

## DESIGUALDADE SALARIAL DE GÊNERO NO NORDESTE BRASILEIRO: UMA ANÁLISE POR COORTES NO MERCADO FORMAL, 2010-2019

**Área Temática:** Área 5 - Trabalho, Sociedade, Demografia e Políticas Públicas

**Resumo:** Este artigo analisa o hiato salarial de gênero no mercado formal privado do Nordeste brasileiro entre 2010 e 2019. Utilizando microdados da RAIS, o estudo examina diferenças salariais entre homens e mulheres, e explora a heterogeneidade geracional por meio de coortes de nascimento decenais. Metodologicamente, a análise emprega a decomposição Oaxaca-Blinder para distinguir a parcela do hiato associada às características observáveis daquela relacionada a diferenças nos retornos a essas características. Os resultados mostram que o diferencial salarial de gênero está presente em todas as coortes analisadas, embora sua magnitude diminua entre as gerações mais jovens. Em todas elas, a parcela explicada do hiato é negativa, indicando que as características observáveis das mulheres, em especial a escolaridade, tenderiam a reduzir a diferença salarial. Ainda assim, a parcela inexplicada permanece positiva em todas as coortes, sugerindo persistência de retornos salariais mais favoráveis aos homens, mesmo quando se comparam trabalhadores com atributos semelhantes. A inclusão de controles ocupacionais não elimina esse padrão, o que indica que a segregação ocupacional importa, mas não esgota a explicação do diferencial salarial de gênero no mercado formal nordestino. Os resultados sugerem que a expansão educacional, embora relevante, não foi suficiente para eliminar a desigualdade salarial, o que reforça a necessidade de políticas que enfrentem também os retornos desiguais e a segmentação do mercado de trabalho.

**Palavras-chave:** Desigualdade salarial de gênero; Mercado de trabalho formal; Nordeste; Decomposição Oaxaca-Blinder; Expansão educacional.

### INTRODUÇÃO

A desigualdade salarial entre homens e mulheres permanece como uma característica persistente do mercado de trabalho, mesmo em contextos de expansão educacional. A teoria do capital humano estabeleceu que diferenças de escolaridade, treinamento e experiência afetam os rendimentos (Schultz, 1961; Mincer, 1974), mas essa explicação se torna insuficiente quando mulheres com atributos produtivos semelhantes continuam recebendo menos do que homens (Mohanty, 2021).

Por essa razão, a literatura sobre o hiato salarial de gênero passou a incorporar, além do capital humano, mecanismos ligados à segregação ocupacional e setorial, às penalidades associadas ao trabalho de cuidado e às diferenças de retorno a características observáveis entre homens e mulheres (Becker, 2010; Blinder, 1973; Bergmann, 1974).

No caso brasileiro, esse debate se intensifica porque o avanço feminino em escolaridade foi expressivo nas últimas décadas, porém não foi acompanhado pela eliminação das desigualdades salariais. Estudos para o país mostram que parte importante do diferencial de rendimentos persiste mesmo entre trabalhadores com características semelhantes (Cavaliere e Fernandes, 1998; Araújo e Ribeiro, 2002; Almeida *et al.*, 2022). Em outras palavras, a maior escolarização feminina não tem sido suficiente para garantir remuneração equivalente.

Essa discussão ganha contornos específicos quando se considera a dimensão regional. As desigualdades de gênero não se manifestam de forma homogênea no território brasileiro, pois os mercados de trabalho diferem em estrutura produtiva, composição ocupacional, níveis salariais e oportunidades de inserção. O Nordeste é um caso relevante nesse debate, pois além de apresentar rendimentos médios inferiores aos das regiões mais dinâmicas do país, a região combina forte heterogeneidade produtiva, maior peso relativo de ocupações menos valorizadas e desigualdades distributivas persistentes (Oliveira, Machado e Mattos, 2020).

Além disso, a desigualdade salarial de gênero não é necessariamente estática entre gerações. Mudanças na expansão educacional, na estrutura ocupacional e no ambiente institucional não afetam todos os trabalhadores da mesma forma, pois diferentes coortes ingressam no mercado de trabalho sob condições históricas distintas (Mohanty, 2021). Assim, uma análise por coorte permite verificar se o avanço educacional feminino foi acompanhado por redução do hiato salarial entre gerações ou se a desigualdade persiste ao longo do tempo (Bar-Haim *et al.*, 2018).



# XIII

# SEMANA DA ECONOMIA

ECONOMIA, GESTÃO PÚBLICA E SOCIEDADE: DESAFIOS E OPORTUNIDADES  
PARA O DESENVOLVIMENTO REGIONAL

É nesse ponto que se insere este artigo. O objetivo do presente estudo é analisar o hiato salarial de gênero no mercado formal do Nordeste brasileiro entre 2010 e 2019, com base nos microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). O foco no emprego formal permite examinar um segmento em que vínculos, rendimentos e características ocupacionais são registrados de forma sistemática, o que torna possível investigar com maior precisão a estrutura do diferencial salarial.

A partir dos vínculos observados entre 2010 e 2019, os trabalhadores são agrupados em coortes de nascimento, permitindo comparar gerações que ingressaram no mercado de trabalho sob condições educacionais e institucionais distintas. Metodologicamente, o artigo utiliza a decomposição Oaxaca-Blinder para separar a parcela do hiato associada às características observáveis daquela relacionada a diferenças nos retornos a essas características.

A contribuição do estudo está em oferecer evidência sobre a desigualdade salarial de gênero para o Nordeste brasileiro, um recorte ainda menos explorado na literatura nacional acerca do tema. Além disso, o estudo incorpora a dimensão de coorte à análise do diferencial salarial regional, permitindo investigar se a estrutura do hiato muda entre gerações. Por fim, a análise considera a inserção ocupacional dos trabalhadores, avaliando em que medida a composição por ocupações contribui para o diferencial observado.

A hipótese central é que o avanço educacional feminino não elimina, por si só, a desigualdade salarial no mercado formal nordestino. Assim, mesmo que as mulheres apresentem características observáveis mais favoráveis em algumas coortes, o diferencial de rendimentos pode persistir devido à parcela não explicada do hiato, associada a atribuição de retornos desiguais entre homens e mulheres.

De fato, os resultados indicam que a desigualdade salarial de gênero persiste no mercado formal nordestino em todas as coortes analisadas, ainda que com menor intensidade entre as gerações mais jovens. Embora as mulheres apresentem, em média, escolaridade mais elevada, recebem salários inferiores aos dos homens, e esse padrão permanece mesmo quando se leva em conta a inserção ocupacional. A persistência do hiato, portanto, está menos ligada à ausência de atributos produtivos entre as mulheres do que à forma desigual como suas qualificações são convertidas em rendimentos.

## REFERENCIAL TEÓRICO

A teoria do capital humano fornece o ponto de partida para a análise dos diferenciais salariais. Segundo essa abordagem, escolaridade, treinamento e experiência elevam a produtividade e, por consequência, os rendimentos ao longo do ciclo de vida (Schultz, 1961; Mincer, 1974). Aplicada à diferença salarial entre homens e mulheres, a previsão é que hiato se estreite à medida que as mulheres acumulam qualificação equivalente à dos homens. No Brasil, porém, o forte avanço não foi acompanhado pela eliminação do diferencial de rendimentos, o que expõe os limites de uma explicação baseada apenas em atributos produtivos (Cavalieri e Fernandes, 1998; Araújo e Ribeiro, 2002).

Diante dessa insuficiência, a literatura passou a incorporar mecanismos que operam do lado da demanda. A segregação ocupacional é central nessa leitura, pois homens e mulheres não se distribuem de maneira uniforme entre ocupações e setores, e as ocupações com maior presença feminina tendem a ser remuneradas abaixo de ocupações comparáveis com maior presença masculina, mesmo após o controle por qualificação (Bergman, 1974; England, 19992; Levanon, England e Allison, 2009).

Um segundo mecanismo diz respeito à estrutura de recompensas dentro das ocupações mais bem pagas. Goldin (2014) argumenta que muitos postos de alta remuneração premiam de forma desproporcional jornadas longas e contínuas, de modo que os rendimentos crescem mais que proporcionalmente com o tempo dedicado ao trabalho. Como as mulheres arcam com a parcela maior de reponsabilidades domésticas e de cuidado, essa relação penaliza sua



# XIII

# SEMANA DA ECONOMIA

ECONOMIA, GESTÃO PÚBLICA E SOCIEDADE: DESAFIOS E OPORTUNIDADES  
PARA O DESENVOLVIMENTO REGIONAL

progressão justamente nos segmentos de maior remuneração. Esse tipo de barreira, discutido na literatura sob a noção de teto de vidro, sugere que a desigualdade de gênero pode se estruturar de forma distinta ao longo da distribuição salarial (Mohanty, 2021).

A desigualdade salarial de gênero também não é estática entre as gerações. Coortes que ingressaram no mercado de trabalho em momentos distintos enfrentaram condições educacionais e institucionais diferentes, o que pode alterar tanto a magnitude quanto a composição do hiato (Bar-Haim *et al.*, 2018).

Essas dimensões, que não se esgotam nessa discussão, assumem contornos próprios quando se considera o recorte regional. Os mercados de trabalho brasileiros diferem em estrutura produtiva, composição ocupacional e níveis salariais, e as desigualdades de gênero não se manifestam de modo homogêneo no território (Oliveira, Machado e Mattos, 2020). É nesse cruzamento entre gênero, geração e território Nordeste que o presente estudo se situa.

A análise do presente estudo utiliza microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) para o período de 2010 a 2019, com foco nos vínculos empregatícios localizados nos nove estados do Nordeste. Por reunir informações anuais sobre remuneração, características do trabalhador, ocupação e vínculo, a RAIS oferece uma base adequada para examinar diferenciais salariais no mercado de trabalho formal.

A amostra foi construída a partir dos vínculos ativos em 31 de dezembro de cada ano, pertencentes ao setor privado, com idade entre 18 e 64 anos, remuneração positiva em dezembro e jornada contratada igual ou superior a 20 horas semanais. A restrição ao setor privado procura reduzir a influência de regras remuneratórias próprias do setor público, marcadas por estruturas salariais e formas de progressão distintas. Já a seleção dos vínculos ativos no fim do ano amplia a comparabilidade entre as observações, ao concentrar a análise em relações de trabalho vigentes na data de referência. Além disso, considerou-se, apenas, os indivíduos com informações de raça e gênero identificadas.

Após a aplicação dos filtros, a base final totaliza mais de 50 milhões no período, com média anual de 5 milhões de vínculos. Como os registros não são identificados, as informações configuram-se em um conjunto de cortes transversais repetidos do emprego formal na região.

Para obter o salário-hora, é realizada a razão entre a remuneração de dezembro e a jornada de trabalho contratada mensal. Em seguida, os valores foram deflacionados pelo IPCA, tomando 2019 como ano-base, para que todos os rendimentos sejam expressos em preços constantes. Entre as covariáveis, incluem-se idade e idade ao quadrado, para captar o perfil não linear dos rendimentos ao longo do ciclo de vida laboral, e tempo de emprego no vínculo atual, medido em meses, como aproximação da permanência no posto de trabalho.

Uma variável importante para determinar o salário é a escolaridade (Mincer, 1974). Nesta pesquisa, ela é considerada em quatro grupos: fundamental, médio, superior e pós-graduação), de modo a preservar a hierarquia educacional relevante para a determinação dos salários sem fragmentar excessivamente a amostra. Por sua vez, a variável de raça/cor foi recodificada em uma *dummy* que distingue trabalhadores negros e não negros, sendo considerados negros os indivíduos classificados como pretos ou pardos.

A ocupação é incorporada à análise porque parte do diferencial salarial de gênero pode refletir a distribuição desigual entre postos de trabalho com distintos níveis de remuneração (Foliano *et al.*, 2024). Para isso, utiliza-se o grande grupo da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), construído a partir do primeiro dígito da ocupação informada. Na amostra analisada, os grupos observados vão de 1 a 9, correspondendo aos grandes grupos ocupacionais civis. O grupo 0 não aparece na base final, o que é compatível com a restrição da amostra ao setor privado.

Por fim, a dimensão geracional é incorporada por meio da coorte de nascimento, construída pela diferença entre ano de observação e idade do trabalhador. As 5 coortes foram agrupadas em intervalos de dez anos, a saber: 1952-1961, 1962-1971, 1972-1981, 1982-1991 e



# XIII

# SEMANA DA ECONOMIA

ECONOMIA, GESTÃO PÚBLICA E SOCIEDADE: DESAFIOS E OPORTUNIDADES  
PARA O DESENVOLVIMENTO REGIONAL

1992-2001. A escolha desses blocos atende, em primeiro lugar, à necessidade de manter tamanho amostral elevado em cada grupo, e, sobretudo, ela permite distinguir gerações cuja transição entre educação e trabalho ocorreu sob contextos bastante diferentes de acesso ao ensino superior.

Esse recorte é relevante porque a expansão do ensino superior no Brasil se intensificou a partir de meados dos anos 2000 (o REUNI foi instituído em 2007), acompanhado por forte crescimento das matrículas de graduação ao longo da década e pela ampliação da presença feminina no ensino superior. O agrupamento decenal ajuda a separar coortes que chegaram à idade típica de ingresso no ensino superior em momentos distintos desse processo. As gerações mais jovens atravessaram essa fase já sob a expansão mais avançada do acesso, enquanto as mais antigas realizaram sua transição educacional e laboral sob menor cobertura relativa.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis. O diferencial salarial de gênero está presente em todas as coortes analisadas, embora sua magnitude diminua entre as gerações mais jovens. As mulheres apresentam maior participação nos níveis médio, superior e de pós-graduação, enquanto os homens concentram proporções mais elevadas no nível fundamental, sobretudo nas coortes mais velhas. Ainda assim, essa vantagem educacional feminina não se traduz em remuneração superior.

A composição ocupacional também difere entre homens e mulheres. Os homens estão relativamente mais concentrados em ocupações ligadas à produção de bens e serviços industriais, atividades agropecuárias e reparação e manutenção, enquanto as mulheres apresentam maior participação em serviços administrativos, vendas, ciências e artes e ocupações de nível técnico médio. Em termos raciais, a proporção de trabalhadores negros é elevada em todas as coortes e para ambos os sexos, o que reforça o contexto estrutural do mercado formal nordestino.

O presente artigo analisa o diferencial salarial de gênero no mercado formal do Nordeste brasileiro por meio da decomposição de Oaxaca-Blinder (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). O objetivo é separar a parcela do hiato salarial médio associada a diferenças nas características observáveis entre homens e mulheres da parcela associada a diferenças nos retornos a essas mesmas características. Essa estratégia é adequada ao problema em estudo porque permite ir além da simples comparação entre salários médios e investigar se o diferencial decorre de composição produtiva distinta ou de retornos atribuídos de forma desigual no mercado de trabalho.

**Tabela 1 - Estatísticas descritivas por coorte**

| Variável                        | Coorte 1952-1961 |           | Coorte 1962-1971 |           | Coorte 1972-1981 |           | Coorte 1982-1991 |           | Coorte 1992-2001 |           |
|---------------------------------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|------------------|-----------|
|                                 | Homem            | Mulher    | Homem            | Mulher    | Homem            | Mulher    | Homem            | Mulher    | Homem            | Mulher    |
| Nº de observações               | 2.134.776        | 793.375   | 5.348.916        | 2.613.985 | 9.505.304        | 5.222.763 | 11.694.107       | 7.110.425 | 3.873.721        | 2.472.699 |
| Salário-hora - média            | R\$ 18,97        | R\$ 15,75 | R\$ 13,78        | R\$ 11,73 | R\$ 11,79        | R\$ 10,61 | R\$ 9,64         | R\$ 8,99  | R\$ 7,03         | R\$ 6,83  |
| Salário-hora - mediana          | R\$ 8,56         | R\$ 6,85  | R\$ 7,87         | R\$ 6,43  | R\$ 7,59         | R\$ 6,43  | R\$ 6,85         | R\$ 6,1   | R\$ 5,99         | R\$ 5,90  |
| Tempo de emprego                | 101              | 117       | 68               | 76        | 44               | 46        | 27               | 29        | 16               | 17        |
| Fundamental (%)                 | 46,1%            | 24,4%     | 42,3%            | 20,2%     | 33,8%            | 13,4%     | 25,2%            | 7,5%      | 19,5%            | 4,7%      |
| Médio (%)                       | 42,8%            | 52,7%     | 49,0%            | 59%       | 56,7%            | 64,6%     | 64,9%            | 70,8%     | 74,3%            | 82,6%     |
| Superior (%)                    | 10,6%            | 21,9%     | 8,4%             | 19,7%     | 9,19%            | 21,4%     | 9,77%            | 21,4%     | 6,2%             | 12,6%     |
| Pós-graduação (%)               | 0,4%             | 1,0%      | 0,3%             | 1,1%      | 0,3%             | 0,6%      | 0,13%            | 0,3%      | 0,0%             | 0,04%     |
| Negro (%)                       | 69%              | 64%       | 72%              | 67%       | 74%              | 70%       | 75%              | 72%       | 79%              | 77%       |
| Dirigentes (%)                  | 4,7%             | 5,5%      | 4,0%             | 5,2%      | 3,4%             | 4,9%      | 2,2%             | 3,4%      | 1,1%             | 1,4%      |
| Ciências e artes (%)            | 4,8%             | 12,5%     | 3,3%             | 11,1%     | 3,8%             | 11,1%     | 3,8%             | 9,6%      | 1,6%             | 3,6%      |
| Técnicos nível médio (%)        | 6,3%             | 11,8%     | 5,8%             | 12,0%     | 6,5%             | 11,8%     | 7,1%             | 10,1%     | 5,9%             | 7,5%      |
| Serviços administrativos (%)    | 11,9%            | 26,4%     | 10,1%            | 24,8%     | 10,8%            | 27,2%     | 14,9%            | 36,0%     | 21,9%            | 47,6%     |
| Vendedores (%)                  | 23,7%            | 32,1%     | 27,9%            | 34,17%    | 26,9%            | 32,5%     | 26,6%            | 29,8%     | 28,2%            | 29,8%     |
| Agropecuários (%)               | 8,2%             | 1,1%      | 8,5%             | 1,4%      | 7,8%             | 1,2%      | 6,8%             | 0,8%      | 6,9%             | 0,8%      |
| Bens e serviços industriais (%) | 32,5%            | 8,1%      | 31,9%            | 8,5%      | 32,2%            | 8,9%      | 30,4%            | 8,6%      | 29,8%            | 7,9%      |
| Reparação e manutenção (%)      | 3,9%             | 1,5%      | 4,5%             | 1,6%      | 4,7%             | 1,6%      | 4,7%             | 1,2%      | 4,1%             | 0,8%      |
| Elementares (%)                 | 4,0%             | 1,0%      | 4,0%             | 1,0%      | 4,0%             | 1,0%      | 3,0%             | 0,0%      | 0,0%             | 0,1%      |

Fonte: elaboração dos autores a partir da RAIS, 2026.

A variável dependente é o logaritmo do salário-hora real de dezembro, expresso em preços de 2019. A opção pelo logaritmo acompanha a tradição das equações salariais e reduz a assimetria da distribuição dos rendimentos, além de permitir interpretar os diferenciais de forma aproximada em termos percentuais (Mincer, 1974). Na decomposição, tomando os retornos masculinos como referência, diferencial salarial médio entre homens e mulheres pode ser escrito conforme a equação (1).

$$\ln \hat{w}_h - \ln \hat{w}_m = (\bar{X}_h - \bar{X}_m) \hat{\beta}_h + (\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_m) \bar{X}_m \quad (1)$$

Em que  $h$  denota homens e  $m$  mulheres,  $\bar{X}$  representa as médias das características observáveis e  $\hat{\beta}$  os coeficientes estimados para cada grupo. O primeiro termo,  $(\bar{X}_h - \bar{X}_m) \hat{\beta}_h$  corresponde a parcela explicada (diferença salarial atribuída às diferenças nas características entre homens e mulheres, avaliadas aos retornos masculinos); o segundo termo,  $(\hat{\beta}_h - \hat{\beta}_m) \bar{X}_m$ , corresponde a parcela não explicada (a diferença nos retornos que homens e mulheres recebem por características equivalentes (Yemelina, Kemelbayeva e Roshchin, 2024).

Os componentes detalhados das variáveis categóricas são normalizados segundo Gardeazabal e Ugidos (2004), o que os torna invariantes à escolha da categoria de referência. Os erros-padrão são obtidos por *bootstrap* em blocos, com reamostragem de municípios, de modo a levar em conta a não independência das observações ao longo dos anos.

O vetor de covariáveis inclui idade, idade ao quadrado, tempo de emprego no vínculo atual, escolaridade e raça/cor. Em especificações adicionais, o modelo incorpora o grande grupo ocupacional da CBO, com o objetivo de verificar em que medida a inserção ocupacional altera a magnitude da parcela explicada e da parcela não explicada do diferencial salarial.

A principal dimensão de heterogeneidade explorada no artigo é a coorte de nascimento, construída a partir da diferença entre ano de observação e idade e agrupada nos intervalos descritos na subseção de dados. As decomposições são estimadas separadamente para cada coorte, sempre com observações provenientes de toda a janela 2010-2019. Ou seja, quando se analisa a coorte 1952-1961, por exemplo, considera-se o conjunto de trabalhadores observados dessa faixa de nascimento ao longo de todo o período. Em consequência, a coorte funciona como recorte geracional da força de trabalho, enquanto o período 2010-2019 continua fornecendo a base temporal da análise.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 2 apresenta os resultados da decomposição Oaxaca-Blinder, por coorte e componentes de decomposição. O componente reportado como explicado corresponde à parte do hiato salarial associada a diferenças nas características observáveis entre homens e mulheres, como idade e escolaridade. Quando esse componente é positivo, isso significa que as diferenças de características entre os grupos favorecem os homens e, portanto, contribui para ampliar o diferencial em favor deles. Quando esse componente é negativo, a leitura é a inversa, assim, as características observáveis das mulheres são, em média, mais favoráveis, de modo que, se os salários variassem apenas em função dessas características, o hiato seria menor do que o observado ou poderia até se inverter.

Já a parcela inexplorada corresponde à parte do diferencial associada a diferenças nos retornos a essas características. Quando esse componente é positivo, ele indica que, dadas características semelhantes, os retornos salariais continuam favorecendo os homens; quando é negativo, sugere que os retornos favorecem relativamente as mulheres (Yemelina, Kemelbayeva e Roshchin, 2024).

**Tabela 2 - Decomposição Oaxaca-Blinder do diferencial salarial de gênero por coorte**

| Variável                 | Coorte 1952-1961       |                        | Coorte 1962-1971       |                        | Coorte 1972-1981       |                        | Coorte 1982-1991       |                        | Coorte 1992-2001       |                        |
|--------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                          | Explicado              | Inexplicado            | Explicado              | Inexplicado            | Explicado              | Inexplicado            | Explicado              | Inexplicado            | Explicado              | Inexplicado            |
| <b>Total</b>             | -0,2371***<br>(0,0165) | 0,3846***<br>(0,0211)  | -0,1903***<br>(0,0090) | 0,3254***<br>(0,0204)  | -0,1623***<br>(0,0058) | 0,2648***<br>(0,0179)  | -0,1107***<br>(0,0036) | 0,1720***<br>(0,0120)  | -0,0286***<br>(0,0010) | 0,0497***<br>(0,0062)  |
| <b>Idade</b>             | -0,0004<br>(0,0002)    | 0,0007**<br>(0,0003)   | 0,0002*<br>(0,0001)    | -0,0000<br>(0,0000)    | -0,0008***<br>(0,0002) | 0,0002**<br>(0,0001)   | -0,0025***<br>(0,0006) | 0,0005**<br>(0,0002)   | -0,0017**<br>(0,0007)  | 0,0002<br>(0,0002)     |
| <b>Idade<sup>2</sup></b> | -0,0004***<br>(0,0001) | -0,0073***<br>(0,0012) | -0,0003***<br>(0,0000) | -0,0031***<br>(0,0007) | -0,0000<br>(0,0000)    | -0,0049***<br>(0,0005) | -0,0003***<br>(0,0001) | -0,0054***<br>(0,0008) | 0,0001***<br>(0,0000)  | -0,0051***<br>(0,0005) |
| <b>Tempo de emprego</b>  | -0,0386***<br>(0,0067) | -0,0212*<br>(0,0109)   | -0,0162***<br>(0,0019) | -0,0096<br>(0,0104)    | -0,0045***<br>(0,0007) | -0,0153***<br>(0,0056) | -0,0036***<br>(0,0005) | 0,0012<br>(0,0031)     | -0,0010***<br>(0,0003) | 0,0069***<br>(0,0018)  |
| <b>Fundamental</b>       | -0,1817***<br>(0,0103) | -0,0019<br>(0,0069)    | -0,1771***<br>(0,0076) | -0,0081<br>(0,0053)    | -0,1493***<br>(0,0065) | -0,0025<br>(0,0029)    | -0,0967***<br>(0,0038) | 0,0015**<br>(0,0007)   | -0,0319***<br>(0,0019) | 0,0024***<br>(0,0008)  |
| <b>Médio</b>             | 0,0544***<br>(0,0050)  | 0,0019<br>(0,0081)     | 0,0614***<br>(0,0056)  | -0,0183***<br>(0,0063) | 0,0431***<br>(0,0063)  | -0,0061<br>(0,0059)    | 0,0249***<br>(0,0037)  | 0,0060<br>(0,0060)     | 0,0145***<br>(0,0013)  | 0,0103<br>(0,0126)     |
| <b>Superior</b>          | -0,0635***<br>(0,0053) | 0,0430***<br>(0,0047)  | -0,0536***<br>(0,0041) | 0,0370***<br>(0,0037)  | -0,0474***<br>(0,0034) | 0,0286***<br>(0,0025)  | -0,0308***<br>(0,0024) | 0,0161***<br>(0,0020)  | -0,0087***<br>(0,0007) | 0,0070***<br>(0,0018)  |
| <b>Pós-graduação</b>     | -0,0034***<br>(0,0005) | -0,0016***<br>(0,0004) | -0,0028***<br>(0,0004) | -0,0007***<br>(0,0001) | -0,0023***<br>(0,0003) | -0,0006***<br>(0,0001) | -0,0011***<br>(0,0001) | -0,0003***<br>(0,0000) | -0,0001***<br>(0,0000) | -0,0001***<br>(0,0000) |
| <b>Não negra</b>         | -0,0017***<br>(0,0005) | -0,0000<br>(0,0025)    | -0,0009***<br>(0,0002) | -0,0004<br>(0,0019)    | -0,0005***<br>(0,0002) | -0,0004<br>(0,0016)    | -0,0003**<br>(0,0001)  | -0,0001<br>(0,0009)    | -0,0000<br>(0,0001)    | 0,0000<br>(0,0004)     |
| <b>Negra</b>             | -0,0017***<br>(0,0005) | 0,0001<br>(0,0046)     | -0,0009***<br>(0,0002) | 0,0008<br>(0,0038)     | -0,0005***<br>(0,0002) | 0,0009<br>(0,0034)     | -0,0003**<br>(0,0001)  | 0,0002<br>(0,0024)     | -0,0000<br>(0,0001)    | -0,0000<br>(0,0015)    |

Fonte: elaboração dos autores, 2026. Erro-padrão entre parênteses. \*\*\* p < 0,01; \*\* p < 0,05; \* p < 0,10.

Sob esse padrão, a primeira linha da tabela reporta a decomposição total. Em todas as coortes, a parcela explicada do hiato salarial é negativa. Isso implica que as características observáveis das mulheres, tomadas em conjunto, são tão ou mais favoráveis que a dos homens, de modo que, se os salários fossem determinados apenas por esses atributos, as mulheres deveriam receber um salário maior.

A parcela inexplicada, por sua vez, é positiva em todas as coortes e de magnitude superior à explicada. Um valor positivo significa que homens e mulheres com as mesmas características são remunerados de forma distinta, em favor dos homens. É uma diferença de retorno que não decorre de escolaridade ou tempo de emprego, mas da forma como o mercado precifica trabalhadores do mesmo perfil.

Esse resultado é consistente com as estatísticas descritivas apresentadas na seção anterior. Em todas as coortes, as mulheres apresentam maior escolaridade média e participação relativamente mais elevada nos níveis superiores de ensino, mas ainda assim recebem salários inferiores aos dos homens. A decomposição confirma que essa vantagem observável, em especial a educacional, não se converte automaticamente em maior remuneração.

A tabela 2 revela ainda um padrão geracional. A magnitude, tanto da parcela explicada quanto da parcela inexplicada, diminui à medida que se avança das coortes mais antigas para as mais jovens. Na coorte 1952-1961, a parte explicada alcança -0,2371, enquanto a parte inexplicada atinge 0,3846. Já na coorte 1992-2001, esses valores passam para -0,0286 e 0,0497, respectivamente. Esse movimento indica que o hiato salarial de gênero é mais intenso entre as gerações mais antigas e menor entre as mais jovens.

Essa redução ao longo das gerações acompanha o padrão de convergência do hiato de gênero documentado em outros países por Bar-Haim *et al.* (2018), que atribuem parte importante desse movimento ao avanço educacional das mulheres. Apesar disso, a melhora relativa da posição educacional feminina e a redução do hiato bruto entre as gerações mais novas não implicam que o mercado de trabalho tenha se tornado neutro em termos de gênero. O que os resultados mostram é uma diminuição da magnitude do diferencial, sem alteração do padrão qualitativo, em que características observáveis femininas favoráveis convivem com retornos salariais menos vantajosos.

A decomposição detalhada permite identificar quais variáveis respondem por cada componente. Na parte explicada, a escolaridade aparece como o principal fator que empurra o diferencial na direção oposta ao hiato observado. Em todas as coortes, os componentes associados ao ensino superior apresentam sinais negativos, o que significa que a maior presença feminina no ensino superior tende a reduzir o hiato.

Ainda se observa que o efeito do ensino superior perde intensidade à medida que se avança para as coortes mais jovens. A contribuição explicada passa de -0,0635 na coorte 1952-1961 para -0,0087 em 1992-2001. Esse movimento sugere que a escolaridade segue atuando no sentido de reduzir o hiato, mas com menor força entre as gerações mais recentes. Uma interpretação compatível é que a expansão educacional elevou a escolaridade de homens e mulheres ao longo do tempo, de modo que, embora a vantagem educacional feminina permaneça, sua contribuição relativa para distinguir os grupos e comprimir o hiato diminui nas coortes mais jovens. Conforme documentam Blau e Kahn (2017), as variáveis de capital humano contribuem cada vez menos com a redução do hiato salarial.

A experiência também não explica a desvantagem feminina. Medida pela idade e pelo tempo de emprego, ela contribui para reduzir o hiato, o que indica que mulheres não estão em posição inferior quanto a trajetória no mercado de trabalho. A diferença de salários, portanto, não vem de elas terem menos experiência, mas dos retornos, de forma difusa, sem se prender a uma característica específica.

Assim, a vantagem educacional feminina não elimina o hiato salarial, de modo que o diferencial observado não pode ser interpretado como simples reflexo de composição produtiva

desfavorável às mulheres. Ademais, embora o hiato salarial diminua entre as coortes mais jovens, a persistência da parcela inexplicada sugere que mecanismos estruturais de desigualdade seguem operando no mercado formal nordestino.

A Tabela 3 apresenta os resultados para o modelo incluindo a ocupação (controle por grande grupo de CBO). Em termos de coorte, os resultados apresentam o mesmo padrão anterior, a parcela explicada segue negativa, enquanto a parcela inexplicada permanece positiva. Isso significa que, mesmo controlando a composição ocupacional, as características observáveis das mulheres continuam atuando no sentido de reduzir o hiato salarial, ao passo que a parcela associada aos retornos continua atuando no sentido de ampliá-lo.

Ao mesmo tempo, a comparação com o modelo sem CBO mostra que a inclusão da ocupação altera pouco a decomposição. Na coorte 1952-1961, por exemplo, a parte explicada passa de -0,2371 para -0,2409, enquanto a parte inexplicada sobe de 0,3846 para 0,3884. Essas diferenças são pequenas, o que indica a distribuição ocupacional responde por uma fração limitada do diferencial.

Esse resultado impede uma interpretação segundo a qual o hiato salarial seria apenas reflexo de segregação ocupacional. Se o diferencial decorresse principalmente da alocação de homens e mulheres em áreas de remuneração distinta, esperar-se-ia que a inclusão do controle ocupacional reduzisse mais significativamente a parcela não explicada, o que não ocorre.

De fato, Araújo e Ribeiro (2002) já apontavam que a dimensão ocupacional contribuída de forma limitada para o diferencial de gênero nas regiões brasileiras, não constituindo seu principal determinante. Em verdade, a literatura recente com dados vinculados empregador-empregado oferece uma interpretação para esse padrão, deslocando o foco da ocupação para a firma. Card, Cardoso e Kline (2016) mostram que parte do hiato decorre tanto de as mulheres se alocarem em firmas que pagam prêmios salariais menores quanto de receberem prêmios salariais inferiores aos dos homens dentro das firmas.

Para o Brasil, com a mesma base utilizada neste estudo, Morchio e Moser (2026) encontram que o componente de firma responde pela maior parte do hiato de gênero, sobretudo pela alocação das mulheres em empregadores que pagam menos. Sob essa leitura, a parcela não explicada estimada aqui refletiria menos uma escolha das mulheres por grande área de menor remuneração e mais os mecanismos de remuneração entre e dentro de firmas, que o *grade grupo* não capta.

Do ponto de vista geracional, o modelo com CBO preserva o movimento já observado, com magnitude do hiato diminuindo entre as coortes mais jovens. A coorte 1992-2001 continua apresentando os menores valores absolutos, o que indica um estreitamento do diferencial entre os trabalhadores mais novos. Essa permanência indica que o diferencial de gênero não é estático e responde a transformações de longo prazo. Esse movimento, conforme discutido anteriormente, acompanha o padrão internacional de convergência salarial que se manifesta gradualmente entre as gerações.

Contudo, a literatura também adverte que a queda do diferencial entre as gerações nem sempre reflete uma melhora inequívoca da posição das mulheres, podendo decorrer também da saída de coortes mais velhas e mais desiguais ou de mudanças na posição relativa dos homens no mercado de trabalho (Arellano-Bover *et al.*, 2024). Estudos apontam, ainda, que em diversos países esse processo desacelerou nas últimas décadas, estabilizando-se em patamares distantes de igualdade (England, Levine e Mishel, 2020; Blau e Kahn, 2017). No presente estudo, a parcela inexplicada positiva mesmo entre os trabalhadores mais jovens é coerente com esse diagnóstico, sugerindo que a redução do diferencial convive com a manutenção de um tratamento remuneratório distinto entre homens e mulheres de perfil semelhante.

**Tabela 3 - Decomposição Oaxaca-Blinder do diferencial salarial de gênero por coorte, com controle ocupacional**

| Variável         | Coorte 1952-1961       |                        | Coorte 1962-1971       |                        | Coorte 1972-1981       |                        | Coorte 1982-1991       |                        | Coorte 1992-2001       |                        |
|------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                  | Explicado              | Inexplicado            | Explicado              | Inexplicado            | Explicado              | Inexplicado            | Explicado              | Inexplicado            | Explicado              | Inexplicado            |
| Total            | -0,2409***<br>(0,0177) | 0,3884***<br>(0,0173)  | -0,1821***<br>(0,0129) | 0,3172***<br>(0,0135)  | -0,1523***<br>(0,0084) | 0,2548***<br>(0,0131)  | -0,1050***<br>(0,0048) | 0,1663***<br>(0,0089)  | -0,0276***<br>(0,0022) | 0,0486***<br>(0,0048)  |
| Tempo emprego    | -0,0361***<br>(0,0055) | -0,0196**<br>(0,0099)  | -0,0159***<br>(0,0020) | 0,0010<br>(0,0081)     | -0,0045***<br>(0,0006) | -0,0051<br>(0,0044)    | -0,0034***<br>(0,0004) | 0,0024<br>(0,0026)     | -0,0009***<br>(0,0002) | 0,0055***<br>(0,0018)  |
| Fundamental      | -0,1372***<br>(0,0067) | 0,0012<br>(0,0066)     | -0,1514***<br>(0,0072) | -0,0165***<br>(0,0052) | -0,1230***<br>(0,0060) | -0,0086***<br>(0,0026) | -0,0753***<br>(0,0038) | -0,0020***<br>(0,0007) | -0,0247***<br>(0,0015) | 0,0009<br>(0,0006)     |
| Médio            | 0,0450***<br>(0,0049)  | 0,0196***<br>(0,0074)  | 0,0539***<br>(0,0055)  | -0,0133**<br>(0,0064)  | 0,0347***<br>(0,0051)  | -0,0019<br>(0,0048)    | 0,0184***<br>(0,0031)  | 0,0004<br>(0,0045)     | 0,0109***<br>(0,0011)  | 0,0016<br>(0,0110)     |
| Superior         | -0,0487***<br>(0,0037) | 0,0378***<br>(0,0040)  | -0,0440***<br>(0,0032) | 0,0386***<br>(0,0034)  | -0,0383***<br>(0,0026) | 0,0324***<br>(0,0021)  | -0,0246***<br>(0,0019) | 0,0201***<br>(0,0019)  | -0,0073***<br>(0,0007) | 0,0075***<br>(0,0019)  |
| Pós-graduação    | -0,0027***<br>(0,0004) | -0,0018***<br>(0,0005) | -0,0025***<br>(0,0003) | -0,0006***<br>(0,0001) | -0,0019***<br>(0,0002) | -0,0004***<br>(0,0001) | -0,0008***<br>(0,0001) | -0,0002***<br>(0,0000) | -0,0000***<br>(0,0000) | -0,0000**<br>(0,0000)  |
| Dirigentes       | -0,0023***<br>(0,0004) | -0,0067***<br>(0,0010) | -0,0036***<br>(0,0004) | -0,0058***<br>(0,0007) | -0,0048***<br>(0,0004) | -0,0028***<br>(0,0003) | -0,0027***<br>(0,0002) | -0,0020***<br>(0,0002) | -0,0005***<br>(0,0000) | -0,0003***<br>(0,0001) |
| Ciências e artes | -0,0179***<br>(0,0048) | -0,0025<br>(0,0029)    | -0,0069*<br>(0,0036)   | -0,0124***<br>(0,0020) | -0,0150***<br>(0,0030) | -0,0083***<br>(0,0015) | -0,0158***<br>(0,0017) | -0,0072***<br>(0,0010) | -0,0034***<br>(0,0003) | -0,0029***<br>(0,0004) |
| Técnicos-médio   | -0,0160***<br>(0,0021) | 0,0231***<br>(0,0038)  | -0,0131***<br>(0,0021) | 0,0101***<br>(0,0025)  | -0,0082***<br>(0,0011) | 0,0017<br>(0,0022)     | -0,0032***<br>(0,0005) | -0,0002<br>(0,0011)    | -0,0011***<br>(0,0001) | -0,0005<br>(0,0006)    |
| Serviços admin.  | -0,0099***<br>(0,0028) | -0,0193***<br>(0,0048) | 0,0079***<br>(0,0022)  | -0,0239***<br>(0,0033) | 0,0214***<br>(0,0024)  | -0,0258***<br>(0,0023) | 0,0264***<br>(0,0028)  | -0,0206***<br>(0,0023) | 0,0188***<br>(0,0021)  | -0,0125***<br>(0,0017) |
| Serviços-vendas  | 0,0343***<br>(0,0095)  | -0,0771***<br>(0,0076) | 0,0190***<br>(0,0065)  | -0,0560***<br>(0,0054) | 0,0148***<br>(0,0053)  | -0,0400***<br>(0,0045) | 0,0069*<br>(0,0036)    | -0,0209***<br>(0,0026) | 0,0017<br>(0,0017)     | -0,0047***<br>(0,0015) |
| Agropecuários    | -0,0334***<br>(0,0073) | -0,0028***<br>(0,0010) | -0,0209***<br>(0,0036) | -0,0017**<br>(0,0007)  | -0,0145***<br>(0,0024) | -0,0004<br>(0,0004)    | -0,0095***<br>(0,0015) | 0,0002<br>(0,0002)     | -0,0049***<br>(0,0009) | 0,0006***<br>(0,0002)  |
| Prod. industrial | -0,0139***<br>(0,0031) | 0,0074***<br>(0,0013)  | -0,0057***<br>(0,0016) | 0,0097***<br>(0,0011)  | -0,0111***<br>(0,0016) | 0,0099***<br>(0,0012)  | -0,0170***<br>(0,0019) | 0,0077***<br>(0,0011)  | -0,0130***<br>(0,0016) | 0,0041***<br>(0,0008)  |
| Prod. processos  | -0,0001<br>(0,0009)    | 0,0027*<br>(0,0015)    | -0,0003<br>(0,0013)    | 0,0023**<br>(0,0010)   | -0,0024***<br>(0,0009) | 0,0004<br>(0,0004)     | -0,0027***<br>(0,0007) | -0,0000<br>(0,0002)    | -0,0014***<br>(0,0004) | 0,0000<br>(0,0001)     |
| Manutenção       | 0,0011<br>(0,0007)     | 0,0032***<br>(0,0011)  | 0,0028***<br>(0,0007)  | 0,0029***<br>(0,0010)  | 0,0022***<br>(0,0006)  | 0,0016***<br>(0,0004)  | 0,0015**<br>(0,0006)   | 0,0006***<br>(0,0002)  | -0,0002<br>(0,0003)    | 0,0001<br>(0,0001)     |

Fonte: elaboração dos autores, 2026. Erro-padrão em parênteses. \*\*\* p < 0,01; \*\* p < 0,05; \* p < 0,10.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou o diferencial salarial de gênero no mercado formal do Nordeste brasileiro entre 2010 e 2019, com base em microdados da RAIS e decomposições de Oaxaca-Blinder estimadas por coorte de nascimento. O objetivo foi examinar se a desigualdade salarial entre homens e mulheres se altera entre gerações de trabalhadores e em que medida esse diferencial pode ser associado às características observáveis ou à parcela não explicada do hiato.

Dois resultados se destacam. O primeiro é que o hiato persiste em todas as coortes, ainda que se reduza entre as gerações mais jovens. O segundo é que essa desvantagem não decorre das características das mulheres. Ao contrário, a escolaridade feminina atuaria no sentido de reduzir o diferencial, e o que sustenta o hiato é a parcela não explicada, associada aos retornos desiguais que homens e mulheres recebem por atributos semelhantes.

O controle pela ocupação altera pouco esse quadro, o que indica que a desigualdade não se organiza principalmente pela distribuição de homens e mulheres entre grandes áreas ocupacionais, podendo estar associada a mecanismos de firma.

Esses achados contribuem para a literatura em duas direções. A primeira é oferecer evidência específica para o Nordeste brasileiro, um recorte ainda pouco explorado nos estudos sobre desigualdade salarial de gênero. A segunda é incorporar a dimensão de coorte à análise regional, permitindo observar que a redução do hiato entre gerações convive com a persistência de um núcleo estrutural da desigualdade. Nesse sentido, os resultados sugerem que mudanças na escolarização e na composição da força de trabalho alteraram a magnitude do diferencial, mas não eliminaram os mecanismos que reproduzem retornos salariais desiguais entre homens e mulheres.

Do ponto de vista mais amplo, o artigo reforça que a desigualdade salarial de gênero no Nordeste deve ser compreendida para além das diferenças médias de produtividade. Trata-se de um fenômeno associado à segmentação do mercado de trabalho, à divisão sexual do trabalho e à persistência de barreiras que limitam a conversão da vantagem educacional feminina em rendimentos equivalentes.

Assim, esses resultados têm implicações relevantes para o desenho de políticas públicas. A primeira delas é que políticas centradas apenas na ampliação do acesso à educação tendem a ser insuficientes para enfrentar a desigualdade salarial de gênero. A expansão educacional é condição importante, mas não elimina, por si, os mecanismos que reproduzem retornos salariais desiguais. Isso significa que uma agenda voltada à redução do hiato precisa combinar políticas educacionais com instrumentos capazes de enfrentar a segmentação ocupacional, ampliar a transparência remuneratória e fortalecer a fiscalização da discriminação salarial, em linha com o espírito da Lei nº 14.611/2023.

Por fim, o estudo também apresenta limitações que merecem registro. Como a análise se concentra na RAIS, os resultados se referem ao mercado formal de trabalho e não captam a informalidade, dimensão particularmente relevante no contexto nordestino. Além disso, por se tratar de cortes transversais repetidos, não é possível acompanhar trajetórias individuais ao longo do tempo. Por fim, a parcela inexplicada não deve ser interpretada, de forma automática, como sinônimo de discriminação. Ela pode captar, além de retornos desiguais, fatores não observados na base, como habilidades não mensuradas, aspectos da trajetória laboral e características das firmas.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, Eloiza RF; ARAÚJO, Veneziano; GONÇALVES, Solange L. Urban wage premium for women: evidence across the wage distribution. *World Development*, v. 159, p. 106059, 2022.

ARAÚJO, Verônica Fagundes; RIBEIRO, Eduardo Pontual. DIFERENCIAIS DE

SALÁRIOS POR GÊNERO NO BRASIL: UMA ANÁLISE REGIONAL<sup>1</sup>. Revista econômica do nordeste, v. 33, n. 2, p. 196-217, 2002.

ARELLANO-BOVER, Jaime et al. One cohort at a time: A new perspective on the declining gender pay gap. National Bureau of Economic Research, 2024.

BAR-HAIM, Eyal et al. The persistence of the gender earnings gap: Cohort trends and the role of education in twelve countries. LIS Working Paper Series, 2018.

BECKER, Gary S. The economics of discrimination. University of Chicago press, 2010.

BERGMANN, Barbara R. Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or sex. Eastern economic journal, v. 1, n. 2, p. 103-110, 1974.

BLAU, Francine D.; KAHN, Lawrence M. The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. Journal of economic literature, v. 55, n. 3, p. 789-865, 2017.

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

CARD, David; CARDOSO, Ana Rute; KLINE, Patrick. Bargaining, sorting, and the gender wage gap: Quantifying the impact of firms on the relative pay of women. The Quarterly journal of economics, v. 131, n. 2, p. 633-686, 2016.

CAVALIERI, Claudia Helena; FERNANDES, Reynaldo. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. Brazilian Journal of Political Economy, v. 18, n. 1, p. 162-180, 1998.

ENGLAND, Paula; LEVINE, Andrew; MISHEL, Emma. Progress toward gender equality in the United States has slowed or stalled. Proceedings of the National Academy of Sciences, v. 117, n. 13, p. 6990-6997, 2020.

FOLIANO, Francesca et al. Gender wage gap among young adults: a comparison across British cohorts. Labour Economics, v. 91, p. 102614, 2024.

GARDEAZABAL, Javier; UGIDOS, Arantza. More on identification in detailed wage decompositions. Review of Economics and Statistics, v. 86, n. 4, p. 1034-1036, 2004.

MINCER, Jacob. Schooling, experience, and earnings. NBER Books, 1974.

MOHANTY, Smrutirekha. A distributional analysis of the gender wage gap among technical degree and diploma holders in urban India. International Journal of Educational Development, v. 80, p. 102322, 2021.

MORCHIO, Iacopo; MOSER, Christian. The gender pay gap: Micro sources and macro consequences. American Economic Review, v. 116, n. 5, p. 1765-1810, 2026.

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



# XIII

# SEMANA DA ECONOMIA

ECONOMIA, GESTÃO PÚBLICA E SOCIEDADE: DESAFIOS E OPORTUNIDADES  
PARA O DESENVOLVIMENTO REGIONAL

OLIVEIRA, Flaviana Candido; MACHADO, Danielle Carusi; DE MATTOS, Fernando Augusto Mansor. Dinâmica econômica e a heterogeneidade estrutural na região Nordeste do Brasil entre 2003 e 2015. Revista Econômica do Nordeste, v. 51, n. 4, p. 31-46, 2020.

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

YEMELINA, Natalya; KEMELBAYEVA, Saule; ROSHCHIN, Sergey. Dynamics of Gender Wage Gap in Kazakhstan for 2011-2019. The Indian Journal of Labour Economics, p. 1-25, 2024.