



**PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DE GOIÁS
ESCOLA DE DIREITO, NEGÓCIOS E COMUNICAÇÃO
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**

VINÍCIUS FARIAS PIMENTA CABRAL

**ANÁLISE DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS POR SEXO NO BRASIL
NO CONTEXTO DA PANDEMIA DE COVID-19**

GOIÂNIA

2025

VINÍCIUS FARIAS PIMENTA CABRAL

**ANÁLISE DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS POR SEXO NO BRASIL
NO CONTEXTO DA PANDEMIA DE COVID-19**

Monografia apresentada à coordenação
do curso de Ciências Econômicas da
Pontifícia Universidade Católica de Goiás
(PUC-GO) como parte das exigências a
conclusão do curso de bacharelado em
Ciências Econômicas.

Professor: Dr. Carlos Leão

GOIÂNIA

2025

RESUMO

Este trabalho utiliza a decomposição salarial de Oaxaca–Blinder, na abordagem pooled/Neumark, para avaliar mudanças na desigualdade de rendimentos por sexo no Brasil, com base em microdados da PNAD Contínua (IBGE). O recorte temporal foca na COVID-19: 2019 (imediatamente anterior à pandemia) e 2023 (imediatamente posterior à pandemia) foram escolhidos para capturar efeitos estruturais associados ao choque. A metodologia separa o diferencial médio de salários em parcela explicada por características produtivas e parcela não explicada, associada a discriminação ou fatores não observados. Os resultados indicam persistência e ampliação do gap: de $-7,33\%$ em 2019 (componente não explicado $-10,12\%$) para $-9,13\%$ em 2023 (componente não explicado $-13,08\%$), enquanto a parcela explicada manteve-se estável. Achados sugerem que a pandemia intensificou determinantes não observados da desigualdade salarial.

Palavras-chave: Desigualdade de rendimentos; Decomposição Oaxaca-Blinder; Mercado de trabalho; Gênero; COVID-19; Brasil.

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1.....	4
1.1 Introdução	4
1.2 A Desigualdade Salarial por Sexo no Brasil	6
1.3 O Choque Pandêmico e suas Implicações para o Mercado de Trabalho	8
1.4 Hipóteses.....	10
1.5 Objetivos.....	12
1.5.1 Objetivo Geral	12
1.5.2 Objetivos Específicos	12
CAPÍTULO 2.....	13
2.1 Dados	13
2.2 Referencial Teórico	15
2.3 Referencial Empírico	20
CAPÍTULO 3.....	23
3.1 Análise dos Resultados	23
3.2 Conclusão e Considerações Finais.....	32
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	33

CAPÍTULO 1

1.1 Introdução

A “Lei do Preço Único” postula que, em condições de equilíbrio competitivo, bens ou serviços idênticos devem transacionar a um mesmo preço (Leão *et al.*, 2020). No mercado de trabalho, essa premissa implica que indivíduos com características produtivas equivalentes – como escolaridade, experiência, idade e ocupação – deveriam receber remunerações equivalentes. Contudo, a observação empírica frequentemente contradiz essa expectativa teórica, revelando a existência de diferenciais salariais persistentes entre grupos demográficos.

Essas disparidades podem ser atribuídas a distintos fatores. Por um lado, diferenças nas características observáveis dos trabalhadores – os chamados *endowments* ou dotações de capital humano – explicam parcela significativa da variação nos rendimentos. A teoria do capital humano, seminalmente desenvolvida por Becker (1962) e Mincer (1974), fundamenta essa relação, estabelecendo que investimentos em educação, treinamento e experiência se refletem em maior produtividade e, conseqüentemente, em salários mais elevados.

Por outro lado, uma fração considerável do diferencial salarial permanece mesmo após o controle estatístico por essas características produtivas. Essa parcela residual é comumente interpretada, na literatura econômica, como evidência de discriminação no mercado de trabalho. A discriminação ocorre quando empregadores remuneram de forma distinta trabalhadores com produtividade equivalente, baseando-se em atributos demográficos – como sexo ou cor da pele – que não possuem relação causal comprovada com a capacidade produtiva.

No contexto brasileiro, evidências robustas documentam a persistência de significativas desigualdades salariais. Leão *et al.* (2020), utilizando dados da PNAD 2015 e a metodologia de decomposição de Oaxaca-Blinder, constataram que a remuneração média das mulheres era 15,8% inferior à dos homens.

Ademais, ao considerar que a produtividade média do grupo feminino, aferida via log-salários, era 4,5% superior, os autores estimaram um componente discriminatório da ordem de 20,4%. Estudos subsequentes, como Rodrigues *et al.* (2024), corroboram a persistência desses gaps, mesmo diante de avanços graduais na equidade.

O período da pandemia de COVID-19 introduziu um choque exógeno e sem precedentes no mercado de trabalho brasileiro, caracterizado por bruscas contrações na atividade econômica, restrições à mobilidade e reconfigurações nas modalidades de trabalho (CORSEUIL *et al.*, 2020).

A crise sanitária, oficialmente instaurada no Brasil em fevereiro de 2020 e encerrada em abril de 2022 (BRASIL, 2019; BRASIL, 2022), afetou de maneira assimétrica os diferentes segmentos da força de trabalho.

Conforme destacado por Barbosa *et al.* (2020) e Hecksher (2020b), mulheres, pessoas não brancas e trabalhadores de menor escolaridade foram desproporcionalmente impactados, devido à sua maior concentração em ocupações informais, setores intensivos em contato presencial e atividades com menor possibilidade de realização remota.

Neste contexto, a presente pesquisa eleva-se para investigar se o choque pandêmico esteve associado a uma alteração significativa nos diferenciais de rendimento por sexo no Brasil. Parte-se da hipótese de que a pandemia de COVID-19, ao agravar vulnerabilidades pré-existentes e introduzir novas dinâmicas no mundo do trabalho, contribuiu para a ampliação da desigualdade salarial entre homens e mulheres.

Para testar essa hipótese, o estudo recorre à consagrada metodologia de decomposição salarial de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), tal como aplicada por Leão *et al.* (2020). O método permite decompor a diferença média de rendimentos entre dois grupos em dois componentes principais:

- 1- a parte explicada por diferenças nas dotações de capital humano (escolaridade, experiência, horas trabalhadas, entre outras);
- 2- a parte não explicada, frequentemente atribuída à discriminação ou a fatores não observados.

Adota-se ainda o aprimoramento proposto por Neumark (1988), utilizando uma regressão *pooled* para a estimação de uma estrutura salarial não discriminatória de referência.

A análise compara dados da PNAD Contínua do IBGE para os anos de 2019 (pré-pandemia) e 2023 (pós-emergência sanitária), permitindo isolar os efeitos do período de crise sobre a estrutura salarial.

Ao examinar a evolução dos componentes explicado e não explicado do diferencial de rendimentos, este trabalho busca contribuir para a compreensão de como grandes choques econômicos e sanitários podem interagir com desigualdades estruturais de gênero já enraizadas no mercado de trabalho brasileiro. Os resultados visam fornecer subsídios empíricos para o desenho de políticas públicas mais efetivas voltadas à promoção da equidade salarial.

1.2 A Desigualdade Salarial por Sexo no Brasil

A teoria do capital humano introduz na teoria econômica a correlação entre as habilidades do indivíduo e a sua produtividade, o que, consequentemente, determinaria o nível salarial. O capital humano é conjunto de habilidades que um indivíduo possui, sejam elas provenientes de sua escolaridade ou de seus anos de treinamento e experiência (Davanzo; Ferro, 2016). Ainda, segundo Davanzo e Ferro (2016):

O capital humano é definido como uma das atividades responsáveis por elevar a renda real futura de um indivíduo. Os investimentos em capital humano incluem a escolaridade, treinamento profissional e cuidados de saúde. A partir do investimento em capital humano, a qualidade do esforço humano pode ser melhorada, resultando em um aumento de sua produtividade. Investindo em si mesmo, um indivíduo pode aumentar o alcance das escolhas disponíveis a ele, alcançando um maior bem estar. (Becker, 1962; Mincer, 1974; Schultz, 1961 *apud* Davanzo; Ferro, 2016, p. 2).

Sendo assim, sabe-se que parte do diferencial salarial se deve a diferenças em características “objetivas”, como educação e experiência de trabalho, enquanto outra parte permanece mesmo quando as diferenças nesses atributos são controladas. Em outras palavras, são observadas diferenças salariais entre grupos de trabalhadores com características similares. Essas variações nos rendimentos podem ter origens distintas: podem refletir as diferenças nos níveis de qualificação e produtividade da força de trabalho, ou podem ser resultado de discriminação (OSPINO *et al.*, 2010).

Dado o exposto, o Brasil foi selecionado como objeto de análise por apresentar um conjunto de evidências empíricas amplamente documentadas sobre diferenças salariais entre homens e mulheres. Um exemplo é o estudo de Leão *et al.* (2020), que, utilizando informações da PNAD 2015, estima que a remuneração média das mulheres é aproximadamente 15,8% inferior à dos homens. Os autores mostram ainda que, considerando os log-salários, a produtividade relativa das mulheres é 4,5% superior, o que leva a uma estimativa de discriminação salarial em torno de 20,4%. Quando analisados os salários em valores monetários, os resultados apontam para uma diferença de 17,18% e para um componente não explicado de 22,60%, sendo 5,42% atribuídos às maiores habilidades produtivas registradas para o grupo feminino (Leão *et al.*, 2020).

Resultados semelhantes também são encontrados por Rodrigues *et al.* (2024), que afirmam que “embora haja avanços na equidade salarial, desafios significativos permanecem, especialmente em relação a sexo e raça” (RODRIGUES *et al.*, 2024, p. 1). Segundo esses autores, a disparidade salarial entre homens e mulheres persiste no mercado de trabalho

brasileiro, ainda que tenha ocorrido uma melhoria gradual na proporção dos salários entre 1983 e 1993. Dados de 2018 indicam que a desigualdade continua presente mesmo quando se considera o número de horas trabalhadas, que é consideravelmente maior entre as mulheres. Observa-se, ainda, uma leve redução na diferença salarial entre homens e mulheres no período de 2013 a 2018, presente em todas as categorias de ocupação (Rodrigues *et al.*, 2024).

Adicionalmente, o trabalho de Leite e Sobreira (2023), que, ao estudarem os efeitos da pandemia de COVID-19 sobre o gap de rendimentos entre homens e mulheres (no Brasil), apontam:

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) (*apud* Leite; Sobreira, 2020, p. 33).

Diante disso, o presente estudo trabalha o período da pandemia de COVID-19 devido aos efeitos observados sobre a população feminina no mercado de trabalho. Nos primeiros meses da crise, a força de trabalho feminina sofreu uma redução imediata de 16,4% — percentual superior ao observado entre os demais grupos analisados (Hecksher, 2020b).

Oficialmente, o Ministério da Saúde do Brasil declarou Emergência em Saúde Pública de Importância Nacional (ESPIN) em decorrência da infecção humana pelo novo Coronavírus (2019-nCoV) através da Portaria GM/MS nº 188, de 3 de fevereiro de 2020 (BRASIL, 2020) — o encerramento do estado de emergência se deu por meio da Portaria GM/MS nº 913, de 22 de abril de 2022 (BRASIL, 2022).

Dado o exposto, a análise da desigualdade de rendimentos por sexo no Brasil, delimitada ao período da pandemia de COVID-19, possibilita examinar como esse evento, caracterizado por mudanças abruptas na organização social e produtiva, se relacionou com padrões já observados no mercado de trabalho. A pandemia desencadeou alterações nas condições de emprego, na disponibilidade de postos de trabalho e na estrutura das jornadas. Diante dessas transformações, investigar as diferenças de rendimento entre homens e mulheres permite compreender de maneira mais detalhada como tais modificações afetaram as disparidades de rendimentos feminina no período analisado. Assim, este estudo se insere no campo da economia do trabalho ao buscar caracterizar, de forma sistemática, as assimetrias salariais entre os sexos durante a pandemia de COVID-19, identificando como esse contexto específico influenciou a distribuição de rendimentos e a dinâmica das relações laborais no Brasil.

1.3 O Choque Pandêmico e suas Implicações para o Mercado de Trabalho

A pandemia de COVID-19 impôs desafios sem precedentes ao mercado de trabalho, conforme destacado por Corseuil *et al.* (2020):

Em fevereiro de 2020, os primeiros casos do novo coronavírus foram detectados no Brasil e, em março, a Organização Mundial da Saúde (OMS) declarou o quadro de pandemia. As medidas adotadas pelos entes nacionais e pelas entidades privadas para estimular o isolamento social e combater a infecção incluíram restrição de viagens, fechamento de escolas e comércio, restrição a atividades produtivas e, nos casos mais extremos, *lockdowns* com restrição a movimentação da população. Essas medidas tiveram grande impacto na atividade econômica e, em particular, no mercado de trabalho (Corseuil *et al.*, 2020, p. 23).

O Fundo Monetário Internacional (FMI, 2020) classificou a retração econômica associada à pandemia de COVID-19 como a mais intensa entre os episódios recessivos documentados nas últimas décadas, destacando sua abrangência global, sua velocidade de propagação e a simultaneidade dos efeitos sobre economias com diferentes níveis de desenvolvimento.

No caso brasileiro, a literatura aponta que os impactos sobre a atividade econômica ocorreram em um contexto no qual o país ainda não havia retomado integralmente os níveis de produto, emprego e investimento observados antes da recessão de 2014–2016, o que implicava menor capacidade de absorção dos efeitos decorrentes da interrupção de atividades produtivas. Em termos setoriais, registraram-se paralisações parciais ou totais em segmentos dependentes de circulação física de pessoas e insumos, além de dificuldades logísticas e operacionais que afetaram cadeias de suprimentos, cronogramas de produção e a reorganização de processos internos.

Tais mudanças foram acompanhadas por alterações substantivas nos indicadores do mercado de trabalho, conforme documentado por Khamis *et al.* (2020), que registram, em diferentes países, aumento das taxas de desemprego e de inatividade, redução das jornadas habituais de trabalho, queda da massa salarial e recomposições na estrutura ocupacional, incluindo variações na prevalência de modalidades presenciais, remotas e híbridas de execução do trabalho. Esses elementos caracterizam um período de forte reconfiguração das condições laborais e produtivas, com implicações diretas para a mensuração e análise da dinâmica dos rendimentos do trabalho.

Além disso, conforme apontado por Mattei e Heinen (2020), a pandemia de COVID-19 ocorreu em um período no qual indicadores estruturais do mercado de trabalho brasileiro apresentavam níveis elevados de desemprego, informalidade e subutilização da força de

trabalho. Esses elementos sugerem que a dinâmica laboral prévia já refletia um processo prolongado de recomposição ocupacional e de redução da absorção de mão de obra em determinados segmentos, aspectos cuja persistência é destacada pelos autores. Em suas palavras, “Nesse contexto, é bastante provável que alguns dos efeitos mais dramáticos dessa nova crise econômica serão sentidos fortemente no mercado de trabalho nacional, que já se encontrava em um processo de deterioração desde 2015” (Mattei; Heinen, 2020, p. 648).

A inserção dessa observação na análise permite situar a pandemia dentro de um arcabouço histórico no qual o funcionamento do mercado de trabalho já estava condicionado por variações anteriores na atividade econômica, pelo aumento da participação em vínculos informais e pela expansão do contingente de trabalhadores subocupados, contribuindo para interação entre condições estruturais pré-existentes e os efeitos associados ao período pandêmico.

No entanto, esse impacto não ocorreu de maneira uniforme. Mulheres, pessoas não brancas, jovens e trabalhadores com menor nível de escolaridade foram os grupos mais expostos aos efeitos adversos da pandemia (Barbosa *et al.*, 2020; Corseuil *et al.*, 2020). Essa vulnerabilidade decorre da maior concentração desses segmentos em atividades que exigem maior contato físico e apresentam menor possibilidade de trabalho remoto — como serviços domésticos, comércio, hotelaria e alimentação. Além disso, esses grupos possuem participação mais elevada em ocupações informais, marcadas por menor estabilidade e proteção no emprego.

Assim sendo, a literatura econômica oferece instrumentos analíticos que auxiliam na interpretação das variações salariais observadas durante o período pandêmico. A relação negativa entre desemprego e salários reais discutida por Blanchflower e Oswald (1995), embora não seja objeto de teste direto neste estudo, fornece um referencial teórico relevante para compreender como mudanças diferenciadas nas taxas de ocupação entre grupos específicos podem estar associadas a variações na estrutura de rendimentos. Assim, a aplicação dessa perspectiva contribui para contextualizar as possíveis alterações na distribuição salarial entre homens e mulheres ao longo da pandemia.

Diante desse conjunto de elementos, formula-se a questão central desta pesquisa: a pandemia de COVID-19 esteve associada a um aumento da desigualdade de rendimentos por sexo no Brasil? A resposta a essa pergunta é relevante para aprofundar a compreensão sobre como a crise sanitária interagiu com padrões salariais existentes e para fornecer subsídios à discussão de estratégias de política pública voltadas ao monitoramento e à mitigação de disparidades no mercado de trabalho.

1.4 Hipóteses

Dang e Nguyen (2021), ao investigarem os efeitos da pandemia de COVID-19 em seis países distintos, apontaram que as expectativas no contexto pandêmico indicavam uma queda aproximadamente 50% mais acentuada nos rendimentos das mulheres em relação aos dos homens. Os autores explicam que essa diferença na perda esperada de renda decorre, em grande parte, do componente não explicado. Já o componente explicado, que abrange fatores técnicos como escolaridade e horas trabalhadas, indica que, considerando apenas as características observáveis, as mulheres aparentaram ter sido mais afetadas pela COVID-19 do que os homens.

No caso brasileiro, embora as mulheres tenham ampliado sua participação e alcançado níveis educacionais superiores nos últimos anos, persistem fatores estruturais que limitam a equiparação salarial. A segregação ocupacional e as práticas institucionais que resultam na desvalorização dos empregos tradicionalmente femininos continuam a exercer papel determinante, conforme é exposto:

Percebeu-se que os homens são maioria nas posições mais bem remuneradas e as mulheres, por outro lado, estão no outro extremo sendo maioria nas posições de pior (ou nenhuma) remuneração. Porém, o recuo da mulher em relação a 2005 dessas posições de maior precariedade (Serviço doméstico, Trabalho para o próprio consumo e Não-remunerados), e o aumento da sua participação no emprego assalariado (formal e informal) é refletida no aumento da busca por maior qualificação. A expressiva participação de mulheres no trabalho doméstico torna ainda mais significativa a desigualdade entre os sexos, já que a maioria delas não recebe sequer um salário-mínimo estabelecido por lei (*Santos et al.*, 2020, p. 28).

Desse modo, mesmo que os efeitos das características observáveis — como escolaridade e experiência — tenham se mantido relativamente estáveis no período, a persistência e o possível acirramento do componente não explicado (comumente interpretado como efeito de discriminação) sugerem que os choques provocados pela pandemia podem ter intensificado o diferencial salarial entre homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro.

Corseuil *et al.* (2020) aprofundam a discussão ao evidenciar que a distribuição dos efeitos da pandemia sobre o emprego apresentou elevada heterogeneidade entre os diferentes segmentos da força de trabalho. Os autores mostram que características estruturais do mercado de trabalho brasileiro — como a concentração de determinados grupos populacionais em ocupações informais, em atividades com baixa possibilidade de teletrabalho e em setores intensivos em interação presencial — influenciaram a forma como a redução da atividade econômica se refletiu sobre a ocupação.

Nesse sentido, jovens, mulheres, pessoas não brancas e trabalhadores com menor nível de escolaridade, cuja presença em segmentos mais sensíveis às restrições sanitárias é relativamente elevada, registraram maior incidência de interrupções ocupacionais, o que contribuiu para alterar a composição da força de trabalho ao longo de 2020. Essa mudança composicional é importante para a interpretação dos indicadores salariais observados no período, como destacam os próprios autores ao afirmar:

Por fim, essa seletividade do impacto do emprego acabou traduzindo-se, via efeito composição, em uma elevação dos rendimentos habituais, distintamente do que foi observado na recessão anterior. Isso não foi transmitido para os rendimentos efetivos por conta da redução nas horas trabalhadas acarretada pelas restrições de mobilidade impostas pelas medidas de enfrentamento da pandemia, bem como pela redução da demanda e pelo auxílio financeiro do governo federal (Corseuil *et al.*, 2020, p. 40).

Essa análise indica que o aumento dos rendimentos habituais não representou uma melhoria real nas condições de renda, mas sim uma mudança na composição da força de trabalho — com a saída dos grupos mais vulneráveis e a permanência daqueles de maior qualificação. Esses elementos sugerem que, mesmo sem alterações significativas nas características observáveis, o choque pandêmico pode ter ampliado as desigualdades salariais entre homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro.

Diante desse panorama e com base nas evidências apresentadas, formula-se a hipótese de que os efeitos decorrentes da pandemia de COVID-19 contribuíram para a ampliação da diferença de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro.

Para verificar essa hipótese, o presente estudo emprega a decomposição salarial de Oaxaca-Blinder, originalmente proposta por Blinder (1973) e Oaxaca (1973). Esse método permite analisar as disparidades salariais a partir da decomposição da diferença média de rendimentos em dois componentes: o efeito explicado, associado a características observáveis como escolaridade e experiência, e o efeito não explicado, geralmente interpretado como reflexo de discriminação ou de fatores não mensuráveis.

Além das diferenças de produtividade e da presença de discriminação, existem também outros fatores capazes de influenciar o nível de remuneração. Um exemplo seria a opção, mais comum entre mulheres do que entre homens, por jornadas reduzidas ou contratos com horários flexíveis, geralmente motivadas pelo desejo de dedicar mais tempo à família. Essas escolhas, contudo, costumam resultar em rendimentos menores. Para reduzir a influência dessas decisões individuais na análise da discriminação salarial, uma estratégia adequada é comparar apenas trabalhadores com contratos equivalentes, sobretudo quanto à carga horária (Leão *et al.*, 2020).

1.5 Objetivos

1.5.1 Objetivo Geral

Identificar se houve mudanças significativas na relação de desigualdade de rendimentos por sexo no Brasil no contexto da pandemia de Covid-19. Esse objetivo fundamenta-se na constatação de que a crise sanitária agravou disparidades históricas, conforme apontado por Leite e Sobreira (2023), o que é corroborado por Barbosa *et al.* (2020):

Também as mulheres devem ser afetadas de forma diferenciada nessa crise devido à ausência de atividades escolares presenciais e ao aumento das atividades domésticas e de cuidados. De fato, os resultados encontrados nesta nota sugerem que os efeitos desta crise sobre o mercado de trabalho foram imediatos e afetaram de forma diferenciada os trabalhadores (Barbosa *et al.*, 2020, p. 61).

A análise comparativa dos rendimentos segregados por sexo pretende evidenciar o impacto estrutural da pandemia, em linha com os estudos de Santos *et al.* (2020), que mostram a persistência de desigualdades salariais mesmo em contextos de avanços pontuais anteriores.

1.5.2 Objetivos Específicos

1. Analisar adequações e modernizações feitas à decomposição de Oaxaca-Blinder (pela literatura) e definir quais destas devem ser consideradas para a melhor adequação ao contexto brasileiro pandêmico.
2. Estimar o impacto da variável “sexo” para as disparidades de rendimentos no contexto analisado.
3. Analisar quais fatores decorrentes da pandemia de Covid-19 ocasionaram os resultados auferidos.
4. Comparar os resultados obtidos aos presentes literatura no que diz respeito à desigualdade de rendimentos entre sexos no cenário brasileiro.

CAPÍTULO 2

2.1 Dados

A determinação dos salários parte do pressuposto de que a remuneração de um indivíduo é influenciada por características objetivas e mensuráveis que refletem sua produtividade, como o nível de escolaridade, a experiência profissional e a carga horária semanal de trabalho. Nesse sentido, Leão *et al.* (2020) afirmam:

A priori pode-se afirmar que a discriminação existe quando dois grupos de trabalhadores que possuem o mesmo conjunto de características produtivas são remunerados à taxa de salários diferentes em decorrência da existência de atributos que não estejam necessariamente relacionadas às suas habilidades produtivas (Leão *et al.*, 2020, p. 249).

Assim, o objetivo desta análise é decompor o rendimento total para distinguir a parcela da desigualdade salarial decorrente de diferenças nas características dos trabalhadores — os chamados *endowments* — daquela que resulta de discriminação. Esta última ocorre quando indivíduos com produtividade equivalente ou que realizam o mesmo volume de trabalho recebem remunerações distintas por fatores arbitrários, como o sexo ou cor da pele.

Para isso, utiliza-se a metodologia de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), que decompõe a diferença salarial observada entre dois grupos. A técnica separa a parte explicada pelas características produtivas (por exemplo, escolaridade e experiência) da parcela não explicada.

O componente residual — isto é, a diferença salarial que permanece mesmo após o controle pelas características produtivas — é interpretado como uma medida de discriminação, podendo também refletir efeitos de variáveis omitidas no modelo.

Assim, o componente residual que é a parte da diferença de salários que não é explicada pelas características de produtividade é interpretado como uma medida de discriminação no mercado de trabalho, além de englobar o efeito de outras variáveis não incluídas explicitamente na equação de salários.

A fim de avaliar os impactos da pandemia de COVID-19 sobre o diferencial de renda entre homens e mulheres no Brasil, este estudo compara dois anos: 2019, período anterior à decretação da Emergência em Saúde Pública de Importância Nacional (ESPIN), instituída pela Portaria GM/MS nº 188, de 3 de fevereiro de 2020, e 2023, período posterior ao encerramento do estado de emergência, oficializado pela Portaria GM/MS nº 913, de 22 de abril de 2022.

A fonte de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Trata-se de uma pesquisa probabilística de domicílios que investiga regularmente diversos aspectos da população brasileira, incluindo trabalho, educação, renda, entre outros.

Dessa forma, a análise dos efeitos da pandemia sobre as diferenças salariais de sexo é conduzida por meio do método de Decomposição de Oaxaca-Blinder. As variáveis selecionadas como endowments para compor a decomposição são apresentadas na Tabela 1:

Tabela 1 — Variáveis, Brasil, 2019 e 2023

Código	Descrição / Significado
Ano	Ano de referência da entrevista
Trimestre	Trimestre de referência da PNAD Contínua
lv403412	Log do rendimento bruto mensal do trabalho principal
V1022	Situação do domicílio (urbano/rural)
V2007	Sexo do morador
V2009	Idade
V2010	Cor ou raça
V3001	Sabe ler e escrever
V3002	Frequenta escola atualmente
V4012	Posição na ocupação
V4029	Tinha carteira assinada no trabalho principal
V4032	Contribuinte de previdência no trabalho principal
V4039	Horas habitualmente trabalhadas no trabalho principal
V4039C	Horas efetivamente trabalhadas no trabalho principal
DCor	Dummy para região / cor
DyCor	Dummy região/cor
DNod	Dummy Nordeste
DSud	Dummy Sudeste
DSudeste	Dummy Sudeste
DCO	Dummy Centro-Oeste
DCoe	Dummy Centro-Oeste
DSul	Dummy Sul
DyCF	Dummy Norte/Centro-Fluminense

Fonte: Elaboração Própria

2.2 Referencial Teórico

A teoria do capital humano, desenvolvida por Becker (1975), Mincer (1958), Schultz (1961), Solmon (1973a) e Solmon e Wachtel (1973b), postula que a capacidade de um indivíduo de gerar riqueza está diretamente associada às suas habilidades pessoais. Dessa forma, diferenças técnicas, como os níveis de escolaridade e a experiência profissional, geram variações na produtividade e na remuneração. Com o aumento dos anos de estudo, espera-se que o indivíduo aperfeiçoe suas competências, resultando em melhor desempenho na execução de tarefas. Essa teoria, porém, não é capaz de explicar casos em que, mesmo controladas as variáveis ligadas à produtividade, ainda se observa diferenciais de renda, como é o caso da disparidade de rendimentos entre homens e mulheres analisado neste estudo.

Para decompor e interpretar a diferença observada entre salários, a literatura recorre aos procedimentos clássicos de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), que distinguem o componente explicado por dotações de características do componente não explicado — comumente interpretado como indício de discriminação. A relevância e limitações dessa metodologia são tratadas em revisões teóricas, como Ospino *et al.* (2010), que apontam restrições interpretativas do componente residual, e em propostas metodológicas posteriores que procuram tornar essa interpretação mais robusta, notadamente Neumark (1988).

O estudo de Leite e Sobreira (2023) aplica a decomposição salarial de Oaxaca–Blinder ao longo dos quantis — 10º, 25º, 50º, 75º e 90º — incorporando avanços metodológicos de Machado e Mata (2005), Melly (2006) e Scorzafave e Menezes-Filho (2001). Esses procedimentos quantílicos evidenciam heterogeneidades ao longo da distribuição de rendimentos que a decomposição média não capta diretamente. Ainda assim, este trabalho opta por concentrar-se na média (rendimento médio), por razões analíticas: os resultados médios são mais intuitivos para interpretação agregada; a divisão clássica entre efeitos de dotação e efeitos de coeficientes segue um padrão consagrado na literatura; e a decomposição média é mais direta, dispensando pressupostos mais exigentes sobre a distribuição condicional dos erros, frequentemente associados à regressão quantílica. Essa escolha não ignora a importância dos estudos quantílicos, mas explicita uma coerência entre objetivos — análise agregada do impacto da pandemia — e método.

Ademais, o presente estudo incorpora os avanços introduzidos por Neumark (1988), que propõe uma alternativa à decomposição tradicional ao argumentar que o uso exclusivo dos coeficientes do grupo privilegiado ou do grupo preterido para estimar a “estrutura salarial não discriminatória” produz vieses sistemáticos. Como solução, Neumark sugere a estimação

agrupada (*pooled*), a qual combina informações de ambos os grupos e gera um vetor de coeficientes mais neutro e teoricamente consistente. Em suas palavras:

Por fim, é simples demonstrar que, a menos que pesos amostrais estejam sendo utilizados, obtêm-se estimativas idênticas dos coeficientes ao usar os salários logarítmicos reais dos indivíduos em vez dos valores ajustados das regressões separadas, de modo que a estrutura salarial sem discriminação é simplesmente o conjunto de coeficientes da regressão agrupada. Assim, dada a forma assumida da função de utilidade, o modelo gera uma estrutura salarial sem discriminação alternativa e de fácil estimação para ser usada na mensuração da discriminação salarial (NEUMARK, 1988, p. 289).

No conjunto de estudos sobre o *gap* de rendimentos por sexo, consolidou-se a compreensão de que, embora as mulheres tenham ampliado — e em alguns casos superado — os homens em atributos técnicos como escolaridade (Aguiar e Vaz, 2016; Santos *et al.*, 2020), as disparidades salariais persistem, mesmo que atenuadas ao longo das últimas décadas. Leão *et al.* (2020) dimensionam esse *gap* no mercado de trabalho brasileiro e relatam resultados ilustrativos sobre a parcela explicada e não explicada da diferença salarial. Como apresentam os autores:

Foi constatado que o salário que remunera o trabalho das mulheres é em média 15,8% mais baixo que o salário dos trabalhadores masculinos e dado que a produtividade do primeiro grupo é 4,5% mais elevada, quando se considera os log-salários, a discriminação permanece, portanto, em 20,4%. Quando se considera os valores dos salários, a diferença permaneceu ainda elevada com uma diferença média de 17,18%, diferença não explicada em 22,60%, e diferença explicada de 5,42% devida a produtividade mais elevada do trabalho feminino (Leão *et al.*, 2020, p. 260).

A literatura recente sobre a pandemia de COVID-19 reforça a ideia de que o choque foi assimétrico e potencializou vulnerabilidades preexistentes. Barbosa *et al.* (2020) mostram que grupos já vulneráveis — especialmente mulheres, pessoas não brancas, jovens e trabalhadores menos escolarizados — foram desproporcionalmente afetados, devido à forte concentração em ocupações presenciais e com baixa possibilidade de teletrabalho. Essa constatação articula-se com Mattei e Heinen (2020), que destacam o fato de a crise sanitária ter incidido sobre mercados de trabalho ainda fragilizados após a recessão de 2015–2017, agravando desemprego, desalento e subocupação.

Corseuil *et al.* (2020) indicam que a redução observada na força de trabalho durante os primeiros meses da pandemia decorreu de uma saída expressiva de indivíduos da atividade, o que alterou a mensuração usual dos indicadores de participação e emprego. Segundo os autores,

esse movimento apresentou forte seletividade, com maior incidência entre jovens, trabalhadores inseridos em ocupações presenciais e segmentos caracterizados por vínculos informais.

Evidências externas são consistentes com esse padrão. Komatsuzaki *et al.* (2020), ao analisarem países da América Latina e Caribe, identificam impactos desproporcionais entre trabalhadores com menor escolaridade, mulheres e ocupações de baixa qualificação, enquanto Khamis *et al.* (2020), utilizando *High-Frequency Phone Surveys* em 39 países em desenvolvimento, documentam interrupções de trabalho, perdas de renda e maior incidência de afastamentos nos setores industrial e de serviços, com variações significativas entre regiões. Esses resultados convergem ao apontar que os efeitos iniciais da pandemia apresentaram heterogeneidade setorial e demográfica em contextos de elevada informalidade.

Em uma perspectiva estrutural que ajuda a interpretar o componente não explicado da decomposição, Blanchflower e Oswald (1989) demonstram que mercados locais fragilizados costumam apresentar salários mais baixos, refletindo menor poder de barganha dos trabalhadores. Essa contribuição, embora focalize desemprego, é aqui citada porque possibilita entender como condições locais de mercado e choques de demanda podem alterar a estrutura salarial de modo a gerar diferenças não atribuíveis às dotações de capital humano. Em outras palavras, contribuições sobre desemprego e mercados locais ajudam a interpretar teoricamente o componente residual da decomposição: estereótipos, segmentação produtiva e fragilidade do mercado podem reduzir salários de grupos específicos independentemente de suas características observáveis.

Trabalhos desenvolvidos no contexto da pandemia, como Couch, Fairlie e Xu (2022), mostram que choques associados ao fechamento de escolas e à reorganização das jornadas domiciliares produziram reduções diferenciadas na participação e nos rendimentos das mulheres, especialmente entre aquelas com responsabilidades de cuidado, evidenciando um componente específico relacionado à maternidade. Estudos brasileiros recentes — como Santos *et al.* (2022) e Rodrigues *et al.* (2024) — descrevem efeitos assimétricos da crise sanitária sobre a inserção feminina no mercado de trabalho, destacando alterações na composição ocupacional, maior exposição a vínculos informais e diferenças na recomposição pós-choque.

De forma complementar, evidências de períodos anteriores à pandemia, como as apresentadas por Rodrigues *et al.* (2021) para 2012–2019 e por Blau e Kahn (2016) para 1980–2010, indicam que a evolução da desigualdade salarial de gênero envolve mudanças na estrutura dos retornos a características observáveis, como educação, experiência e localização geográfica, além de uma parcela não explicada persistente, associada a fatores como

diferenciais ocupacionais e setoriais, padrões de permanência no emprego e outros mecanismos não capturados pelas variáveis de capital humano.

Parte da literatura busca explicar a persistência das diferenças salariais apesar dos ganhos educacionais femininos por meio de argumentos sobre segregação ocupacional, estereótipos de sexo e provisão de cuidados. Hermeto (1998) sintetiza esse argumento ao afirmar:

Uma explicação teórica frequentemente apontada pelos estudos para a persistência da segregação ocupacional por sexo é a existência de estereótipos de sexo das ocupações, ou seja, ocupações típicas de cada sexo. A noção de adequação das ocupações e funções a cada sexo é ditada sobretudo por crenças culturais sobre o sexo e o trabalho, nas quais se incluem os estereótipos de sexo; ou supostos sobre os indivíduos baseados em seu sexo. De acordo com os estereótipos de sexo, as mulheres e os homens seriam naturalmente adequados para diferentes tarefas. Tais estereótipos de sexo, juntamente com estereótipos sobre as características requeridas pelas ocupações, levam as ocupações a serem rotuladas como masculinas ou femininas, contribuindo para a persistência da segregação ocupacional por sexo e para as outras formas diversas de desigualdade de sexo no trabalho (Hermeto, 1998, p. 10).

Complementarmente, Almeida *et al.* (2021) abordam a dimensão da provisão de cuidados e seu papel na reprodução das desigualdades:

As famílias com maior renda têm a possibilidade de contratar trabalhadores ou serviços para a realização de grande parte das tarefas domésticas e de cuidado que, em sua maioria, são realizados por mulheres. A estas, entretanto, as opções são reduzidas: ou terceirizam informalmente (deixando os filhos com conhecidos ou com familiares, por exemplo, enquanto se dedicam à atividade remunerada) ou precisam contar com políticas públicas (creches, asilos, hospitais, restaurantes populares, entre outros) Na contramão desse processo, as últimas décadas têm sido marcadas pela minimização da provisão do Estado, com redução da assistência social e a privatização de muitos serviços públicos que, embora tragam a justificativa de que a eficiência condicione a possibilidade de crescimento econômico, eximem-se de que isso pode não ser neutro ao sexo (Almeida *et al.*, 2021, p. 12).

Leão *et al.* (2023) ressaltam que, em países em desenvolvimento, a discriminação tende a ser mais prevalente quando empregadores inferem potencial produtivo a partir de médias de grupo, e Arbache (2000) recorda que a filiação industrial e segmentação do mercado influenciam a formação salarial:

É como se o mercado de trabalho fosse composto por segmentos, nos quais os salários são formados como resultado de variáveis de desempenho, mas também de fatores associados à estrutura e características da indústria à que se está filiado e demais características daquele segmento do mercado de trabalho (ARBACHE, 2000, p.160).

Tomadas em conjunto, essas contribuições não substituem a decomposição — que é o instrumento empírico adotado neste trabalho —, mas explicam mecanismos que podem dar origem ao componente não explicado nas estimativas. Em particular, argumentos sobre estereótipos ocupacionais, provisão de cuidados, segmentação setorial e fragilidade dos mercados locais oferecem explicações plausíveis para rendimentos menores de grupos específicos mesmo quando suas características observáveis são semelhantes às de outros grupos.

Por fim, sintetiza-se que este referencial parte da teoria do capital humano para justificar a inclusão de variáveis produtivas na decomposição e segue a tradição metodológica de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) para mensurar a diferença média de rendimentos; incorpora ainda aprimoramentos metodológicos discutidos por Ospino *et al.* (2010) e alternativas de construção do contrafactual propostas por Neumark (1988).

Estudos empíricos nacionais e internacionais ajudam a interpretar os mecanismos subjacentes às desigualdades salariais: análises sobre segregação ocupacional (Hermeto, 1998), estimativas das parcelas explicadas e não explicadas por gênero e raça (Leão *et al.*, 2020; Leão *et al.*, 2023) e avaliações das fontes setoriais e institucionais relacionadas à perda de renda e à inativação durante a pandemia (Barbosa *et al.*, 2020; Corseuil *et al.*, 2020; Mattei e Heinen, 2020; Komatsuzaki *et al.*, 2020; Khamis *et al.*, 2020).

Evidências adicionais destacam os efeitos das heterogeneidades regionais e setoriais (Aguiar e Vaz, 2016; Santos *et al.*, 2020), bem como as contribuições que abordam a dinâmica institucional e o funcionamento do mercado de trabalho (Almeida *et al.*, 2021; Arbache, 2000; Rodrigues *et al.*, 2024).

Em conjunto, essas abordagens explicam por que desigualdades estruturais podem ter intensificado as disparidades de rendimentos por sexo no Brasil durante a pandemia (Leite e Sobreira, 2023; Leão *et al.*, 2020; Aguiar e Vaz, 2016; Santos *et al.*, 2020; Barbosa *et al.*, 2020; Mattei e Heinen, 2020; Corseuil *et al.*, 2020; Komatsuzaki *et al.*, 2020; Khamis *et al.*, 2020; Couch, Fairlie e Xu, 2022; Santos *et al.*, 2022; Rodrigues *et al.*, 2024; Hermeto, 1998; Almeida *et al.*, 2021; Arbache, 2000; Leão *et al.*, 2023).

Autores que não integram diretamente a estratégia empírica — como Blanchflower e Oswald (1989), sobre emprego e desemprego — são citados porque suas explicações sobre mercados locais fragilizados e menor poder de barganha ajudam a compreender teoricamente o componente não explicado da decomposição salarial.

2.3 Referencial Empírico

O método de decomposição salarial de Oaxaca-Blinder é empregado para investigar desigualdades de remuneração. Trata-se de um procedimento que avalia como fatores observáveis — como escolaridade — e características não relacionadas à produtividade — como sexo — influenciam a formação dos salários.

Assim, a diferença entre a remuneração de homens e mulheres é interpretada como um “prêmio salarial da discriminação” ou “custo da discriminação”, pois expressa o montante associado às preferências demográficas do empregador (Leão *et al.*, 2020). Portanto, adotou-se a estimação de equações mincerianas de salários, incorporando variáveis associadas aos componentes de formação do capital humano e a possíveis mecanismos de discriminação por sexo.

Além disso, parte importante da metodologia consiste em realizar duas estimativas utilizando os microdados da PNAD Contínua: uma referente ao ano de 2019 e outra relativa ao ano de 2023. Essa comparação entre períodos permite verificar se os diferenciais salariais entre homens e mulheres no Brasil se alteraram ao longo do período.

Suponha que Y denote o rendimento do trabalho de dois grupos de trabalhadores, A e B — por exemplo, trabalhadores de cor branca (A) em comparação a trabalhadores de cor preta, (B). Seja X um vetor de características observáveis que representam o capital humano, como nível de escolaridade, experiência, horas trabalhadas, setor de atividade, presença de filhos menores de 14 anos, condição de migração, entre outras variáveis relevantes. Assim, a diferença entre os salários médios pode ser representada da seguinte forma:

$$W = \left(\frac{y_A}{x_A} \right) - E \left(\frac{y_B}{x_B} \right) \quad (1)$$

Em que $E \left(\frac{y_A}{x_A} \right)$ e $E \left(\frac{y_B}{x_B} \right)$ correspondem às médias condicionais dos rendimentos dos dois grupos de trabalhadores analisados. Dessa forma, parte-se do seguinte modelo linear:

$$E \left(\frac{y_{it}}{x_{it}} \right) = E(X_{it})\beta_{it} + E(\varepsilon_{it}) \quad \text{com } \tau = A, B \quad \text{e } i = 1 \dots \dots n \quad (2)$$

X corresponde a um vetor de variáveis explicativas, β_{it} indica parâmetros a serem estimados, ε_{it} representa o termo de erro, assumido como independente e identicamente

distribuído, com distribuição normal de média zero e variância constante — o que implica que $E(\varepsilon_{it}) = 0$. Assim, considerando que a esperança do erro é nula, a equação (1) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$W = E(X_{iA})\hat{\beta}_{iA} - E(X_{iB})\hat{\beta}_{iB} \quad (3)$$

O próximo passo, conforme sugerido por Leão *et al.* (2020), envolve rearranjar a equação (3) para permitir a decomposição dos salários em três componentes. Segundo os autores:

A primeira é devida à diferença de produtividade relacionada às dotações dos trabalhadores, a segunda refere-se às diferenças atribuídas à discriminação e a terceira decorre da interação entre características produtivas e discriminação, conforme o procedimento proposto por Winsborough e Dickinson (1971), Jones e Kelley (1984) e Daymont e Andrisani (1984) (*apud* Leão *et al.*, 2020, p. 251).

$$W = [E(X_{iA}) - E(X_{iB})]\beta_{iB} + E(X_{iB})(\beta_{iA} - \beta_{iB}) + [E(X_{iA}) - E(X_{iB})](\beta_{iA} - \beta_{iB}) \quad (4)$$

Dessa forma, o termo $[E(X_{iA}) - E(X_{iB})]\beta_{iB}$ corresponde ao componente associado às diferenças nas características produtivas entre os grupos. O segundo termo $E(X_{iB})(\beta_{iA} - \beta_{iB})$ reflete as diferenças nos coeficientes, representando assim a parcela não explicada da desigualdade salarial. Já o terceiro componente, $[E(X_{iA}) - E(X_{iB})](\beta_{iA} - \beta_{iB})$, capta o efeito de interação entre as características produtivas e a discriminação.

O primeiro termo, $[E(X_{iA}) - E(X_{iB})]\beta_{iB}$, revela que o grupo B é tomado como categoria de referência. Assim, a diferença entre as médias dos preditores dos dois grupos é ponderada pelos coeficientes estimados para o grupo B, permitindo identificar a parcela da desigualdade salarial atribuída às distinções nas características observáveis entre eles.

O segundo termo da decomposição representa a média salarial do grupo B ponderada pela diferença entre os coeficientes estimados para os dois grupos.

Por fim, o terceiro componente corresponde à diferença entre os salários esperados de A e B, ponderada pela diferença nos coeficientes. Esse último termo capta os efeitos de interação entre distinções nas características produtivas e fatores não produtivos, refletindo como os valores dos preditores do grupo A se relacionam com os do grupo B.

A suposição de que um dos grupos deve ser tomado como referência para fins de discriminação é apenas hipotética. Uma alternativa mais formal consiste em admitir a existência

de um vetor de coeficientes β_K associado à hipótese de ausência de discriminação contra qualquer grupo em particular, conforme apresentado na equação (5):

$$W = [E(X_{iA}) - E(X_{iB})]\beta_K + [E(X_{iB})(\beta_{iA} - \beta_K) + E(X_{iA})(\beta_K - \beta_{iB})] \quad (5)$$

Neste caso, $[E(X_{iA}) - E(X_{iB})]\beta_K$ representa a parcela da diferença salarial atribuída exclusivamente às distintas características produtivas entre os grupos. Já o segundo componente — $[E(X_{iB})(\beta_{iA} - \beta_K) + E(X_{iA})(\beta_K - \beta_{iB})]$ — corresponde à parte das diferenças de remuneração que não pode ser explicada por atributos ligados à produtividade. Embora seja convencionalmente associada à discriminação, essa parcela também incorpora quaisquer outros fatores não contemplados explicitamente nos regressores do modelo.

Do ponto de vista operacional, a equação (5) não pode ser aplicada diretamente, pois β_K não é observável e, portanto, precisa ser estimado por meio de regressão. Considerando $\hat{\beta}_A$ e $\hat{\beta}_B$ como as estimativas por mínimos quadrados ordinários de β_A e β_B pode ser reexpressa da seguinte maneira:

$$\hat{W} = (\bar{Y}_A - \bar{Y}_B) = [(\bar{X}_A - \bar{X}_B)\hat{\beta}_B + \bar{X}_B(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + [\bar{X}_A - \bar{X}_B](\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)] \quad (6)$$

Para contornar a ausência de uma categoria claramente definida como referência no processo de discriminação, Neumark (1988) sugere empregar os coeficientes obtidos a partir de uma regressão agrupada — realizada com os dados combinados dos dois grupos analisados — como estimativa apropriada para β_K . Essa abordagem permite construir uma estrutura salarial hipotética na qual não haveria discriminação entre as categorias que estão sendo analisadas.

Conforme trabalhado por Oaxaca e Ransom (1994), a equação (4) assim pode ser escrita da forma mostrada na equação (7):

$$W = [E(X_{iA}) - E(X_{iB})][(\Omega)\beta_{iB} + (I - \Omega)\beta_{iA}] + [(I - \Omega)E(X_{iB}) + (\Omega)E(X_{iA})](\beta_{iA} - \beta_{iB}) \quad (7)$$

Em que Ω corresponde a uma matriz de pesos relativos, calculada a partir dos coeficientes estimados para o grupo A, e I representa a matriz identidade.

CAPÍTULO 3

3.1 Análise dos Resultados

A Tabela 2 sumariza o modelo de regressão estimado para o Grupo 1 (população masculina). O modelo foi estimado com uma amostra de 56.395 observações e inclui 13 graus de liberdade no numerador. O teste F global, com um valor de 398.14 e valor-p de 0.000, indica que o modelo como um todo é estatisticamente significativo.

O R^2 de 0.0841 sugere que aproximadamente 8.4% da variabilidade da variável dependente é explicada pelas variáveis independentes incluídas no modelo, um valor usualmente tomado como baixo, mas comum em modelos com dados individuais de grande corte transversal. O R^2 ajustado, muito próximo do R^2 , confirma que a inclusão das variáveis é justificada. O Root MSE (Raiz do Erro Quadrático Médio) de 0.59921 representa o desvio padrão dos resíduos, servindo como uma medida do erro de previsão do modelo.

Tabela 2 – Modelo do grupo 1, sexo masculino, Brasil, 2019

Medida	Valor
Nº de observações	56.395
F(13, 56381)	398.14
Prob > F	0.000
R^2	0.0841
R^2 ajustado	0.0839
Root MSE	0.59921

Fonte: Dados da pesquisa.

A Tabela 3 detalha os coeficientes estimados para cada variável preditora no modelo masculino. A maioria dos coeficientes é estatisticamente significativa ao nível de 1% (valor-p = 0.000), com exceção da variável DCO (dummy para Centro-Oeste), que apresenta um valor-p de 0.239, indicando que não há evidências suficientes para afirmar que seu efeito é diferente de zero na população.

Os coeficientes positivos para variáveis como V1022 (situação do domicílio: urbano/rural), V2009 (idade do morador), V3001 (sabe ler e escrever) e DCor (cor/raça) sugerem uma relação positiva com a variável dependente. Por outro lado, coeficientes negativos para V4039C (horas efetivamente trabalhadas por semana no trabalho principal), DNod (dummy Nordeste), DSud (dummy Sudeste) e DSul (dummy Sul) indicam uma relação inversa.

A constante (cons) de 6.4554 representa o valor esperado da variável dependente quando todas as outras variáveis são zero.

Tabela 3 – Coeficientes do modelo do grupo 1, sexo masculino, Brasil, 2019

Variável	Coef.	EP	t	p> t	IC 95%
V1022	0,1916	0,0085	22,46	0	[0.1749 ; 0.2083]
V2010	0,0109	0,0046	2,38	0,017	[0.0019 ; 0.0199]
V2009	0,0074	0,00022	33,01	0	[0.0070 ; 0.0078]
V3001	0,3746	0,0393	9,54	0	[0.2976 ; 0.4516]
V3002	0,0536	0,0087	6,13	0	[0.0365 ; 0.0708]
V4012	0,0532	0,0019	27,41	0	[0.0494 ; 0.0570]
V4039	0,0074	0,00037	19,79	0	[0.0067 ; 0.0081]
V4039C	-0,0062	0,00026	-23,33	0	[-0.0067 ; -0.0056]
DCor	0,2355	0,0132	17,9	0	[0.2097 ; 0.2613]
DNod	-0,0834	0,01	-8,32	0	[-0.1031 ; -0.0638]
DSud	-0,0651	0,0093	-6,96	0	[-0.0834 ; -0.0468]
DCO	0,0127	0,0108	1,18	0,239	[-0.0084 ; 0.0338]
DSul	-0,1048	0,01	-10,42	0	[-0.1244 ; -0.0851]
_cons	6,4554	0,0471	137,04	0	[6.3630 ; 6.5477]

Fonte: Dados da pesquisa.

A Tabela 4 apresenta o modelo de regressão para o Grupo 2 (população feminina). Com uma amostra ainda maior (87.521 observações), o modelo também é altamente significativo ($F = 805.39$, $p = 0.000$). O poder explicativo do modelo, dado pelo R^2 de 0.1069, é ligeiramente superior ao do modelo masculino, indicando que as variáveis independentes explicam cerca de 10.7% da variância da variável dependente para as mulheres. O *Root MSE* de 0.61983 é ligeiramente maior que o do modelo masculino, sugerindo um erro de previsão médio superior para este grupo.

Tabela 4 – Modelo do grupo 2, sexo feminino, Brasil, 2019

Medida	Valor
Nº de observações	87.521
F(13, 56381)	805.39
Prob > F	0.000
R^2	0.1069
R^2 ajustado	0.1067
Root MSE	0.61983

Fonte: Dados da pesquisa.

A Tabela 5 mostra os coeficientes para o modelo feminino. De forma semelhante ao modelo masculino, a grande maioria das variáveis é significativa. Notam-se diferenças importantes na magnitude e, em um caso (V4012 – posição na ocupação), no sinal do coeficiente em comparação com o modelo masculino. Enquanto para os homens V4012 (posição na ocupação) apresentava um efeito positivo, para as mulheres o efeito é negativo e significativo.

Além disso, variáveis *dummy* regionais como DSud (*dummy* Sudeste), DCO (*dummy* Centro-Oeste) e DSul (*dummy* Sul), que eram negativas e significativas ou não significativas para os homens, são positivas e significativas (ou marginalmente não significativa, no caso de DSud, com $p = 0.055$) para as mulheres, indicando que o efeito da região geográfica sobre a variável dependente difere substancialmente entre os sexos.

Tabela 5 – Coeficientes do modelo do grupo 2, sexo feminino, Brasil, 2019

Variável	Coef.	EP	t	p> t	IC 95%
V1022	0,221	0,0055	39,97	0	[0.2101 ; 0.2318]
V2010	0,0095	0,0036	2,63	0,009	[0.0024 ; 0.0167]
V2009	0,0106	0,00017	61,18	0	[0.0103 ; 0.0110]
V3001	0,3836	0,0153	24,99	0	[0.3535 ; 0.4136]
V3002	0,1143	0,0087	13,19	0	[0.0973 ; 0.1313]
V4012	-0,0318	0,0016	-19,75	0	[-0.0350 ; -0.0287]
V4039	0,0059	0,00033	17,88	0	[0.0053 ; 0.0066]
V4039C	-0,0037	0,00025	-14,97	0	[-0.0042 ; -0.0032]
DCor	0,2358	0,0105	22,37	0	[0.2152 ; 0.2565]
DNod	-0,0843	0,0079	-10,6	0	[-0.0998 ; -0.0687]
DSud	0,0143	0,0074	1,92	0,055	[-0.0003 ; 0.0288]
DCO	0,1058	0,0085	12,4	0	[0.0891 ; 0.1226]
DSul	0,0243	0,0081	3,02	0,003	[0.0085 ; 0.0401]
_cons	6,6055	0,0253	260,73	0	[6.5558 ; 6.6551]

Fonte: Dados da pesquisa.

A Tabela 6 apresenta os resultados da comparação direta entre os dois grupos, permitindo avaliar de forma clara a existência de diferenças sistemáticas entre eles. A predição média para o Grupo 1 é de 76.490, enquanto o Grupo 2 apresenta uma predição ligeiramente superior, de 77.223. A diferença estimada entre os grupos é de -0.07325, e essa discrepância é estatisticamente significativa (valor-p = 0.000), indicando que a probabilidade de tal resultado ocorrer ao acaso é extremamente baixa.

Além disso, o intervalo de confiança de 95% para essa diferença — que varia de -0.0800 a -0.0665 — não inclui o valor zero, o que reforça a conclusão de que existe uma disparidade

real entre os grupos. Em particular, o resultado aponta para uma desvantagem do Grupo 1 em relação ao Grupo 2 na variável analisada.

Tabela 6 — Diferença total entre os modelos dos grupos 1 e 2, 2019

Item	Valor	EP	z	p	IC 95%
Predição grupo 1	76.490	0.0026	—	—	[7.6438 ; 7.6541]
Predição grupo 2	77.223	0.0022	—	—	[7.7179 ; 7.7266]
Diferença	-0.07325	0.00344	-21.26	0.000	[-0.0800 ; -0.0665]

Fonte: Dados da pesquisa.

A Tabela 7 apresenta a decomposição de Oaxaca-Blinder na versão pooled, com erros-padrão robustos. O componente explicado é positivo (0.02799), indicando que diferenças nas características observáveis dos grupos favorecem o grupo com maior predição. Esse componente é estatisticamente significativo, como mostra o $z = 22.05$.

Por outro lado, o componente não explicado é negativo (-0.10124) e também altamente significativo. Esse termo representa diferenças nos coeficientes (retornos, discriminação ou fatores não observados) e sugere que, mesmo controlando pelas características, os grupos recebem “tratamento” distinto no resultado previsto.

O fato de o componente não explicado ser maior em magnitude e negativo sugere que a maior parte da diferença total se explica por fatores não observáveis ou associados à estrutura dos coeficientes, e não pelas diferenças nas características.

Tabela 7 — Decomposição de Oaxaca, versão pooled, erros-padrão robustos, 2019

Componente	Valor	EP	z	p	IC 95%
Explicado	0.02799	0.00127	22.05	0.000	[0.0255 ; 0.0305]
Não explicado	-0.10124	0.00341	-29.68	0.000	[-0.1079 ; -0.0945]

Fonte: Dados da pesquisa.

As Tabelas 8, 9 e 10 apresentam a decomposição de Oaxaca-Blinder, que desagrega a diferença total entre os grupos em três componentes. O componente "*Endowments*" (ou parte explicada), de 0.03733, é positivo e significativo, indicando que parte da diferença (cerca de 0.037) se deve ao fato de os grupos possuírem características observáveis diferentes (ex.: níveis médios de escolaridade, experiência).

O componente "*Coefficients*" (ou parte não explicada), de -0.08161, é negativo, maior em magnitude e significativo. Isto sugere que a maior parte da diferença desfavorável ao Grupo

1 advém de retornos diferenciados às mesmas características, frequentemente associado a discriminação ou a fatores não observados.

O componente "*Interaction*" (-0.02897) captura o efeito da simultaneidade de diferenças em características e retornos. Na versão exponenciada ($\exp(b)$), a diferença total de 0.92937 indica que a predição para o Grupo 1 é cerca de 93% da predição do Grupo 2. A decomposição proporcional mostra que as diferenças nas características (Explicado) aumentariam a diferença em favor do Grupo 1 em cerca de 2.8% (1.02838), mas este efeito é mais do que compensado pelo componente não explicado (0.90372), que reduz a razão em cerca de 9.6%.

Tabela 8 — Decomposição, Brasil, 2019

Componente	Valor	EP	z	p	IC 95%
<i>Endowments</i> (Explicado)	0.03733	0.00155	24.11	0.000	[0.0343 ; 0.0404]
<i>Coefficients</i> (Não explicado)	-0.08161	0.00365	-22.34	0.000	[-0.0888 ; -0.0745]
<i>Interaction</i>	-0.02897	0.00202	-14.33	0.000	[-0.0329 ; -0.0250]

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 9 — Resultados estimados na forma exponenciada ($eform = \exp(b)$), 2019

Componente	$\exp(b)$	EP	z	p	IC 95%
Predição grupo 1	2.098.577	5.53	—	—	[2087.8 ; 2109.4]
Predição grupo 2	2.258.064	5.01	—	—	[2248.3 ; 2267.9]
Diferença	0.92937	0.00320	-21.27	0.000	[0.9231 ; 0.9357]

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 10 — Decomposição proporcional, Brasil, 2019

Componente	$\exp(b)$	EP	z	p	IC 95%
Explicado	102.838	0.00131	22.05	0.000	[1.0258 ; 1.0309]
Não explicado	0.90372	0.00308	-29.68	0.000	[0.8977 ; 0.9098]

Fonte: Dados da pesquisa.

O modelo para o grupo masculino em 2023 mostra uma evolução significativa em relação a 2019. Enquanto em 2019 a amostra era de 56.395 observações, em 2023 reduz-se para 26.334, indicando uma possível mudança no escopo da análise. O teste F mantém alta significância estatística, passando de 398.14 para 424.85. O poder explicativo do modelo apresenta melhora substancial, com o R^2 aumentando de 0.0841 para 0.1734, indicando que as variáveis independentes explicam aproximadamente 17.3% da variância da variável dependente em 2023, comparado aos 8.4% de 2019. O Root MSE também apresenta melhora, reduzindo de 0.59921 para 0.56154, sugerindo menor erro de previsão no período mais recente.

Tabela 11 – Modelo do grupo 1, sexo masculino, Brasil, 2023

Medida	Valor
Nº de observações	26.334
F(13, 56381)	424.85
Prob > F	0.000
R ²	0.1734
R ² ajustado	0.1730
Root MSE	0.56154

Fonte: Dados da pesquisa.

A análise dos coeficientes em 2023 revela padrões diferenciados em comparação com 2019. A variável V1022 mantém significância estatística, porém com coeficiente ligeiramente inferior (0.1896 em 2023 versus 0.1916 em 2019). A variável V2009 apresenta redução substancial no coeficiente, de 0.0074 para 0.00209. Já V3001 mostra coeficiente menor em 2023 (0.2316) comparado a 2019 (0.3746). Nota-se que em 2023 algumas variáveis como V3002 e V4039C perderam significância estatística, ao contrário de 2019 onde praticamente todas as variáveis eram significativas. As variáveis regionais também apresentam comportamentos distintos, com mudanças nos sinais e magnitudes dos coeficientes.

Tabela 12 – Coeficientes do modelo do grupo 1, sexo masculino, Brasil, 2023

Variável	Coef.	Erro padrão	t	p> t 	IC 95%
V1022	0,1896	0,0096	19,72	0	[0.1708 ; 0.2084]
V2009	0,00209	0,00029	7,31	0	[0.00153 ; 0.00265]
V3001	0,2316	0,0414	5,59	0	[0.1505 ; 0.3128]
V3002	0,0154	0,0118	1,3	0,192	[-0.0078 ; 0.0386]
V4032	0,3286	0,007	46,68	0	[0.3148 ; 0.3424]
V4039	0,00501	0,00064	7,86	0	[0.00376 ; 0.00626]
V4039C	0,000964	0,000571	1,69	0,091	[-0.00015 ; 0.00208]
DyCor	0,2159	0,00754	28,62	0	[0.2011 ; 0.2306]
DyCF	-0,0881	0,02146	-4,11	0	[-0.1302 ; -0.0460]
DNod	-0,0669	0,0121	-5,52	0	[-0.0907 ; -0.0432]
DSudeste	0,0402	0,0118	3,41	0,001	[0.0171 ; 0.0633]
DCoe	0,1041	0,0139	7,47	0	[0.0768 ; 0.1314]
DSul	0,0633	0,013	4,86	0	[0.0377 ; 0.0888]
_cons	6,7965	0,0463	146,91	0	[6.7058 ; 6.8872]

Fonte: Dados da pesquisa.

O modelo feminino estimado para 2023 apresenta alterações quantitativas relevantes em comparação ao de 2019. A amostra sofreu redução de 87.521 para 45.430 observações. Apesar

da diminuição do tamanho amostral, observa-se um aumento substancial no valor do teste F, que passou de 805.39 para 947.98, sugerindo maior significância conjunta dos coeficientes e indicando que o conjunto de variáveis explicativas apresenta, em 2023, maior capacidade de rejeitar a hipótese nula de que todos os parâmetros são simultaneamente iguais a zero.

O coeficiente de determinação (R^2) também registrou elevação expressiva, avançando de 0.1069 para 0.2134. Esse aumento indica que a proporção da variabilidade da variável dependente explicada pelo modelo praticamente dobrou no período, sinalizando maior capacidade de captura das relações sistemáticas entre as variáveis incluídas.

Adicionalmente, o Root MSE apresentou leve redução, de 0.61983 para 0.58168, apontando para uma melhora no ajuste global do modelo, uma vez que os resíduos médios se tornaram, em magnitude, ligeiramente menores. Em conjunto, esses indicadores sugerem que o modelo estimado para as mulheres em 2023 apresenta desempenho estatístico superior ao de 2019, refletindo aprimoramentos na capacidade preditiva e no grau de aderência dos dados às especificações utilizadas.

Tabela 13 – Modelo do grupo 2, sexo feminino, Brasil, 2023

Medida	Valor
Nº de observações	45.430
F(13, 56381)	947.98
Prob > F	0.000
R^2	0.2134
R^2 ajustado	0.2132
Root MSE	0.58168

Fonte: Dados da pesquisa.

Os coeficientes do modelo feminino em 2023 mostram mudanças em relação aos resultados de 2019. A variável V1022 (situação do domicílio: urbano/rural) apresenta um coeficiente ligeiramente menor em 2023 (0.1956) quando comparado ao de 2019 (0.221), sugerindo uma redução na influência da localização do domicílio sobre a variável dependente. Já V2009 (idade do morador) mostra um aumento no coeficiente, passando de 0.0106 para 0.00540, indicando uma alteração na forma como a idade contribui para o resultado do modelo.

No que se refere às variáveis regionais, observam-se mudanças nos sinais e nas magnitudes dos coeficientes entre 2019 e 2023, especialmente nas dummies DSud (*dummy* Sudeste), DCO (*dummy* Centro-Oeste) e DSul (*dummy* Sul), que exibiram alterações significativas em seus efeitos, indicando transformações relevantes na influência da localização geográfica sobre os resultados do modelo ao longo do tempo.

Tabela 14 — Coeficientes do modelo do grupo 2, sexo feminino, Brasil, 2023

Variável	Coef.	Erro padrão	t	p> t	IC 95%
V1022	0.1956	0.00635	30.80	0.000	[0.1831 ; 0.2080]
V2009	0.00540	0.000204	26.46	0.000	[0.0050 ; 0.00580]
V3001	0.2193	0.01637	13.39	0.000	[0.1872 ; 0.2513]
V3002	0.0477	0.0130	3.66	0.000	[0.0222 ; 0.0732]
V4032	0.3628	0.00583	62.22	0.000	[0.3514 ; 0.3742]
V4039	0.00408	0.000499	8.18	0.000	[0.00310 ; 0.00506]
V4039C	0.00170	0.000441	3.86	0.000	[0.00084 ; 0.00257]
DyCor	0.17297	0.00604	28.66	0.000	[0.1611 ; 0.1848]
DyCF	-0.0973	0.01607	-6.05	0.000	[-0.1287 ; -0.0658]
DNod	-0.1067	0.00918	-11.63	0.000	[-0.1247 ; -0.0887]
DSudeste	0.04599	0.00899	5.11	0.000	[0.0284 ; 0.0636]
DCoe	0.1634	0.01076	15.19	0.000	[0.1423 ; 0.1845]
DSul	0.09581	0.01009	9.50	0.000	[0.07603 ; 0.11559]
_cons	67.989	0.0231	294.95	0.000	[6.7537 ; 6.8441]

Fonte: Dados da pesquisa.

A diferença total entre os grupos em 2023 aumentou em magnitude absoluta em comparação com 2019. Enquanto em 2019 a diferença era de -0.07325, em 2023 essa diferença cresceu para -0.09130, mantendo-se estatisticamente significativa. O aumento na diferença total sugere que a disparidade entre grupos se ampliou no período analisado, indicando possivelmente um agravamento das desigualdades entre os sexos.

Tabela 15 — Diferença total entre os modelos dos grupos 1 e 2, 2023

Item	Valor	EP	z	p	IC 95%
Predição grupo 1	77.873	0.003806	—	—	[7.7798 ; 7.7947]
Predição grupo 2	78.786	0.003077	—	—	[7.8725 ; 7.8846]
Diferença total	-0.09130	0.00489	-18.66	0.000	[-0.1009 ; -0.0817]

Fonte: Dados da pesquisa.

A Tabela 15 apresenta os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder na versão pooled com erros padrão robustos para 2023. Comparando com os resultados de 2019, observa-se que o componente explicado (*Endowments*) manteve-se em magnitude similar, passando de 0.03733 em 2019 para 0.03946 em 2023, ambos estatisticamente significativos.

No entanto, o componente não explicado (*Coefficients*) apresentou um aumento substancial em magnitude absoluta, de -0.08161 em 2019 para -0.13076 em 2023, indicando que a parcela da diferença atribuída a fatores não observáveis, potencialmente incluindo discriminação ou diferenças nos retornos às características, cresceu consideravelmente no

período. Ambos os componentes mantêm alta significância estatística ($p=0.000$), e os intervalos de confiança de 95% não incluem o zero, reforçando a robustez dos resultados.

Tabela 7 — Decomposição de Oaxaca, versão pooled, erros-padrão robustos, 2023

Componente	Valor	EP	z	p	IC 95%
Explicado	0.03946	0.00247	15.99	0.000	[0.03462 ; 0.04429]
Não explicado	-0.13076	0.00459	-28.48	0.000	[-0.13976 ; -0.12176]

Fonte: Dados da pesquisa.

A decomposição para 2023, apresentada nas tabelas 16, 17 e 18, revela mudanças na estrutura da disparidade entre os grupos comparado a 2019. O componente explicado (*Endowments*) aumentou ligeiramente de 0.03733 em 2019 para 0.03958 em 2023. No entanto, o componente não explicado (*Coefficients*) aumentou substancialmente, de -0.08161 para -0.13133, representando um crescimento significativo na parcela da diferença atribuída a fatores não observáveis.

Na versão exponenciada, a diferença total em termos de razão é de 0.91274 em 2023, mostrando uma disparidade maior que os 0.92937 observados em 2019. A decomposição proporcional confirma essa tendência, com o componente não explicado representando uma parcela maior da diferença total em 2023 comparado a 2019.

Tabela 17 — Decomposição, Brasil, 2023

Componente	Valor	EP	z	p	IC 95%
<i>Endowments</i> (Explicado)	0.03958	0.00269	14.73	0.000	[0.03431 ; 0.04485]
<i>Coefficients</i> (Não explicado)	-0.13133	0.00486	-27.03	0.000	[-0.14085 ; -0.12181]
<i>Interaction</i>	0.00044	0.00255	0.17	0.862	[-0.00456 ; 0.00544]

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 18 — Resultados estimados na forma exponenciada ($e^{\text{form}} = \exp(b)$), 2023

Componente	$\exp(b)$	EP	z	p	IC 95%
Predição grupo 1	2.409.697	9.169	—	—	[2391.79 ; 2427.74]
Predição grupo 2	2.640.068	8.123	—	—	[2624.20 ; 2656.04]
Diferença	0.91274	0.00447	-18.66	0.000	[0.90403 ; 0.92154]

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 19 — Decomposição proporcional, Brasil, 2023

Componente	$\exp(b)$	EP	z	p	IC 95%
Explicado	1.040.244	0.00257	15.99	0.000	[1.03523 ; 1.04529]
Não explicado	0.877429	0.00403	-28.48	0.000	[0.86957 ; 0.88536]

Fonte: Dados da pesquisa.

3.2 Conclusão e Considerações Finais

Este estudo aplicou a metodologia de decomposição salarial de Oaxaca-Blinder para analisar os diferenciais de rendimentos por sexo no mercado de trabalho brasileiro nos anos de 2019 e 2023, com base nos dados da PNAD Contínua do IBGE. A análise permitiu decompor as diferenças salariais médias entre homens e mulheres em dois componentes principais: a parcela explicada pelas diferenças de características produtivas (*endowments*) e a parcela não explicada por esses fatores.

Os resultados obtidos indicam a persistência de significativa diferenciação salarial entre homens e mulheres no período analisado. Em 2019, a diferença total de rendimentos foi de -7,33%, sendo que o componente não explicado representou -10,12% dessa diferença, enquanto o componente explicado por características produtivas foi de 3,75%. Em 2023, observou-se um aumento da diferença total para -9,13%, com o componente não explicado alcançando -13,08% e o componente explicado mantendo-se em patamar similar (3,95%).

A comparação entre os dois períodos revela que o aumento do diferencial salarial total foi predominantemente determinado pelo crescimento do componente não explicado. Este padrão sugere que fatores não relacionados às características produtivas mensuráveis tiveram influência crescente na determinação dos rendimentos no período pós-pandêmico.

A análise dos modelos de rendimentos estimados separadamente para cada sexo mostrou melhoria nos indicadores de qualidade do ajuste em 2023 para ambos os grupos, com elevação dos coeficientes de determinação e da significância estatística global. No entanto, mantiveram-se diferenças significativas na estrutura de retornos às características produtivas entre homens e mulheres, indicando a persistência de padrões diferenciados de remuneração por sexo.

Os achados deste estudo corroboram evidências anteriores da literatura especializada, como Leão *et al.* (2020). Os resultados aqui apresentados indicam que a magnitude desse componente permanece elevada e apresentou tendência de crescimento no período analisado.

A análise desenvolvida fornece elementos adicionais para o entendimento da dinâmica dos diferenciais salariais por sexo no mercado de trabalho brasileiro, particularmente no contexto do período pandêmico e pós-pandêmico. Os resultados obtidos representam uma contribuição para o mapeamento dessas disparidades e para a identificação de seus padrões evolutivos recentes.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGUIAR, I. R. S.; VAZ, D. V. 2016. Diferenciais de rendimento por sexo no mercado de trabalho: uma comparação entre as regiões brasileiras. Revista da ABET. Disponível em: <<https://periodicos.ufpb.br/index.php/abet/article/view/31259>>. Acesso em: 03/04/2025.

ARBACHE, Jorge S. Determinação e Diferencial de Salários no Brasil. Viçosa: UFV, 2000.

BARBOSA, A. L. N. H.; COSTA, J. S.; HECKSHER, M. Mercado de trabalho e pandemia da covid-19: ampliação de desigualdades já existentes? Mercado de Trabalho: conjuntura e análise - IPEA, n. 69, p. 55-63, 2020. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10186/1/bmt_69_mercdetrabalho.pdf>. Acesso em: 26/05/2025.

BECKER, Gary S. Front matter, Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. 2. ed. New York: National Bureau of Economic Research; distributed by Columbia University Press, 1975. p. 1-22. Disponível em: <<https://www.nber.org/system/files/chapters/c3730/c3730.pdf>>. Acesso em: 26/05/2025.

BLANCHFLOWER, David G.; OSWALD, Andrew G. The Wage Curve. NBER Working Paper Series, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, n. 3181, 1989.

BLAU, F. D.; KAHN, L. M. The gender wage gap: extent, trends, and explanations. Working Paper 21913, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2016. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w21913>>. Acesso em: 03/04/2025.

BLINDER, A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. The Journal of Human Resources, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973. Disponível em: <<https://www.sci-hub.se/10.2307/144855>>. Acesso em: 03/04/2025.

BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE (Brasil). Gabinete do Ministro. Portaria GM/MS nº 188, de 3 de fevereiro de 2020. Declara Emergência em Saúde Pública de importância Nacional (ESPIN) em decorrência da Infecção Humana pelo novo Coronavírus (2019-nCoV). Brasília, DF: Ministério da Saúde, 3 fev. 2020. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/portaria/portaria-188-20-ms.htm>. Acesso em: 11/11/2025.

BRASIL. Ministério da Saúde. Gabinete do Ministro. Portaria GM/MS nº 913, de 22 de abril de 2022. Declara o encerramento da Emergência em Saúde Pública de Importância Nacional (ESPIN) em decorrência da infecção humana pelo novo coronavírus (2019-nCoV) e revoga a Portaria GM/MS nº 188, de 3 de fevereiro de 2020. Brasília, DF: Ministério da Saúde, 22 abr.

2022. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/portaria/prt/portaria-913-22-ms.htm>. Acesso em: 11 nov. 2025.

CIRINO, J. F. Discriminação por sexo 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. Disponível em: <<https://www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/932/485>>. Acesso em: 26/05/2025.

CORSEUIL, C. H.; FRANCA, M.; PADILHA, G.; RAMOS, L.; RUSSO, F. Comportamento do mercado de trabalho brasileiro em duas recessões: análise do período 2015-2017 e da pandemia de Covid-19. *Nota técnica IPEA*, n. 92, 2020. Disponível em: <<https://repositorio.ipea.gov.br/server/api/core/bitstreams/8fe90be5-81fd-49f7-b781-7010f146ddbd/content>>. Acesso em: 12/11/2025.

COUCH, Kenneth A.; FAIRLIE, Robert W.; XU, Huanan. The evolving impacts of the COVID-19 pandemic on gender inequality in the US labor market: The COVID motherhood penalty. *Economic Inquiry*, v. 60, n. 2, p. 485-507, 2022. Disponível em: <<https://docs.iza.org/dp14811.pdf>>. Acesso em: 19/06/2025.

DANG, Hai-Anh H.; NGUYEN, Cuong Viet. Gender inequality during the COVID-19 pandemic: Income, expenditure, savings, and job loss. *World development*, v. 140, p. 105296, 2021. Disponível em: <<https://www.iza.org/publications/dp/13824/gender-inequality-during-the-covid-19-pandemic-income-expenditure-savings-and-job-loss>>. Acesso em: 26/05/2025.

HECKSHER, M. Mercado de trabalho: a queda da segunda quinzena de março, aprofundada em abril. Brasília: Ipea, 2020b. (Nota Técnica, n. 47). Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/200619_cc47_nt.pdf>. Acesso em: 03/04/2025.

HERMETO, Ana Maria. Segregação Ocupacional por Sexo no Brasil. *Seminários sobre Estudos do Trabalho*. Série Seminários nº 13/98, junho de 1998. Disponível em: <https://repositorio.ufmg.br/bitstream/1843/MCCR-76AR2B/1/ana_maria_hermeto.pdf>. Acesso em: 26/05/2025.

IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua – PNAD Contínua: Microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 12/11/2025.

IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua – PNAD Contínua: Microdados. Rio de Janeiro: IBGE, 2023. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 12/11/2025.

KHAMIS, M.; PRINZ, D.; NEWHOUSE, D.; PALACIOS-LOPEZ, A; PAPE, U. WEBER, M; The Early Labor Market Impacts of COVID-19 in Developing Countries: Evidence from High-Frequency Phone Surveys. World Bank Working Papers, n. 58, 2020. Disponível em: <<https://documents1.worldbank.org/curated/en/543791611305013434/pdf/The-Early-Labor-Market-Impacts-of-COVID-19-in-Developing-Countries-Evidence-from-High-frequency-Phone-Surveys.pdf>>. Acesso em: 12/11/2025.

KOMATSUZAKI, T.; PIENKNAGURA S.; PIZZINELLI, C.; ROLDÓS, J.; TOSCANI, F. Latin American Labor Markets during COVID-19. In: Fundo Monetário Internacional (FMI). Pandemic persistence clouds the recovery. Washington, DC: Regional Economic Outlook, 2020. Disponível em: <<https://www.imf.org/en/-/media/files/publications/reo/whd/2020/oct/english/labor.pdf>>. Acesso em: 12/11/2025.

LEÃO, Carlos; PAULA, Mauro César; MARTINS, Jassiára Aguiar; SANTOS, Leandro L. Diferenciação de salários no mercado de trabalho agrícola do Brasil. Revista de Gestão e Secretariado (GeSec), São Paulo, SP, v. 14, n. 1, p. 820-835, 2023. Disponível em: <<https://ojs.revistagesec.org.br/secretariado/article/view/1551>>. Acesso em: 26/05/2025.

_____.; SOUZA, Gean Ázara; RIEMANN, Margot. Análise da discriminação como causa de diferenciação de salários no mercado de trabalho do Brasil segundo sexo e cor. Economic Analysis of Law Review, v. 11, n. 3, p. 246-261, set.-dez. 2020. Disponível em: <<https://portalrevistas.ucb.br/index.php/EALR/article/view/11503/7350>>. Acesso em: 26/05/2025.

LEITE, Áydano Ribeiro; SOBREIRA, Diogo Brito. Gap de rendimentos por sexo no Brasil: o que mudou com a pandemia da covid-19?. Planejamento e Políticas Públicas, n. 65, 2023. Disponível em: <<https://ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/1670>>. Acesso em: 03/04/2025.

MATTEI, L., HEINEN, V. L. Impactos da Crise da Covid-19 no mercado de trabalho brasileiro. Revista de Economia Política, 40(4), 647-668, 2020. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/rep/a/8snSbBwVqmYgd5pZVQ5Vhkn/?format=pdf&lang=pt>>. Acesso em: 12/11/2025.

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. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1002/jae.788>>. Acesso em: 26/05/2025.

MINCER, Jacob. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. Journal of Political Economy 66 (4): 281-302, 1958. Disponível em: <<https://www.journals.uchicago.edu/doi/pdf/10.1086/258055>>. Acesso em: 26/05/2025.

NEUMARK, D. 1988. Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *Journal of Human Resources* 23: 279–295. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/145830>>. Acesso em: 16/11/2025.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-708, 1973. Disponível em: <https://inequality.stanford.edu/sites/default/files/media/_media/pdf/Classic_Media/Oaxaca_1973_Discrimination%20and%20Prejudice.pdf>. Acesso em: 26/05/2025.

OSPINO, Carlos G.; ROLDÁN VÁSQUEZ, Paola; BARRAZA NARVÁEZ, Nacira. Oaxaca-Blinder wage decomposition: methods, critiques and applications. A literature review. *Revista de Economía del Caribe*, n. 5, p. 237-274, 2010. Disponível em: <<https://rcientificas.uninorte.edu.co/index.php/economia/article/view/1258>>. Acesso em: 11/11/2025.

RODRIGUES, Fábio Lúcio; OLIVEIRA, Francilene Lopes de; REBOUÇAS, José de Paiva; MYRRHA, Luana Junqueira Dias. Mudanças nos diferenciais de rendimentos por sexo no Brasil. *Revista Ciências do Trabalho*, n. 26, p. 1-14, nov. 2024. Disponível em: <<https://rct.dieese.org.br/index.php/rct/article/view/389/340>>. Acesso em: 11/11/2025.

SANTOS, Dhieyse Thalynne Moreira; QUEIROZ, Antonio Marcos; VIEIRA, Edson Roberto; MEYRELLES FILHO, Sérgio Fornazier; QUEIROZ, Sabrina Faria; BARBOSA, Cleidinaldo Jesus. Análise comparativa por sexo no mercado de trabalho em Goiás e no Brasil em 2005 e 2015. Curso de Ciencias Economicas da Universidade Federal de Goiás-FACE, 2020. Disponível em: <https://files.cercomp.ufg.br/weby/up/118/o/TD_084.pdf>. Acesso em: 03/04/2025.

SANTOS, Isabela Almeida; DEUS, Caroline; COSTA SILVA, Maria Micheliana. Efeitos da maternidade sobre o diferencial de salários entre sexos no contexto da pandemia da COVID-19 no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 50., 2022, [online]. Anais [...]. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2022/submissao/files_I/i13-0717dfbd7238e91f51fd94db7523286a.pdf>. Acesso em: 26/05/2025.

SCHULTZ, Theodore W. Investment in human capital. *The American Economic Review*, v. LI, n. 1, Mar. 1961. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1818907>>. Acesso em: 26/05/2026.

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. Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3408/5/PPE_v31_n03_Participacao.pdf>. Acesso em: 19/06/2025.

SILVA, R. O. Análise do diferencial de rendimento por sexo e trabalho in-fanto-juvenil em contextos econômicos distintos. 2019. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2019. Disponível em: <<https://poseconomia.ufv.br/wp-content/uploads/2021/08/texto-completo-Raniela.pdf>>. Acesso em: 26/05/2025.

SOLMON, Lewis C. The definition and impact of college quality. New York: National Bureau of Economic Research, 1973. (NBER Working Paper, nº 7). Disponível em: <https://www.nber.org/system/files/working_papers/w0007/w0007.pdf>. Acesso em: 26/05/2025.

_____.; WACHTEL, Paul. The effects on income of type of college attended. New York: National Bureau of Economic Research, 1973. (NBER Working Paper, nº 14). Disponível em: <https://www.nber.org/system/files/working_papers/w0014/w0014.pdf>. Acesso em: 25/05/2025.

DECLARAÇÃO DE APTIDÃO DO TCC

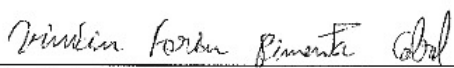
Declaro, para os devidos fins, que o estudante Vinícius Farias Pimenta Cabral, matrícula 2022.1.0021.0010-4, regularmente matriculado no semestre letivo de 2025/2, do Curso de Ciências Econômicas, no turno noturno, da Escola de Direito, Negócios e Comunicação (EDNC), ESTÁ APTO, a apresentar e submeter seu Trabalho de Conclusão de Curso intitulado: Análise da desigualdade de rendimentos por sexo no Brasil no contexto da pandemia de COVID-19, conforme disposto no Regulamento Geral Dos Trabalhos de Conclusão Dos Cursos De Graduação (TCC) em banca para avaliação.

Goiânia, 03 de dezembro de 2025.



Professor/Orientador: Carlos Leão

Ciente:



Estudante/Acadêmico: Vinícius Farias Pimenta Cabral

Termo de autorização de publicação de produção acadêmica

O estudante Vinícius Farias Pimenta Cabral, do Curso de Ciências Econômicas, matrícula 2022.1.0021.0010-4, telefone (62) 99410-0461, e-mail viniciusfariaspimenta10@gmail.com, na qualidade de titular dos direitos autorais, em consonância com a Lei nº 9.610/98 (Lei dos Direitos do autor), autoriza a Pontifícia Universidade Católica de Goiás (PUC Goiás) a disponibilizar o Trabalho de Conclusão de Curso intitulado ANÁLISE DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS POR SEXO NO BRASIL NO CONTEXTO DA PANDEMIA DE COVID-19, gratuitamente, sem ressarcimento dos direitos autorais, por 5 (cinco) anos, conforme permissões do documento, em meio eletrônico, na rede mundial de computadores, no formato especificado (Texto (PDF); Imagem (GIF ou JPEG): Som (WAVE, MPEG, AIFF, SNS); Vídeo (MPEG, MWV, AVI, QT); outros, específicos da área; para fins de leitura e/ou impressão pela internet, a título de divulgação da produção científica gerada nos cursos de graduação da PUC Goiás.

Goiânia, 03 de dezembro de 2025.

Assinatura da: autora: 

Nome completo do autor: Vinícius Farias Pimenta Cabral

Assinatura do professor- orientador: 

Nome completo do professor-orientador: Prof. Dr. Carlos Leão