriarcais.

No que diz respeito ao local de residência, a diferença entre homens e mulheres é pequena, mas consistente, com uma ligeira tendência de homens a residirem fora de áreas metropolitanas. Esse padrão pode estar associado a atividades econômicas predominantemente masculinas, como a agropecuária. Ao comparar a distribuição de trabalhadores do sexo feminino e masculino nos principais estados do Nordeste, observa-se que, em 2019, havia uma maior proporção de mulheres no Maranhão, Piauí, Ceará, Sergipe e Bahia, enquanto o Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Alagoas tinham uma maior proporção de homens. Em 2023, no período pós-pandemia, a maior proporção de mulheres foi registrada no Piauí, Alagoas, Sergipe e Bahia, enquanto os estados com maior proporção de homens foram Pernambuco, Paraíba, Rio Grande do Norte, Ceará e Maranhão.

4. Resultados

Para analisar os fatores que afetam o diferencial de rendimento entre homens e mulheres, foi utilizado o método de decomposição de Oaxaca-Blinder. Este método, estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), permite decompor a diferença média do logaritmo do salário por hora, focando na condição das mulheres. Adicionalmente, utilizou-se o procedimento de Heckman (1979) para corrigir o viés de seleção das informações salariais.

De acordo com os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder (Tabelas 2 e 3), corrigidos pelo viés de seleção, observou-se que em 2019 a média do *log* do rendimento/hora

foi de 2,059 para os homens e 1,987 para as mulheres, resultando em uma diferença de 1,038 a favor dos homens. Em 2023, a média foi de 2,227 para os homens e 2,191 para as mulheres, com uma diferença de 0,421 a favor dos homens. Após a pandemia, ambos os grupos apresentaram um aumento na média do *log* do rendimento/hora.

Tabela 2 - Decomposição de rendimento de Oaxaca-Blinder por condição de sexo, com correção de vies de seleção – Nordeste, 2019

Média do <i>log</i> de rendimentos (hora) no grupo de homens			2,0591***			
			(0,0176)			
Média do <i>log</i> de rendimentos (hora) no grupo de mulheres			1,9879***			
			(0,0189)			
Diferença total (Y1 - Y2)			1,0380***			
			(0,2213)			
Componentes da Decomposição - 2019						
	Efeito composição total (X1-X2) β	(%)	Efeito estrutura salarial ($\beta_1-\beta_2$)X2	(%)	Interação	(%)
Total	-0,3688*** (0,0487)	100	1,2384*** (0,2220)	100	0,1684*** (0,0482)	100
Idade	0,0081 (0,0461)	-2,20	-4,3162*** (1,3788)	-348,53	-0,0054 (0,0309)	-3,21
Idade ao quadrado	-0,0291 (0,0421)	7,89	0,0087*** (0,6978)	0,70	0,0209 (0,0305)	12,41
Branca e amarela	-0,0015 (0,0012)	0,41	0,0087 (0,0154)	0,70	-0,0004 (0,0008)	-0,24
Indivíduos com 1 a 3 anos de estudo	0,0125** (0,0054)	-3,39	-0,0074 (0,0051)	-0,60	-0,0083 (0,0059)	-4,93
Indivíduos com 4 a 7 anos de estudo	0,0531*** (0,0134)	-14,40	-0,0486*** (0,0182)	-3,92	-0,0364*** (0,0140)	-21,62
Indivíduos com 8 a 10 anos de estudo	0,0292*** (0,0094)	-7,92	-0,0671*** (0,0234)	-5,42	-0,0164** (0,0072)	-9,74
Indivíduos com 11 a 14 anos de estudo	-0,0654*** (0,0193)	17,73	-0,3943*** (0,1084)	-31,84	0,0398*** (0,0147)	23,63
Indivíduos com mais de 15 anos de estudo	-0,2687*** (0,0399)	72,86	-0,2947*** (0,0826)	-23,80	0,1214*** (0,0354)	72,09
Residente de área metropolitana	-0,0098** (0,0040)	2,66	-0,0752*** (0,0244)	-6,07	0,0045** (0,0023)	2,67
Piauí	-0,0010 (0,0010)	0,27	-0,0110** (0,0055)	-0,89	0,0012 (0,0011)	0,71
Ceará	-0,0019 (0,0015)	0,52	-0,0215* (0,0127)	-1,74	0,0028 (0,0019)	1,66
Rio Grande do Norte	-0,0004 (0,0005)	0,11	0,0010 (0,0045)	0,08	0,0000 (0,0004)	0,00
Paraíba	0,0001 (0,0004)	-0,03	0,0019 (0,0050)	0,15	0,0002 (0,0006)	0,12
Pernambuco	-0,002 (0,0015)	0,54	0,0154 (0,0133)	1,24	0,0017 (0,0016)	1,01
Alagoas	-0,0029** (0,0014)	0,79	0,0096*** (0,0033)	0,78	0,0034** (0,0016)	2,02
Sergipe	0,0001 (0,0003)	-0,03	0,0038 (0,0035)	0,31	-0,0003 (0,0005)	-0,18
Bahia	-0,0012 (0,0017)	0,33	-0,0311 (0,0233)	-2,51	0,0008 (0,0013)	0,00
Informal	-0,0043	0,01	0,0232	1,87	0,0007	0,42

Setor de agropecuária	(0,0033) 0,0421*** (0,0121)	-11,42	(0,0245) -0,0364** (0,0184)	-2,94	(0,0009) -0,0213* (0,0112)	-12,65
Setor industrial	0,1391*** (0,0359)	-37,72	-0,0036** (0,0017)	-0,29	-0,0932** (0,0369)	55,34
Setor de construção civil	-0,0947*** (0,0236)	25,68	-0,3973*** (0,1443)	-32,08	0,0589*** (0,0226)	34,98
Setor social	-0,1871*** (0,0360)	50,73	-0,1522*** (0,0590)	-12,29	0,1011*** (0,0394)	60,04
Setor de administração pública	0,0172* (0,0089)	-4,66	-0,0407** (0,0165)	-3,29	-0,0075 (0,0048)	-4,45

Nota: Desvios-padrão robusto entre parênteses. ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. *Estatisticamente significativa a 10%. Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADc de 2019.

Tabela 3 - Decomposição de rendimento de Oaxaca-Blinder por condição de sexo, com correção de viés de seleção – Nordeste, 2023

Média do log de rendimentos (hora) no grupo de homens	2,2274*** (0,0156)					
Média do log de rendimentos (hora) no grupo de mulheres	2,1916*** (0,0177)					
Diferença total (Y1 - Y2)	0,4219* (0,2236)					
Componentes da Decomposição - 2023						
	Efeito composição total (X1-X2) β	(%)	Efeito estrutura salarial ($\beta_1-\beta_2$)X2	(%)	Interação	(%)
Total	-0,2087*** (0,0535)	100	0,6045*** (0,2236)	100	0,0261 (0,0527)	100
Idade	-0,0139 (0,0256)	6,66	-1,3171 (1,1993)	-217,88	0,0055 (0,0112)	21,07
Idade ao quadrado	-0,0029 (0,0222)	1,39	0,7251 (0,6165)	119,95	0,0014 (0,0106)	5,36
Branca e amarela	-0,0016 (0,0012)	0,77	-0,0048 (0,0129)	-0,79	0,0002 (0,0008)	0,77
Indivíduos com 1 a 3 anos de estudo	-0,0041 (0,0036)	1,96	0,0073 (0,0045)	1,21	0,0064 (0,0041)	24,52
Indivíduos com 4 a 7 anos de estudo	0,0070 (0,0089)	-3,35	-0,0035 (0,01923)	-0,58	-0,0017 (0,0094)	-6,51
Indivíduos com 8 a 10 anos de estudo	0,0111 (0,0068)	-5,32	-0,0072 (0,0213)	-1,19	-0,0022 (0,0066)	-8,43
Indivíduos com 11 a 14 anos de estudo	-0,0081 (0,0076)	3,88	-0,0728 (0,1149)	-12,04	0,0022 (0,0039)	8,43
Indivíduos com mais de 15 anos de estudo	-0,1489*** (0,0384)	71,35	-0,0543 (0,0862)	-8,98	0,0234 (0,0372)	89,66
Residente de área metropolitana	-0,0072*** (0,0026)	3,45	-0,0064 (0,0250)	-1,06	0,0006 (0,0025)	2,30
Piauí	-0,0009 (0,0012)	0,43	-0,0080 (0,0069)	-1,32	0,0005 (0,0009)	1,92
Ceará	-0,0005 (0,0011)	0,24	0,0034 (0,0103)	0,56	0,0000 (0,0003)	0,00
Rio Grande do Norte	0,0001	-0,05	-0,0015	-0,25	-0,0001	-0,38

	(0,0005)		(0,0059)		(0,0007)	
Paraíba	0,0001	-0,05	-0,0109	-1,80	-0,0003	-1,15
	(0,0005)		(0,0066)		(0,0009)	
Pernambuco	-0,0000	0,00	-0,0131	-2,17	-0,0001	-0,38
	(0,0003)		(0,0131)		(0,0006)	
Alagoas	-0,0000	0,00	0,0028	0,46	0,0001	0,38
	(0,0001)		(0,0036)		(0,0003)	
Sergipe	0,0002	-0,10	0,0017	0,28	-0,0001	-0,38
	(0,0004)		(0,0043)		(0,0004)	
Bahia	-0,0010	0,48	-0,0114	-1,89	0,0006	2,30
	(0,0011)		(0,0194)		(0,0012)	
Informal	-0,0089**	4,26	0,0250	4,14	0,0013	4,98
	(0,0041)		(0,0215)		(0,0013)	
Setor de agropecuária	0,0063	-3,02	0,0023	0,38	0,0011	4,21
	(0,0060)		(0,0130)		(0,0063)	
Setor industrial	0,0055	-2,64	-0,0009	-0,15	-0,0306	-117,24
	(0,0449)		(0,0014)		(0,0456)	
Setor de construção civil	-0,0199*	9,54	-0,0636	-10,52	0,0072	27,59
	(0,0120)		(0,1075)		(0,0123)	
Setor social	-0,0739***	35,41	-0,0152	-2,51	0,0107	41,00
	(0,0273)		(0,0434)		(0,0304)	
Setor de administração pública	0,0028	-1,34	-0,0036	-0,60	-0,0003	-1,15
	(0,0034)		(0,0124)		(0,0010)	

Nota: Desvios-padrão robusto entre parênteses. ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. *Estatisticamente significativa a 10%. Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADc de 2023.

O efeito de composição total, que reflete o aumento médio dos rendimentos das mulheres se elas possuísem as mesmas características que os homens, contribuiu para reduzir o diferencial de rendimentos. Em 2019, esse efeito representou aproximadamente -36% da diferença total, enquanto em 2023 foi responsável por cerca de -50%. A mudança no nível de mais de 15 anos de estudo foi um dos principais fatores para essa redução, explicando quase 73% do diferencial em 2019 e 72% em 2023, evidenciando a importância da educação na redução das desigualdades salariais.

Por outro lado, o efeito da estrutura salarial, que representa as mudanças nos coeficientes da regressão, contribuiu com aproximadamente 120% para o aumento do diferencial médio. Este efeito reflete variações na sensibilidade do *log* dos rendimentos em relação às características observáveis do indivíduo. O impacto associado ao intercepto foi o mais significativo em ambos os anos, captando diferenças não observadas entre os grupos, normalmente associadas às características socioeconômicas.

Assim, percebe-se através das Tabelas 2 e 3 que o efeito da composição total reduz a diferença média do *log* do salário por hora entre homens e mulheres, especialmente devido ao fato de as mulheres terem mais de 15 anos de estudo. No entanto, o efeito estrutural aumenta essa diferença, principalmente por meio de fatores não observados captados pelo intercepto. Os componentes explicativos mostraram que os atributos produtivos reduziram o hiato salarial entre homens e mulheres, com um componente de -0,3688 em 2019 e -0,2087 em 2023. No entanto, características não produtivas ainda favorecem os homens, indicando que eles recebem, em média, mais do que as mulheres com base nas características pessoais e produtivas.

Abordagens baseadas na média, ou até mesmo na mediana, apresentam algumas limitações, principalmente porque se fundamentam em modelos de regressão que produzem médias condicionais. Portanto, optou-se também pela análise de regressões quantílicas na tentativa de superar essas limitações. As estimativas do modelo de MQO, sem e com correção do viés de seleção, apresentadas nas Tabelas 4 e 5, demonstram que o modelo de Heckman proporciona resultados mais robustos.

Em geral, indivíduos do sexo feminino, trabalhadores do setor informal e do setor agropecuário apresentaram rendimentos por hora menores, em média, tanto em 2019 quanto em 2023. Além disso, o avanço da idade contribuiu para menores rendimentos em ambos os anos. A variável referente a indivíduos que residem no Ceará também mostrou uma correlação negativa com maiores rendimentos, destacando as disparidades regionais no Brasil.

Tabela 4 – Regressões quantílicas por condição de sexo – Nordeste, 2019

	Variável dependente: logaritmo do rendimento (hora)				
	MQO (1)	Heckman (2)	0,1 (3)	0,5 (4)	0,9 (5)
Feminino	-0,2758*** (0,0270)	-0,2751*** (0,0275)	-0,1611*** (0,0154)	-0,2035*** (0,0177)	-0,3128*** (0,0407)
Idade	0,0436*** (0,0060)	0,0298 (0,0400)	0,0354*** (0,0041)	0,0317*** (0,0049)	0,0462*** (0,0074)
Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002 (0,0004)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
Preta e parda (categoria omitida)					
Branca e amarela	0,1123*** (0,0267)	0,1068*** (0,0293)	0,0645*** (0,0180)	0,0617*** (0,0199)	0,1202*** (0,0424)
Indivíduos sem escolaridade (categoria omitida)					
Indivíduos com 1 a 3 anos de estudo	0,1384* (0,0746)	0,1193 (0,0934)	-0,0416 (0,1092)	0,1221* (0,0721)	0,1145 (0,1519)
Indivíduos com 4 a 7 anos de estudo	0,2373*** (0,0646)	0,2025* (0,1157)	0,2991*** (0,1154)	0,1630** (0,0640)	0,1622 (0,1105)
Indivíduos com 8 a 10 anos de estudo	0,4256*** (0,0655)	0,3811*** (0,1392)	0,4234*** (0,1080)	0,2740*** (0,0667)	0,4415*** (0,1224)
Indivíduos com 11 a 14 anos de estudo	0,5502*** (0,0628)	0,4938*** (0,1657)	0,4985*** (0,1077)	0,4002*** (0,0639)	0,5267*** (0,1133)
Indivíduos com mais de 15 anos de estudo	1,2932*** (0,0731)	1,2143*** (0,2297)	0,7703*** (0,1151)	1,1517*** (0,0732)	1,7089*** (0,1312)
Não residente de área metropolitana (categoria omitida)					
Residente de área metropolitana	0,2051*** (0,0228)	0,2013*** (0,0264)	0,1774*** (0,0167)	0,1385*** (0,0166)	0,1863*** (0,0360)
Maranhão (categoria omitida)					
Piauí	-0,0352 (0,0398)	-0,0505 (0,0575)	0,0156 (0,0387)	-0,0216 (0,0291)	-0,0244 (0,0633)
Ceará	-0,0438 (0,0320)	-0,0580 (0,0502)	-0,0013 (0,0272)	-0,0116 (0,0257)	-0,0905** (0,0443)
Rio Grande do Norte	-0,0755** (0,0370)	-0,0812** (0,0398)	0,0098 (0,0173)	-0,0321 (0,0348)	-0,1050** (0,0469)
Paraíba	0,0431 (0,0383)	0,0358 (0,0435)	0,0174 (0,0284)	0,0243 (0,0357)	0,0805 (0,0742)
Pernambuco	-0,0429 (0,0353)	-0,0458 (0,0359)	-0,0526*** (0,0173)	-0,0224 (0,0262)	0,0068 (0,0925)
Alagoas	0,0260 (0,0326)	0,0365 (0,0448)	0,0957*** (0,0196)	0,0527** (0,0260)	-0,1250* (0,0702)
Sergipe	-0,0289 (0,0386)	-0,0412 (0,0510)	0,0064 (0,0251)	0,0040 (0,0303)	-0,0838 (0,0514)
Bahia	0,0126 (0,0366)	-0,0015 (0,0564)	0,0221 (0,0359)	0,0348 (0,0274)	0,0209 (0,0576)
Formal (categoria omitida)					
Informal	-0,2533***	-0,2529***	-0,6968***	-0,1746***	0,0058

	(0,0243)	(0,0243)	(0,0307)	(0,0185)	(0,0399)
Setor de serviços (categoria omitida)					
Setor de agropecuária	-0,4688*** (0,0681)	-0,4695*** (0,0680)	-0,8493*** (0,2992)	-0,2888*** (0,0583)	-0,3721*** (0,0623)
Setor industrial	0,0117 (0,0294)	0,0114 (0,0294)	0,0639** (0,0295)	0,0097 (0,0232)	-0,0801** (0,0387)
Setor de construção civil	-0,0580* (0,0328)	-0,0585* (0,0327)	0,0807*** (0,0190)	-0,0494 (0,0303)	-0,1973*** (0,0595)
Setor social	0,1898*** (0,0469)	0,1904*** (0,0465)	0,1816*** (0,0312)	0,1607*** (0,0319)	0,1472** (0,0708)
Setor de administração pública	0,3847*** (0,0457)	0,3852*** (0,0457)	0,2040*** (0,0392)	0,3587*** (0,0550)	0,5556*** (0,0587)

Nota: Desvios-padrão robusto entre parênteses. ***Estatisticamente significante a 1%. **Estatisticamente significante a 5%. *Estatisticamente significante a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADc de 2019.

Tabela 5 – Regressões quantílicas por condição de sexo – Nordeste, 2023

	Variável dependente: logaritmo do rendimento (hora)				
	MQO (1)	Heckman (2)	0,1 (3)	0,5 (4)	0,9 (5)
Feminino	-0,2102*** (0,0229)	-0,2069*** (0,0231)	-0,0729*** (0,0164)	-0,1558*** (0,0174)	-0,2014*** (0,0350)
Idade	0,0455*** (0,0056)	-0,0101 (0,0229)	0,0315*** (0,0044)	0,0310*** (0,0035)	0,0533*** (0,0084)
Idade ao quadrado	-0,0004*** (0,0000)	0,0002 (0,0002)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0001)
Preta e parda (categoria omitida)					
Branca e amarela	0,0916*** (0,0239)	0,0987*** (0,0241)	0,0342** (0,0166)	0,0647*** (0,0184)	0,1134*** (0,0368)
Indivíduos sem escolaridade (categoria omitida)					
Indivíduos com 1 a 3 anos de estudo	0,0059 (0,0739)	-0,0237 (0,0745)	0,0087 (0,1910)	0,0060 (0,0441)	-0,0170 (0,0902)
Indivíduos com 4 a 7 anos de estudo	0,0699 (0,0597)	-0,0436 (0,0738)	0,0550 (0,1818)	0,0442 (0,0440)	0,0770 (0,0654)
Indivíduos com 8 a 10 anos de estudo	0,2246*** (0,0582)	0,1024 (0,0765)	0,2020 (0,1829)	0,1236*** (0,0409)	0,2048*** (0,0679)
Indivíduos com 11 a 14 anos de estudo	0,3517*** (0,0562)	0,1362 (0,1008)	0,2525 (0,1819)	0,2360*** (0,0401)	0,4524*** (0,0455)
Indivíduos com mais de 15 anos de estudo	1,0020*** (0,0645)	0,6682*** (0,1469)	0,4597** (0,1850)	0,9069*** (0,0499)	1,4261*** (0,0589)
Não residente de área metropolitana (categoria omitida)					
Residente de área metropolitana	0,1164*** (0,0210)	0,0912*** (0,0239)	0,0609*** (0,0144)	0,0719*** (0,0165)	0,1504*** (0,0338)
Maranhão (categoria omitida)					
Piauí	0,1032** (0,0509)	0,0693 (0,0523)	0,0897*** (0,0216)	0,0761** (0,0309)	0,1975* (0,1154)
Ceará	-0,1195*** (0,0341)	-0,1270*** (0,0343)	-0,0441** (0,0218)	-0,0636** (0,0322)	-0,2388*** (0,0452)
Rio Grande do Norte	0,0026 (0,0472)	0,0103 (0,0472)	0,0353 (0,0482)	0,0114 (0,0381)	-0,2104** (0,0832)
Paraíba	-0,0269 (0,0419)	-0,0689 (0,0454)	-0,0394** (0,0190)	-0,0349 (0,0305)	-0,0797 (0,0598)
Pernambuco	-0,0743** (0,0344)	-0,0809** (0,0344)	-0,0075 (0,0149)	-0,0267 (0,0248)	-0,1561*** (0,0486)
Alagoas	0,0303 (0,0344)	0,0507 (0,0347)	0,0531 (0,0331)	0,0495* (0,0269)	-0,0781 (0,0578)

Sergipe	-0,0487 (0,0463)	-0,0628 (0,0465)	-0,0038 (0,0342)	-0,0372 (0,0256)	-0,0288 (0,0758)
Bahia	0,0240 (0,0352)	0,0100 (0,0360)	0,0364 (0,0300)	0,0496* (0,0267)	-0,0019 (0,0703)
Formal (categoria omitida)					
Informal	-0,3002*** (0,0216)	-0,2980*** (0,0217)	-0,8646*** (0,0366)	-0,2024*** (0,0182)	0,0389 (0,0384)
Setor de serviços (categoria omitida)					
Setor de agropecuária	-0,2038*** (0,0561)	-0,2061*** (0,0562)	-0,3195*** (0,0428)	-0,1335*** (0,0506)	-0,0891 (0,1070)
Setor industrial	-0,0129 (0,0320)	-0,0125 (0,0320)	0,0092 (0,0175)	0,0143 (0,0276)	-0,0693 (0,0492)
Setor de construção civil	0,0008 (0,0349)	-0,0013 (0,0349)	0,0980*** (0,0282)	0,0091 (0,0232)	-0,1817** (0,0735)
Setor social	0,1912*** (0,0347)	0,1937*** (0,0347)	0,1167*** (0,0170)	0,1898*** (0,0294)	0,1386*** (0,0538)
Setor de administração pública	0,2894*** (0,0429)	0,2891*** (0,0429)	0,1548*** (0,0162)	0,1893*** (0,0433)	0,4600*** (0,0531)

Nota: Desvios-padrão robusto entre parênteses. ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. *Estatisticamente significativa a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADc de 2023.

As Tabelas 4 e 5 mostram as regressões quantílicas por condição de sexo para os anos de 2019 e 2023, respectivamente, com a variável dependente sendo o logaritmo do rendimento por hora. A análise se concentra nos quantis 0,1, 0,5 e 0,9 da distribuição de rendimentos. No modelo de regressão quantílica, conforme mostrado nas colunas de 3 a 5 da Tabela 5, é observável que a redução dos rendimentos devido à condição de ser mulher é maior nos quantis mais altos da distribuição. Ser mulher afeta negativamente os rendimentos dos indivíduos nos quantis 0,5 e 0,9, ou seja, os 50% mais pobres e os 90% mais pobres. No entanto, é importante destacar que esse efeito foi mais acentuado no período pré-pandemia.

Outros resultados interessantes podem ser extraídos das regressões quantílicas apresentadas na Tabela 6 e Tabela 7. Indivíduos brancos e amarelos têm rendimentos salariais mais elevados em comparação ao grupo de pessoas pretas e pardas em ambos os anos. A discriminação de rendimentos por raça se torna mais pronunciada à medida que se avança para os quantis mais altos da distribuição. De maneira similar, os retornos da educação são significativamente maiores nos quantis superiores, destacando seu papel crucial na determinação do diferencial de rendimentos. Este fato pode ser compreendido à luz dos achados de Menezes Filho, Mendes e Almeida (2004), que identificaram a educação como o principal determinante do diferencial salarial entre trabalhadores dos setores formal e informal, além de diferenças em características individuais observadas e não observadas.

Tabela 6 – Decomposição para o log da renda por quantil - Nordeste, 2019

Efeito	Quantil				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Efeito das características	-0,6946 (0,1652)	-0,9038 (0,2181)	-0,7783 (0,2562)	-0,6444 (0,2544)	-0,6109 (0,2347)
Efeito dos coeficientes	0,9708 (0,4296)	1,0461 (0,4055)	0,9708 (0,3858)	0,8704 (0,3343)	0,8620 (0,2977)
Efeito total	0,2761 (0,4375)	0,1422 (0,3945)	0,1924 (0,2642)	0,2259 (0,1898)	0,2510 (0,1567)

Nota: Desvios-padrão robusto entre parênteses. Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADc de 2019.

Os retornos associados à formalidade (trabalhadores com carteira assinada) diminuem nos quantis superiores. Nos quantis 0,1 e 0,5, ser trabalhador com carteira assinada parece afetar negativamente os rendimentos. No quantil 0,1, possuir carteira de trabalho assinada está correlacionado com uma redução de 69,68% nos rendimentos em 2019 e de 88,46% em 2023, em comparação com aqueles que não possuem carteira assinada. Este resultado possivelmente está relacionado à forte presença de indivíduos que trabalham por conta própria (agrupados entre os informais) nesse quantil da distribuição.

Tabela 7 – Decomposição para o log da renda por quantil - Nordeste, 2023

Efeito	Quantil				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Efeito das características	-0,1226 (0,0620)	-0,1226 (0,0474)	-0,1553 (0,0617)	-0,1471 (0,0625)	-0,1634 (0,0713)
Efeito dos coeficientes	0,2534 (0,2383)	0,2288 (0,1349)	0,3106 (0,0987)	0,3351 (0,0915)	0,3433 (0,0926)
Efeito total	0,1307 (0,2669)	0,1062 (0,1439)	0,1553 (0,1107)	0,1880 (0,0983)	0,1798 (0,0982)

Nota: Desvios-padrão robusto entre parênteses. Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADc de 2023.

As tabelas 6 e 7, que analisam a decomposição contrafactual do log da renda por quantil para os anos de 2019 e 2023, mostram uma redução na contribuição negativa das características observáveis (como educação e experiência) para a renda ao longo do tempo, com valores negativos menores em 2023. Paralelamente, observa-se um aumento nos retornos das características, refletido nos coeficientes positivos mais altos em 2023, indicando que o mercado de trabalho passou a valorizar mais essas características. Em termos gerais, embora o efeito total sobre a renda continue positivo em ambos os anos, a magnitude desse efeito é menor em 2023, sugerindo uma desaceleração no crescimento da renda contrafactual. Essas mudanças apontam para uma melhora nas condições estruturais do mercado de trabalho e uma melhor remuneração das qualificações dos trabalhadores, embora a desigualdade de rendimentos ainda seja uma questão relevante. Portanto, os dados sugerem progressos na valorização das características dos trabalhadores e na redução das barreiras estruturais, mas indicam também a necessidade contínua de políticas que promovam uma maior equidade e eficiência no mercado de trabalho.

Assim como discutido na literatura, os dados indicam uma persistente disparidade salarial entre homens e mulheres na área urbana do Nordeste brasileiro. Apesar do aumento significativo da participação feminina no mercado de trabalho desde os anos 1960, tanto globalmente quanto no Brasil, onde a taxa de participação cresceu de 18% na década de 1970 para 50% em 2002, as mulheres ainda enfrentam diferenças salariais substanciais. Estudos destacam que, mesmo com controle de fatores como educação e experiência, a disparidade salarial persiste devido à discriminação de gênero, segregação ocupacional e estereótipos (Vieira e Serafim, 2019; Pacheco, Mendes e Moura, 2023). A decomposição de Oaxaca-Blinder dos dados de 2019 e 2023 revela que, embora as características observáveis das mulheres tendam a diminuir a disparidade, a discriminação salarial continua a ser um fator predominante que reverte esses ganhos.

A análise específica do Nordeste, revela que, apesar dos avanços nas qualificações das mulheres e uma ligeira redução na discriminação salarial pós-pandemia, a disparidade salarial de gênero permanece um desafio significativo. A pandemia de COVID-19 exacerbou as desigualdades pré-existent, como demonstram os efeitos dos coeficientes ainda positivos em 2023, apesar de serem menores que em 2019. Portanto, para mitigar essa desigualdade, é

essencial que as políticas públicas sejam ajustadas para abordar tanto os fatores observáveis quanto os aspectos mais sutis da discriminação e barreiras estruturais, promovendo uma verdadeira equidade de gênero no mercado de trabalho. Estudos como os de Crespo e Reis (2004) e Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013) reforçam a importância de intervenções políticas direcionadas, fundamentadas em teorias econômicas e sociológicas, para alcançar essa meta.

5. Considerações finais

A investigação das disparidades salariais de gênero no Nordeste brasileiro, com uma análise aprofundada dos dados dos primeiros trimestres de 2019 e 2023, revela contribuições significativas sobre a persistência e evolução dessa desigualdade ao longo do tempo. Os resultados obtidos através da decomposição quantílica de Oaxaca-Blinder indicam que, embora tenha ocorrido um avanço na participação feminina no mercado de trabalho e melhorias em características observáveis, como educação e experiência, a desigualdade salarial continua a ser uma questão premente.

Especificamente, a análise dos efeitos das características e coeficientes revela que a redução na disparidade salarial é mais visível em níveis mais altos de renda, enquanto os efeitos discriminatórios persistem em todos os quantis analisados, sugerindo que a discriminação de gênero é uma força contínua que molda a estrutura salarial. A comparação entre os períodos pré e pós-pandemia destaca a exacerbação das desigualdades durante a crise, com um impacto mais pronunciado nas mulheres, especialmente em setores mais vulneráveis e menos remunerados.

O presente estudo também evidencia que as políticas públicas e intervenções implementadas até o momento não foram suficientes para eliminar as disparidades salariais, revelando a necessidade de uma abordagem mais aprofundada e adaptada às especificidades regionais. A persistência da desigualdade salarial, mesmo com o controle de variáveis como educação e experiência, aponta para a relevância de fatores como discriminação de gênero, segregação ocupacional e estereótipos arraigados.

A crise da COVID-19 não apenas ampliou essas desigualdades existentes, mas também introduziu novos desafios que devem ser abordados por meio de políticas mais eficazes e inclusivas. Além disso, a análise do Nordeste, incluindo Estados como Ceará, Paraíba e Pernambuco, destaca a necessidade de estratégias que considerem as particularidades econômicas e sociais dessas áreas. A pesquisa sugere que uma abordagem integrada, que combine teorias econômicas e sociológicas com uma compreensão aprofundada das dinâmicas regionais, é essencial para desenvolver políticas públicas que promovam efetivamente a igualdade de gênero e reduzam as disparidades salariais no Brasil.

Referências

Arrow, K. (1973) “**The theory of discrimination**”, in: O. A. Ashenfelter e A. Rees, ed., *Discrimination in labor market*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 3-33.

Crespo, A. R. V., & Reis, M. C. (2004). **Decomposição do componente de discriminação na desigualdade de rendimentos entre raças nos efeitos idade, período e coorte**. Encontro da ANPEC. Natal: ANPEC.

Becker, G. S. (1971). **The economics of discrimination**. University of Chicago press.

Blinder, A. S. (1973). **Wage discrimination: reduced form and structural estimates**. *Journal of Human resources*, 8(4):436–455.

Crespo, A. R. V., Reis, M. C. (2004). **Decomposição do componente de discriminação na desigualdade de rendimentos entre raças nos efeitos idade, período e coorte**. Encontro da ANPEC. Natal: ANPEC.

de Brito, D. J. M., Amaral, M. V., & Hermeto, A. M. (2018). **Mobilidade pendular na Região Metropolitana de Belo Horizonte: uma investigação dos diferenciais de rendimento do trabalho**. Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 12(4), 477-503.

Fernandes, R. (2002). **Desigualdade salarial: aspectos teóricos**. In: Corseuil, C. H. Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil. IPEA, Rio de Janeiro.

Gimpel'son, V. E., Kukiyanova, A., & Šarunina, A. V. (2015). **Estimating the public private wage gap in Russia: What does quantile regression tell us?** (Working Paper SSRN No. 104/EC/2015).

Heckman, J. J. (1979) "**Sample Selection Bias as a Specification Error**". *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2021). PIB dos municípios mostra que economia do país continuou a se desconcentrar em 2021. Agência de Notícias IBGE. Disponível em: <https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/38683-pib-dos-municipios-mostra-que-economia-do-pais-continuou-a-se-desconcentrar-em-2021>.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. (2023). *PNAD contínua*. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html>. Acesso em dez. 2023.

Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). **Regression quantiles**. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33-50.

Koenker, R., & Bassett, G. (1978). **Regression quantiles**. *Econometrica*, 46(1), 33-50.

Machado, A. F., Oliveira, A. M. H. C. D., & Antigo, M. (2008). **Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas**. Revista de Economia Contemporânea, 12, 355-388.

Madalozzo, R., Martins, S. R., & Shiratori, L. (2010). **Labor market and home production: are men and women equal?**. Estudos Feministas, 18(2), 547.

Menezes Filho, N. A., Mendes, M., & Almeida, E. S. D. (2004). **O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção?**. *Revista brasileira de economia*, 58, 235-248.

Mincer, J. (1985). **Intercountry Comparisons of Labor Force Trends and of Related Developments: An Overview**. *Journal of Labor Economics*, 3(1, Part 2), S1–S32. doi:10.1086/298074

Neves, M. A. (2004). **Gênero, mercado de trabalho e qualificação**. Revista de Administração da FEAD-Minas, 1(2):71–82.

Oaxaca, R. (1973). **Male-female wage differentials in urban labor markets**. *International Economic review*, 14(3):693–709.

Organização Internacional do Trabalho. (2024). **International Labour Organization**. <https://www.ilo.org/pt-pt/regions-and-countries/americas/brasil>

Pacheco, J. P., Mendes, G. M., & Moura, G. M. (2022). **Análise da diferença salarial entre homens e mulheres no Paraná em 2012 e 2019**. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 16(4), 591-615.

Vieira, H. P., Serafim, G. D. C. B., & Leite Neto, F. R. (2019). **Desigualdade salarial entre gêneros no mercado de trabalho brasileiro**.

Apêndice

Quadro A.1 – Descrição das variáveis utilizadas nas análises estatística e econométrica

VARIÁVEL	TIPO	DICIONÁRIO CENSO DEMOGRÁFICO	DESCRIÇÃO E CODIFICAÇÃO
Sexo			
Masculino (categoria omitida)	Binária	V2007	1 - se o indivíduo é do sexo masculino; 0 caso contrário.
Feminino	Binária	V2007	1 - se o indivíduo é do sexo feminino; 0 caso contrário.
Cor da pele			
Preta e parda (categoria omitida)	Binária	V2010	1 - se o indivíduo declarou-se de cor da pele preta ou parda; 0 caso contrário.
Branca e amarela	Binária	V2010	1 - se o indivíduo declarou-se de cor da pele branca ou amarela; 0 caso contrário.
Idade	Contínua	V2009	Idade do indivíduo no primeiro trimestre.
Características das famílias			
Não há cônjuge (categoria omitida)	Binária	VD2002, VD2004, UPA, Estrato, V1008, V1014	1 - se o indivíduo não vive com cônjuge; 0 caso contrário.
Vive com cônjuge	Binária	VD2002, VD2004, UPA, Estrato, V1008, V1014	1 - se o indivíduo vive com cônjuge; 0 caso contrário.
Número total de filhos com idade de 0 a 3 anos	Contínua	V2009, VD2002, UPA, Estrato, V1008, V1014	Número total de filhos no domicílio com idade entre 0 e 3 anos.
Número total de filhos com idade de 4 a 6 anos	Contínua	V2009, VD2002, UPA, Estrato, V1008, V1014	Número total de filhos no domicílio com idade entre 4 e 6 anos.
Faixas de Instrução			
Indivíduos sem escolaridade (categoria omitida)	Binária	VD3005	1 - se o indivíduo possui 0 anos de escolaridade; 0 caso contrário.
Indivíduos com 1 a 3 anos de estudo	Binária	VD3005	1 - se o indivíduo possui de 1 a 3 anos de escolaridade; 0 caso contrário.
Indivíduos com 4 a 7 anos de estudo	Binária	VD3005	1 - se o indivíduo possui de 4 a 7 anos de escolaridade; 0 caso contrário.
Indivíduos com 8 a 10 anos de estudo	Binária	VD3005	1 - se o indivíduo possui de 8 a 10 anos de escolaridade; 0 caso contrário.

Indivíduos com 11 a 14 anos de estudo	Binária	VD3005	1 - se o indivíduo possui de 11 a 14 anos de escolaridade; 0 caso contrário.
Indivíduos com mais de 15 anos de estudo	Binária	VD3005	1 - se o indivíduo possui 15 anos ou mais de escolaridade; 0 caso contrário.
Características do local de residência			
Não residente de área metropolitana (categoria omitida)	Binária	V1023	1 - se o indivíduo não vive em área metropolitana; 0 caso contrário.
Residente de área metropolitana	Binária	V1023	1 - se o indivíduo vive em área metropolitana; 0 caso contrário.
Maranhão (categoria omitida)	Binária	UF	1 - se o indivíduo reside no Maranhão; 0 caso contrário.
Piauí	Binária	UF	1 - se o indivíduo reside no Piauí; 0 caso contrário.
Ceará	Binária	UF	1 - se o indivíduo reside no Ceará; 0 caso contrário.
Rio Grande do Norte	Binária	UF	1 - se o indivíduo reside no Rio Grande do Norte; 0 caso contrário.
Paraíba	Binária	UF	1 - se o indivíduo reside na Paraíba; 0 caso contrário.
Pernambuco	Binária	UF	1 - se o indivíduo reside em Pernambuco; 0 caso contrário.
Alagoas	Binária	UF	1 - se o indivíduo reside em Alagoas; 0 caso contrário.
Sergipe	Binária	UF	1 - se o indivíduo reside em Sergipe; 0 caso contrário.
Bahia	Binária	UF	1 - se o indivíduo reside na Bahia; 0 caso contrário.
Características do trabalho			
Logaritmo do salário por hora trabalhada	Contínua	VD4016, V4039	Logaritmo do rendimento do trabalho principal por horas trabalhadas no mês.
Formal (categoria omitida)	Binária	VD4009	1 - se o indivíduo tem como posição na ocupação principal “empregado com carteira assinada” ou “militar ou funcionário público” ou “empregador; 0 caso contrário.
Informal	Binária	VD4009	1 - se o indivíduo tem como posição na ocupação principal “empregado sem carteira assinada” ou “conta própria” ou “não remunerado”; 0 caso contrário.
Setor de agropecuária	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor de agropecuária; 0 caso contrário.
Setor industrial	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor industrial; 0 caso contrário.
Setor de construção civil	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor de construção civil; 0 caso contrário.
Setor de serviços (categoria omitida)	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor de serviços; 0 caso contrário.
Setor social	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor social; 0 caso contrário.
Setor de administração pública	Binária	VD4010	1 - se o indivíduo trabalha no setor de administração pública; 0 caso contrário.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADc de 2019 e 2023.