



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
PROGRAMA DE ECONOMIA PROFISSIONAL - PEP
MESTRADO EM ECONOMIA DO SETOR PÚBLICO - MESP

SILVÂNIA BEZERRA DE ANDRADE

**DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE GÊNERO NO BRASIL: UMA
ANÁLISE A PARTIR DA FUNÇÃO DE INFLUÊNCIA RECENTRADA.**

FORTALEZA
2020

SILVÂNIA BEZERRA DE ANDRADE

DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE GÊNERO NO BRASIL: UMA
ANÁLISE A PARTIR DA FUNÇÃO DE INFLUÊNCIA RECENTRADA.

Dissertação apresentada à Coordenação do Programa de Economia Profissional– PEP, da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia do Setor Público. Áreas de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira

FORTALEZA
2020

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

A57d Andrade, Sylvania Bezerra de.
DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE GÊNERO NO BRASIL : UMA ANÁLISE A PARTIR
DA FUNÇÃO DE INFLUÊNCIA RECENTRADA. / Sylvania Bezerra de Andrade. – 2020.
42 f. : il. color.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração,
Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público, Fortaleza, 2020.
Orientação: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

1. Discriminação de gênero. 2. Regressão de Influência Recentrada. 3. Indústria. 4. Serviços. I. Título.
CDD 330

SILVÂNIA BEZERRA DE ANDRADE

**DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE GÊNERO NO BRASIL: UMA
ANÁLISE A PARTIR DA FUNÇÃO DE INFLUÊNCIA RECENTRADA.**

Dissertação apresentada à Coordenação do Programa de Economia Profissional– PEP, da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia do Setor Público. Áreas de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira

Data da aprovação ____/____/____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (CAEN - UFC)

Prof. Dr. Cristiano da Costa da Silva
Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

Dr. Diego Rafael Fonseca Carneiro
Universidade Federal do Ceará (UFC)

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, por me ensinarem a lutar pelas minhas conquistas e nunca temer.

A minha filha por ter me trazido outra forma de ver o mundo e me dar força para enfrentar as batalhas.

Aos professores do CAEN por todo ensinamento e a secreterária Marcia, sempre solícita.

Ao Roberto Tatiwa, meu orientador e coordenador deste mestrado, por toda atenção dispensada.

Aos professores Cristiano da Costa e Diego Rafael, por fazerem parte desta banca examinadora, em especial ao Cristiano, ótimo monitor e amigo.

Aos colegas de turma, que tornaram esta experiência bastante agradável e a todos os demais que contribuíram direta ou indiretamente com a realização desta etapa.

“Nas grandes batalhas da vida, o primeiro passo para a vitória é o desejo de vencer”.
(Mahatma Gandhi)

RESUMO

O objetivo desta dissertação é investigar a discriminação salarial de gênero nos setores industrial e de serviços durante o período de 2014 a 2017. Foi utilizado o modelo proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2018), que combina a função de influência recentrada (RIF) com uma estratégia de reponderamento para decompor diferenciais ao longo da distribuição salarial. Dessa forma, utilizou-se o modelo para decompor o diferencial de rendimentos entre gêneros em função de características observáveis (efeito composição) e do retorno dessas características observáveis (efeito estrutural). Em termos gerais, a discriminação de gênero é assimétrica ao longo da distribuição, sendo mais intensa no extremo superior da distribuição. Os resultados setoriais demonstraram que a desigualdade de gênero provém de naturezas diferentes. Para o setor industrial a desigualdade de gênero é maior na cauda inferior da distribuição (10% menores salários), potencialmente relacionado à questões seculares, enquanto no setor de serviços o gap foi mais elevado na cauda superior da distribuição (percentil de 90%), indicando que a desigualdade se acentua em cargos de maior capital humano no setor.

Palavras-chave: Discriminação de gênero. Regressão de Influência Recentrada. Indústria. Serviços.

ABSTRACT

The objective of this dissertation is to investigate gender wage discrimination in the industrial and service sectors during the period 2014-2017. The model proposed by Firpo, Fortin and Lemieux (2018) was used, which combines the refocused influence function (RIF) with a reweighting strategy to break down differentials throughout the wage distribution. Thus, the model was used to decompose the income differential between genders according to observable characteristics (composition effect) and the return of these observable characteristics (structural effect). In general terms, gender discrimination is asymmetric throughout the distribution, being more intense at the upper end of the distribution. Sectoral results have shown that gender inequality comes from different natures. For the industrial sector, gender inequality is higher in the lower tail of the distribution (10% lower wages), potentially related to secular issues, while in the services sector the gap was higher in the upper tail of the distribution (90% percentile), indicating that inequality is accentuated in positions of greater human capital in the sector.

Keywords:. Gender discrimination. Recent Influence Regression. Industry. Services.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Decomposição de rendimentos entre gêneros segundo os decis da distribuição.	27
Figura 2: Decomposição de rendimentos entre gêneros segundo os decis da distribuição – setor de serviços	36
Figura 3: Decomposição de rendimentos entre gêneros segundo os decis da distribuição – setor industrial.	37

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas descritivas – PNAD Contínua 2017.T3	21
Tabela 2: Decomposição detalhada do <i>gap</i> salarial de gênero, PNADC 2017/T3.....	24
Tabela 3: Decomposição detalha do <i>gap</i> salário de gênero, 2013 - 2017.	25
Tabela 4: Efeito composição e estrutural da decomposição do <i>gap</i> salarial de gênero..	30
Tabela 5: Decomposição detalhada do <i>gap</i> salarial de gênero, PNADC 2017/T3.....	33
Tabela 6: Decomposição detalha do <i>gap</i> salário de gênero segundo os setores, 2013 - 2017	34

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	15
3	METODOLOGIA.....	17
4	RESULTADOS	20
4.1	Amostra de dados e estatísticas descritivas.....	20
4.2	Decomposição do <i>gap</i> de rendimentos entre gêneros	22
4.3	Decomposição de rendimentos entre gêneros nos setores industrial e de serviços.....	31
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	38
	REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO.....	40

1 INTRODUÇÃO

Apesar do avanço de políticas públicas e mudanças culturais que resultaram no aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho desde o final do século XX, o mercado de trabalho brasileiro ainda caracteriza-se pela diferença de rendimentos por gênero. Segundo os dados de 2016 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE -, o rendimento médio habitual das mulheres era ainda 23,50% inferior ao percebido pelos homens, mesmo com as mesmas possuindo um nível de escolarização superior ao dos homens.

Mesmo inexistindo um consenso sobre as causas da persistência da desigualdade de gênero no mercado de trabalho, diversas hipóteses têm sido levantadas e testadas pela literatura econômica.

Goldin (2014) discute o papel da flexibilidade em termos de estrutura de trabalho, ressaltando que as responsabilidades domésticas e restrições culturais restringem a atuação de mulheres em ambientes com jornadas laborais menos flexíveis. Na medida em que há uma redução no conjunto de possibilidades de trabalho, as mulheres tornam-se mais propensas em aceitar salários mais baixos em troca de maior flexibilidade em suas ocupações. Esse é um aspecto relevante no mercado de trabalho brasileiro, na medida em que 28,2% das mulheres ocupadas, em 2016, trabalhavam em regime de tempo parcial (até 30 horas semanais), contra uma taxa de apenas 14,1% para os homens.

Outra vertente bastante discutida na literatura diz respeito ao impacto das interrupções na carreira durante as gestações. Blau *et al.* (2006) e Bryan e Sanz (2011) destacam que a redução da produtividade no mercado de trabalho em decorrência do período reprodutivo, aumentando a propensão das mesmas à trabalhos com menores rendimentos salariais.

Fraga *et al.* (2017) discute o papel do processo de seleção no mercado de trabalho. O autor conclui que existe diferenciação no padrão de seleção em função de gênero, reportando menores chances relativas de mulheres com alta habilidade permanecerem empregadas. Analisando o padrão de progressão para empregos com melhores remunerações, Morchio e Moser (2009) observam uma transição mais lenta para as mulheres, o que reduz o retorno do investimento em capital humano para as mesmas. Os dados do IBGE reforçam esse sentimento na economia brasileira, na medida em que apenas 39,1% dos cargos gerenciais no mercado de trabalho brasileiro são ocupados por mulheres.

Ferber (2003) aborda o papel do custo de oportunidade dos afazeres domésticos sobre a diferença de rendimentos de gênero. O autor pontua um ciclo vicioso com a desigualdade de gênero no mercado de trabalho reforçando o maior peso dos afazeres domésticos em direção às mulheres via custo de oportunidade (visto que o custo de redução de uma hora na oferta de trabalho de um casal igualmente produtivo é maior para o homem do que para a mulher). As estatísticas socioeconômicas do Brasil reforçam esse efeito, visto que as mulheres despendem em média 18,1 horas semanais com os cuidados domésticos, contra uma média de 10,5 horas semanais dos homens.

Do ponto de vista metodológico, a técnica mais popular para mensurar a desigualdade de gênero nos rendimentos laborais é a decomposição de Oaxaca-Blinder (1973). O método decompõe o diferencial de rendimentos em duas parcelas, uma em função das características observáveis (efeito composição) e outra em decorrência do retorno dessas características observáveis (efeito estrutural).

O efeito composição é considerado o “diferencial explicado”, inferindo que se os retornos dos atributos relacionados à produtividade são iguais para ambos os gêneros, então o grupo que possui na margem maior experiência e é mais escolarizado, por exemplo, deveria perceber um rendimento médio superior.

Se descontado o efeito composição ainda permanecer um *gap* salarial entre os gêneros, o mesmo surge em decorrência de diferenças nos retornos das características observáveis em função do gênero. Nesse sentido, se o retorno marginal da experiência e da educação for superior para os homens do que para as mulheres, então haverá um diferencial de rendimentos mesmo no cenário em que ambos tenham os mesmos atributos. Nessa linha, o efeito estrutural é considerado uma medida mais acurada da desigualdade de gênero no mercado de trabalho.

No entanto, o uso da especificação clássica para a decomposição de rendimentos é limitada na medida em que assume que o tamanho do *gap* de rendimentos e os pesos relativos dos efeitos composição e estrutural são constantes ao longo da distribuição salarial (Garcia, Hernandez, López-Nicolas, 2001), hipótese fortemente contestada. Estudos têm atestado a existência de dois fenômenos que aumentam a desigualdade nos extremos da curva de densidade de rendimentos.

O primeiro fenômeno (*sticky floor*) refere-se a maior probabilidade relativa das mulheres em ocupar postos de trabalho com requisitos inferiores ao seu nível de escolaridade e demais atributos laborais, o que acentua a diferença nas dotações médias entre os gêneros em ocupações com salários baixos.

No outro extremo, o efeito *glass ceiling* relaciona-se ao problema de auto-seleção na composição das ocupações com melhores salários. A existência de barreiras culturais torna a intensidade de progressão laboral mais rígida no caso das mulheres, reduzindo o retorno marginal do investimento em educação para as mesmas. Nessas circunstâncias, a necessidade adicional de comprovação de mérito para a ocupação de cargos no extremo direito da distribuição salarial faz com que as mulheres que alcancem tal posto tenham atributos médios superiores aos dos homens, ampliando assim a desigualdade de gênero.

Existem evidências de que tais fenômenos também diferem em existência e intensidade em função do setor em análise. As evidências em Marina (2017) e Xiu e Gunderson (2014) dão suporte ao fenômeno *sticky floor* para o setor industrial nas economias italiana e australiana. Giuberti e Menezes-Filho (2005) encontram diferenças na intensidade do *gap* nos setores da economia brasileira. Os autores também constata heterogeneidades na diferença de rendimentos em relação à ocupação dos indivíduos, com o *gap* sendo maior para “executivos, administradores e gerentes”.

Diante disso, a presente dissertação contribui ao realizar a análise da desigualdade de rendimentos de gênero ao longo dos decis da distribuição, reportando também a intensidade do *gap* salarial em termos setoriais. A análise empírica seguirá a abordagem proposta por Firpo, Fortim e Lemieux (2019), que generaliza o uso da decomposição de Oaxaca-Blinder para os percentis da distribuição da variável de interesse. A técnica possui a vantagem de mensurar a heterogeneidade das dotações médias (efeito composição) e o retorno dessas (efeito estrutural) sobre os percentis da distribuição salarial.

Além dessa introdução, a dissertação é composta por mais quatro capítulos. Em seguida é realizada uma revisão bibliográfica abordando o tema discriminação de gênero entre gêneros. No terceiro capítulo apresenta-se a amostra de dados e a abordagem metodológica escolhida. Na quarta seção são discutidos os resultados da análise empírica, e o capítulo cinco traz as considerações finais.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Cambota e Pontes (2007) fazem uso de uma metodologia semiparamétrica para estimar os coeficientes de desigualdade ao longo da distribuição de rendimentos com base nos dados da PNAD 2004. Os autores verificaram que a diferença de rendimentos foi maior nos quantis superiores da distribuição, denotando uma tendência crescente no *gap* em relação ao grau de escolaridade.

Firpo e Pieri (2018) conjecturam que a política de salário mínimo e a melhora dos indicadores de escolaridade foram fatores importantes para a redução da desigualdade salarial entre gêneros no Brasil entre 2001 à 2015. Os autores pontuam também o potencial do aumento do comércio internacional sobre o aumento da produtividade dos trabalhadores e redução do *gap* salarial. Morchio e Moser (2019) indicam a presença de práticas discriminatórias entre gêneros em decorrência de heterogeneidades inter-firmas no Brasil, com os homens possuindo maior probabilidade relativa de trabalhar em firmas que pagam salários mais altos. Esse fenômeno, denominado *taste-based discrimination*, explica 2/3 da diferença de rendimentos entre gêneros. É consenso entre ambos os artigos que o aumento da liberalização econômica tende a reduzir esse tipo de discriminação via aumento da competitividade entre as firmas.

Scorzafave e Pzello (2007) aplicam equação normalizadas propostas por Yunn (2005 a,b) para corrigir o problema de identificação da decomposição de Oaxaca-Blinder em relação à escolha do grupo de referência no caso em que variáveis binárias estão presentes no conjunto de covariadas. Os autores pontuam que o maior grau de informalidade entre as mulheres contribui para o aumento da diferença salarial de gênero, enquanto a maior escolaridade e a propensão a trabalhar em ocupações parciais contribuem para a redução do *gap* dos rendimentos.

Em uma outra linha, um conjunto de estudos tem centrado atenção no papel de questões específicas sobre a desigualdade entre gêneros no Brasil. Vick (2017) estuda a relação entre a mobilidade da mão de obra (taxa de demissões em decorrência de outra oportunidade no mercado de trabalho) e o salário de equilíbrio percebido no mercado formal com base nos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). O autor observa que as mulheres são menos propensas à pedir demissão tanto em decorrência de reduções salariais, quanto em função de melhoria em suas características observáveis (educação, experiência, entre outros), o que contribui para o aumento do *gap* de rendimentos entre gêneros.

Yahmed (2018) compara a discriminação salarial de gênero nos setores formal e informal da economia. Os resultados apontam que o *gap* salarial devido ao efeito estrutural (parcela da *gap* de rendimentos decorrente da diferença no retorno das características observáveis entre os grupos) é relativamente superior no setor formal da economia. O autor aponta que fatores como a menor probabilidade de permanência no posto de trabalho e a maior propensão à afastamentos temporários em decorrência do período reprodutivo são fortemente considerados no processo de seleção no mercado de trabalho formal. Nessa linha, o desenho impreciso das leis regulatórias no mercado de trabalho pode contribuir para a discriminação de rendimentos entre gêneros.

Bortoluzzo, Matavelli e Madalozzo (2016) trabalham na estrutura de dados em painel para os estados brasileiros no intuito de observar a relação entre a participação das mulheres na economia e o avanço da globalização no Brasil. Os autores concluem que o aumento no investimento estrangeiro direto e da abertura comercial estão associados com uma queda na desigualdade de gênero no país.

3 METODOLOGIA

A função de influência recentrada (RIF) propõe a estimação de regressões quantílicas incondicionais (UQR), de maneira a obter os efeitos parciais das variáveis explicativas sobre qualquer quantil condicional da variável dependente (Firpo, Fortin e Lemieux, 2009). Do ponto de vista de estudos que visam inferir a desigualdade salarial entre gêneros, a técnica é especialmente útil ao generalizar a decomposição clássica de Oaxaca-Blinder, analisando as diferenças salariais entre gêneros ao longo da curva de densidade dos rendimentos.

Nessa linha, Firpo, Fortin e Lemieux (2018) fazem uso da estrutura da função de influência recentrada (RIF) em junção com uma estratégia de reponderamento proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) para decompor diferenças entre grupos a partir ao longo dos percentis da distribuição da variável de resultado.

Suponha que existe uma função distribuição conjunta que reporta todas as relações entre a variável dependente Y , as variáveis explicativas X e a variável categórica T : $(f_{Y,X,T}(y_i, x_i, T_i))$. Desde que existam somente dois grupos baseados em T , a função distribuição de probabilidade conjunta e a função distribuição cumulativa de Y condicional à T podem ser escritas como:

$$f_{Y,X}^k(y, x) = f_{Y|X}^k(Y, X) f_X^k(X) \quad (1)$$

$$f_{Y,X}^k(y, x) = \int f_{Y|X}^k(Y, X) dF_X^k(X) \quad (2)$$

onde o subscrito k indica que a função densidade é condicional à $T = k$; $k \in [0,1]$. Note que dado uma distribuição estatística v , a função distribuição cumulativa condicional de Y pode ser utilizada para calcular o *gap* entre os grupos 0 e 1:

$$\Delta v = v_1 - v_0 = v(F_Y^1) - v(F_Y^0) \quad (3)$$

$$\Delta v = v\left(\int f_{Y|X}^1(Y, X) dF_X^1(X)\right) - v\left(\int f_{Y|X}^0(Y, X) dF_X^0(X)\right) \quad (4)$$

Logo, note a partir da equação (4) que existirá diferença em Δv somente se existir diferenças nas distribuições de X s ($dF_X^1(X) \neq dF_X^0(X)$) e/ou existir diferenças na relação entre Y e X ($F_{Y|X}^1(Y|X) \neq F_{Y|X}^0(Y|X)$). Ou seja, se existir diferenças no conjunto de

características observáveis entre os grupos ($(dF_X^1(X) \neq dF_X^0(X))$) e/ou se existir diferenças no retorno das características observáveis entre os grupos ($F_{Y|X}^1(Y|X) \neq F_{Y|X}^0(Y|X)$).

Para mensurar as importâncias relativas do efeito composição e do efeito estrutural sobre a diferença total entre os grupos ao longo da distribuição estatística Δv , é necessário construir um cenário contrafactual (Δv_c), que pode ser definido como segue:

$$v_c = v(F_Y^c) = v\left(\int f_{Y|X}^0(Y, X) dF_X^1(X)\right) \quad (5)$$

O qual infere quais seriam os valores da variável dependente no grupo 0, caso o retorno das características observáveis fosse remunerado de acordo com o grupo 1, ao longo da distribuição estatística v . A partir desse contrafactual, as diferenças entre grupos na distribuição estatística v podem ser desagregadas em dois componentes.

$$\Delta v = \underbrace{v_1 - v_c}_{\Delta v_s} + \underbrace{v_c - v_0}_{\Delta v_X} \quad (6)$$

onde Δv_X reporta o *gap* associado à diferenças nas características, enquanto Δv_s reflete as diferenças atribuídas a relação entre Y e X . O problema de inferência decorre da dificuldade de identificação da distribuição estatística contrafactual v_c , por causa da combinação das características e resultados não observáveis nos dados.

Firpo, Fortin e Lemieux (2018) sugere um desenho um esquema de reponderação semiparamétrica com base na estratégia de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) para identificar a distribuição contrafactual $F_{Y|X}^0(Y, X) dF_X^1(X)$. Os autores propõem obter uma aproximação para a distribuição contrafactual por multiplicar a distribuição observada das características $dF_X^0(X)$ com um fator de ponderação $w(X)$, a qual assemelha-se à distribuição $dF_X^1(X)$:

$$F_Y^c = \int F_{Y|X}^0(Y, X) dF_X^1(X) \cong \int F_{Y|X}^0(Y, X) dF_X^0(X) \quad (7)$$

Com base na regra de Bayes, o fator de reponderação $w(X)$ pode ser identificado como segue:

$$w(X) = \frac{dF_X^1(X)}{dF_X^0(X)} = \frac{dF_{X|T}(X|T=1)}{dF_{X|T}(X|T=0)} \frac{dF_T(T=0)}{dF_T(T=0|X)} \frac{1-p}{p} \frac{p(T=1|X)}{1-p(T=1|X)} \quad (8)$$

Onde p é a proporção de pessoas no grupo $T = 1$ e $P(T = 1|X)$ é a probabilidade condicional de alguém com características X fazer parte do grupo 1. Em outras palavras, para identificar a distribuição contrafactual $F_{Y|X}^c$, estima-se o fator de reponderação $w(X)$ com base no modelo probit ou logit, a fim de mensurar a probabilidade condicional $P(T = 1|X)$.

Após obter os parâmetros de reponderação, as equações utilizadas para estimar as distribuições estatísticas são dadas por:

$$v_1 = E \left(RIF \left(y_i; v(F_Y^1) \right) \right) = \bar{X}^1{}' \hat{\beta}^1 \quad (9)$$

$$v_0 = E \left(RIF \left(y_i; v(F_Y^0) \right) \right) = \bar{X}^0{}' \hat{\beta}^0 \quad (10)$$

$$v_c = E \left(RIF \left(y_i; v(F_Y^c) \right) \right) = \bar{X}^c{}' \hat{\beta}^c \quad (11)$$

onde $RIF(y_i; v(F_Y)) = v(F_Y) + IF(y_i; v(F_Y))$ denota a função de influência recentrada e $IF(y_c; v(F_Y)) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{v((1-\epsilon)F_Y + \epsilon H_{Y_c}) - v(F_Y)}{\epsilon} = \frac{\partial v(F_Y \rightarrow H_{Y_c})}{\partial \epsilon}$ denota a função de influência¹, onde $H_{Y_c} = 0 \forall y < y_c$ e $H_{Y_c} = 1 \forall y > y_c$. E a decomposição dos componentes é definida por:

$$\Delta v = \underbrace{\bar{X}^1{}' (\hat{\beta}^1 - \hat{\beta}^c)}_{\Delta v_s^P} + \underbrace{(\bar{X}^1 - \bar{X}^c)' \hat{\beta}^c}_{\Delta v_s^E} + \underbrace{(\bar{X}^c - \bar{X}^0)' \hat{\beta}^0}_{\Delta v_X^P} + \underbrace{\bar{X}^c{}' (\hat{\beta}^c - \hat{\beta}^0)}_{\Delta v_s^E} \quad (12)$$

e os componentes $\Delta v_s^P + \Delta v_s^E$ correspondem ao efeito estrutural ao passo que $\Delta v_X^P + \Delta v_s^E$ correspondem ao efeito composição agregado. Os dois componentes são adicionalmente decompostos em estrutura pura salarial (Δv_s^P) e o efeito composição (Δv_X^P), mais dois componentes que podem ser utilizados para avaliar o ajuste global do modelo. Δv_s^E é um erro de reponderação que é utilizado para avaliar a qualidade da estratégia de reponderação, com valor igual a zero em grandes amostras. Δv_X^E é o erro de especificação e é utilizado para avaliar a importância da aproximação da função de influência recentrada (RIF).

¹A função de influência denota como a distribuição estatística v pode se alterar quando existe uma alteração marginal na distribuição F_Y que dá mais peso para observações com valores y_c .

4 RESULTADOS

4.1 Amostra de dados e estatísticas descritivas

O exercício empírico é construído com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). A pesquisa, realizada trimestralmente, acompanha a força de trabalho nacional, construindo indicadores que visam caracterizar os aspectos socioeconômicos da mão de obra nacional.

O estudo subjacente realiza estimações da discriminação salarial de gênero para os anos de 2013 a 2017, trabalhando com as amostras na estrutura de cortes transversais. O desenho de análise permite avaliar a existência de padrões nos resultados, inferindo também sobre possíveis alterações temporais na dinâmica de desigualdade salarial no Brasil. Para controlar o efeito da sazonalidade sobre as especificações, os modelos foram estimados considerando os dados do terceiro trimestre de cada respectivo ano.

Visto que as relações de trabalho no setor público apresentam uma estrutura rígida contratual, circunstanciado em dispositivos legais que, via de regra, equalizam os ganhos salariais de indivíduos que exercem a mesma função, a análise concentra-se nos trabalhadores alocados no setor privado. Considera-se também somente indivíduos com idade entre 15 e 64 anos, os quais constituem a população economicamente ativa.

A apresentação e discussão das estatísticas descritivas será feita com base na PNAD Contínua do terceiro trimestre de 2017 (PNADC 2017/T3). Após o filtro da amostra em função das restrições impostas, restaram 159.895 observações para o período 2017/T3, subdivididos em 61.966 ocupados do sexo feminino (38,75% da amostra) e 97.929 ocupados do sexo masculino (61,25% da amostra).

O indicador de rendimento foi construído como a razão entre o salário percebido e o número de horas trabalhadas no trabalho principal dos ocupados. A variável foi transformada em *logaritmo natural* para facilitar a interpretação dos resultados estimados. Já as variáveis explicativas foram segmentadas em categorias que representam as características individuais (cor e idade), de educação (etapa de ensino mais elevada concluída), de experiência (experiência minceriana e tempo de permanência no mesmo emprego), de *background* sociodemográfico (região metropolitana e regiões do Brasil), além do setor de trabalho (indústria e serviços).

A Tabela 1 exibe a média e o desvio padrão das variáveis empregadas na análise empírica, fragmentando a amostra em termos de gênero dos trabalhadores. As mulheres

possuem grau de instrução formal superior à dos homens, na medida em que mais da metade da amostra do sexo feminino possui ao menos ensino médio completo, enquanto a maior proporção de homens possui no máximo ensino fundamental completo.

Tabela 1: Estatísticas descritivas – PNAD Contínua 2017.T3

Variável	Transformação	Mulheres		Homens	
		Média	Desv. Pad.	Média	Desv. Pad.
LN Salário	Log Natural do Rendimento Habitual por hora do Trabalho Principal.	3.383	0.795	3.462	0.835
Branco	“1” se o indivíduo se autodeclarar branco; “0” caso contrário	0.443	0.497	0.410	0.492
Casado	“1” se o indivíduo é casado; “0” caso contrário	0.596	0.491	0.681	0.466
Idade	Idade em Anos	40.94	10.13	41.78	10.55
Idade2	Idade em Anos ao quadrado			1857.	
Ens Fundamental	“1” se o indivíduo possui no máximo ens. Fund. completo “0” caso contrário	1778.0	867.2	0	915.7
Ens Médio	“1” se o indivíduo possui no máximo ens. médio completo “0” caso contrário	0.147	0.354	0.156	0.363
Ens Superior	“1” se o indivíduo possui pelo menos ensino superior. completo “0” caso contrário	0.390	0.488	0.313	0.464
Tempo	Tempo de permanência no mesmo emprego (em Anos)	0.177	0.382	0.101	0.301
Experiência	Exp=Idade – 6 – Anos de Escolaridade (em anos, fórmula minceriana)	6.474	8.056	8.865	10.200
Experiência2	Exp ao quadrado	24.53	12.12	26.93	12.56
RM	“1” se o indivíduo trabalha na região metropolitana. “0” caso contrário	748.7	661.1	883.1	730.3
Norte	“1” se o trabalha na região Norte “0” caso contrário	0.457	0.498	0.361	0.480
Sudeste	“1” se o trabalha na região Sudeste “0” caso contrário	0.104	0.306	0.130	0.337
Sul	“1” se o trabalha na região Sul “0” caso contrário	0.315	0.465	0.285	0.452
Centro Oeste	“1” se o indivíduo trabalha na região Centro Oeste “0” caso contrário	0.203	0.402	0.192	0.394
Indústria	“1” se o indivíduo trabalha no setor industrial “0” caso contrário	0.115	0.319	0.109	0.312
Serviços	“1” se o indivíduos trabalho no setor de serviços “0” caso contrário	0.126	0.331	0.279	0.448
Observações		0.811	0.391	0.483	0.500
		61966		97929	

Fonte: Elaborado pela autora.

Por outro lado, os homens apresentam melhores atributos em termos de experiência no mercado de trabalho. O tempo de permanência médio no mesmo emprego é de 8,865 para trabalhadores do sexo masculino e de 6,474 no caso de trabalhadores do sexo feminino. A experiência *minceriana* é superior também no grupo dos homens, resultado da maior média de idade e entrada mais cedo no mercado de trabalho destes.

No que tange ao *background* sociodemográfico, as mulheres ocupadas estão relativamente mais concentradas na região metropolitana (RM), e na região sul e sudeste do país. Supõe-se que aspectos culturais acentuam as barreiras à entrada das mulheres ao mercado de trabalho tanto em regiões menos populosas, como no norte e nordeste. Outro fator

que pode estar relacionado ao resultado, é maior taxa de fertilidade observada em regiões mais pobres, o que contribui também para a redução na inserção de mulheres na força de trabalho. A distribuição das ocupações em termos setoriais apresenta elevada heterogeneidade, com a participação relativa do setor de serviços sendo predominantemente maior para o sexo feminino.

4.2 Decomposição do *gap* de rendimentos entre gêneros

A existência de um diferencial de rendimentos por gênero é um resultado conhecido tanto na literatura nacional quanto na internacional. Diversos estudos utilizam a decomposição de Oaxaca e suas variantes para ajustar a diferença de rendimentos entre os homens e mulheres em função das características observáveis, de maneira a controlar o efeito composição (dotações individuais) sobre a discriminação de gênero, tomando como medida de desigualdade salarial de gênero o componente estrutural (que reflete o retorno marginal das dotações).

Nessa linha, a literatura tem ressaltado que o efeito composição atenua a diferença de rendimentos por gênero, na medida em que as características observáveis das mulheres são superiores às dos homens. Em países desenvolvidos, na média, o efeito composição é nulo, visto que homens e mulheres possuem perfis educacionais e de experiência similares (Giuberti e Meneze-Filho, 2005). Por outro lado, em países mais pobres (geralmente localizados no continente africano) as mulheres sofrem também com restrições educacionais, de maneira que o efeito composição acentua o *gap* salarial entre homens e mulheres. Nordman, Robilliard e Roubaud (2011) reportam que 40% da desigualdade de gênero em capitais localizadas na África Oriental são explicados por diferenças nas características observáveis.

Tão importante quanto determinar o nível de desigualdade de gênero presente no mercado de trabalho brasileiro é investigar a intensidade do mesmo ao longo da distribuição salarial. Estudos (Kee, 2006; Fortin *et al.*, 2011; Xiu e Gunderson, 2014; Marina, 2017) têm centrado atenção na mensuração do *gap* salarial de gênero em diferentes quantis, inferindo sobre a presença de padrões como *glass ceiling* (aumento do *gap* nos rendimentos nos quantis superiores da distribuição) e/ou *sticky floor* (*gap* nos rendimentos mais elevado nos quantis inferiores da distribuição) no diferencial de rendimentos em termos de gênero.

O chamado fenômeno *glass ceiling* relaciona-se a existência de barreiras, no mercado de trabalho que dificultam a ascensão das mulheres em suas carreiras. Bell (2005)

indicam que as mulheres enfrentam um ambiente mais hostil do que os homens em cargos executivos, implicando uma maior exigência em termos de dotações para que as mesmas alcancem tais postos.

Na medida em que a estrutura de progressão laboral feminina torna-se mais rígida a partir de um determinado estágio, o problema de auto seleção presente que as mulheres apresentem um estoque de dotações produtivas superiores aos dos homens em cargos com alto nível de remuneração. Nessa linha, o retorno das dotações das mulheres tende a ser relativamente menor em ocupações mais elevadas, o que tende a ampliar a desigualdade salarial de gênero nos quantis superiores da distribuição.

No outro extremo da distribuição de rendimentos, o fenômeno *sticky floor* define uma situação onde homens e mulheres possuem as mesmas características observáveis, no entanto, as mulheres são selecionadas para postos relativamente inferiores no mercado de trabalho (Booth *et al.*, 2003). Marina (2017) e Xiu e Gunderson (2014) encontram tal efeito nas ocupações do setor industrial para as economias italiana e australiana, respectivamente. Os autores ressaltam que as mulheres alocadas nos decis inferiores da distribuição salarial do setor industrial possuem maior probabilidade de receber educação formal para tais ocupações, enquanto o mesmo não é observado para os homens.

Posto isso, a existência de heterogeneidade na intensidade do *gap* ao longo da distribuição de rendimentos tem implicações práticas sobre as políticas voltadas para a mitigação da desigualdade de gênero no mercado de trabalho. Na medida em que os efeitos de seleção podem ser assimétricos ao longo dos quantis, o desenho das políticas públicas deve considerar a partir de quais mecanismos são desdobrados o diferencial de rendimento, inferindo sobre a parcela relativa do efeito composição e do efeito estrutural.

A Tabela 2 mostra os resultados estimados com base na função de influência recentrada (RIF) com uma estratégia de reponderamento para decompor o diferencial de rendimento ao longo da distribuição salarial. A análise é realizada com base no primeiro, quinto (mediana) e nono decil da distribuição do rendimento principal da amostra selecionada.

Os resultados confirmam a existência do diferencial de salários entre mulheres e homens, com a diferença em favor dos homens aumentando ao longo dos decis, sugerindo a presença do efeito *glass ceiling* no mercado de trabalho brasileiro. Em termos pontuais, a diferença de rendimentos não ajustada (sem o controle da diferença nas características observáveis) aumenta de 8,293% no primeiro decil para 16,28% quando considera-se o nono decil da distribuição.

Como esperado, o efeito composição (controle das dotações observáveis) apresenta sinal inverso ao diferencial de rendimentos. O resultado indica que se a remuneração fosse determinada exclusivamente pelas características observáveis, gerando o mesmo retorno sobre as dotações para ambos os gêneros, em média, a remuneração média da mulher deveria ser 9,97%, 10,63% e 15,03% superior aos dos homens nos decis 1, 5 e 9, respectivamente. O resultado indica, portanto, que a superioridade relativa nas características observáveis das mulheres vai acentuando ao longo da distribuição de rendimentos.

O efeito estrutural é considerado a medida fidedigna do tamanho da desigualdade de gênero nos rendimentos do mercado de trabalho, na medida em que compara os rendimentos percebidos por homens e mulheres em uma situação teórica onde as características observáveis de ambos são idênticas. Dito de outra forma, o componente expurga o impacto do efeito composição, conjecturando qual seria a diferença de rendimentos caso os grupos possuísem as mesmas dotações médias.

O resultado do *gap* ajustado (efeito estrutural) mostra que a desigualdade de gênero acentua-se ao longo da distribuição salarial, passando de -16,62% no primeiro decil para -27,25% quando considera-se o nono decil. Dessa forma, demonstra-se que o *gap* de rendimentos ajustado aumenta em 10,63 pontos percentuais do primeiro para o nono decil. Em termos gerais, os resultados dão suporte a existência do efeito *glass ceiling*, inexistindo, no entanto, o efeito *sticky floor* no mercado de trabalho privado brasileiro.

Tabela 2: Decomposição detalhada do *gap* salarial de gênero, PNADC 2017/T3

Grupos	Decil 1	$\Delta\%$	Decil 5	$\Delta\%$	Decil 9	$\Delta\%$
Mulheres	2.686*		3.417*		4.489*	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Contrafactual	2.590*		3.316*		4.349*	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Homens	2.772*		3.556*		4.667*	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
<i>Gap</i> Não Ajustado	-0.087*	-8.29%	-0.139*	-12.95%	-0.178*	-16.28%
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
Efeito Composição	0.095*	9.97%	0.101*	10.62%	0.140*	15.03%
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
<i>Gap</i> Ajustado (Efeito Estrutural)	-0.182*	-16.62%	-0.239*	-21.27%	-0.318	-27.25%
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	

Fonte: Elaborado pela autora. Nota: *p*-valor entre parênteses. * $p < 0.05$

A Tabela 3 reporta a diferença de rendimentos não ajustada, o efeito composição e o efeito estrutural (*gap* ajustado) entre 2013 e 2017. Os resultados dão suporte às conclusões levantadas nos parágrafos anteriores. Em termos gerais, o *gap* salarial ajustado é superior ao *gap* salarial não ajustado em todos dos decis para todos os períodos em análise. Portanto, as mulheres possuem características observáveis relativamente superiores ao longo da distribuição salarial, sendo esta distância crescente em relação aos decis.

A discriminação salarial de gênero, mensurada pelo efeito estrutural, não apresentou tendência ao longo dos 5 anos observados em nenhum dos decis observados, o que indica que o *gap* salarial manteve-se constante mesmo com o advento da crise fiscal e o período de recessão econômica entre 2014 e 2017. O efeito *glass ceiling* é observado em todos os períodos, com o *gap* da cauda superior excedendo entre 10,63 p.p (2017) e 15,62 p.p. (2015) o *gap* da cauda inferior.

Tabela 3: Decomposição detalha do *gap* salário de gênero, 2013 - 2017.

	2013	2014	2015	2016	2017
<i>Gap</i> Não Ajustado					
Decil 1	-10.86%	-12.78%	-10.11%	-4.84%	-8.29%
Decil 5	-18.03%	-18.78%	-15.76%	-18.51%	-12.95%
Decil 9	-16.30%	-17.44%	-14.48%	-18.28%	-16.28%
Efeito Composição					
Decil 1	10.01%	7.40%	7.66%	11.81%	9.99%
Decil 5	4.85%	6.28%	6.39%	10.60%	10.58%
Decil 9	19.56%	16.57%	26.01%	20.58%	15.07%
<i>Gap</i> Ajustado (Efeito Estrutural)					
Decil 1	-18.97%	-18.80%	-16.51%	-14.89%	-16.62%
Decil 5	-21.83%	-23.57%	-20.82%	-26.32%	-21.28%
Decil 9	-29.99%	-29.17%	-32.13%	-32.23%	-27.25%

Fonte: Elaborado pela autora.

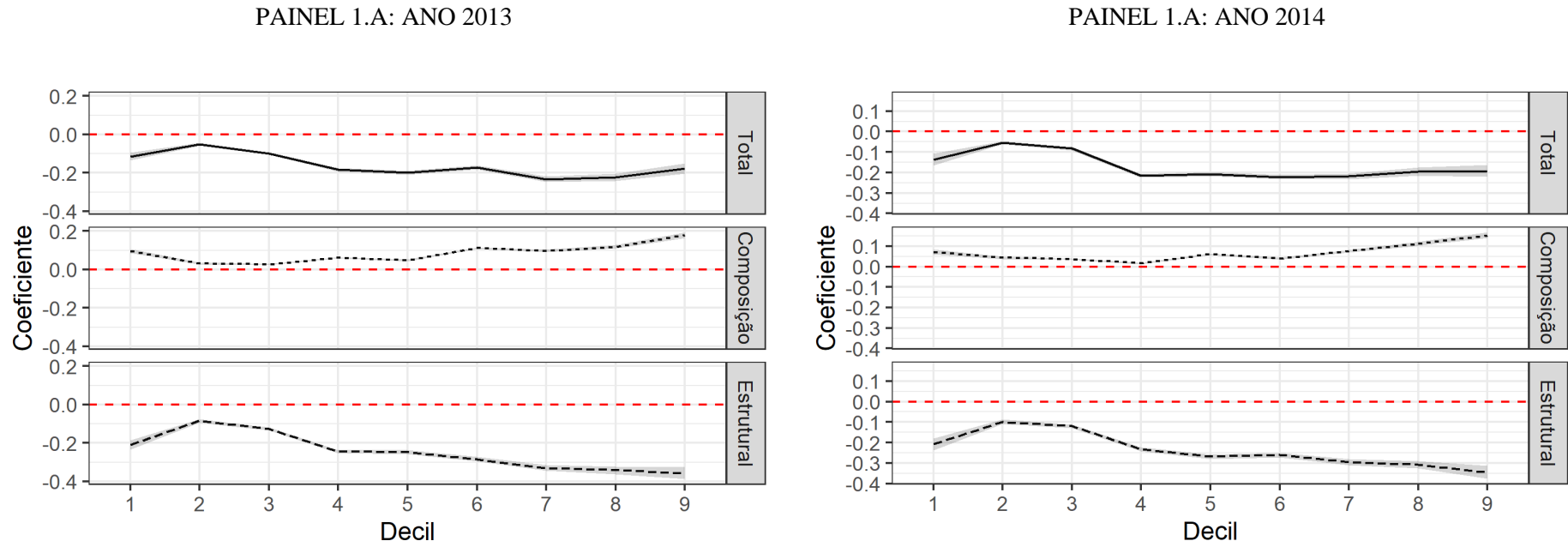
O painel de gráficos na Figura 1 mostra as decomposições realizadas via função de influência recentrada para os anos de 2013 a 2017. Para uma melhor compreensão da trajetória dos componentes que explicam o *gap* salarial no trabalho principal entre gêneros, foram considerados os nove decis da curva de densidade de rendimentos.

Os resultados reportados dão suporte aos resultados discutidos anteriormente, denotando uma tendência de crescimento no diferencial de rendimentos não explicado entre gêneros (efeito estrutural) ao longo da distribuição salarial. Evidencia-se que o fenômeno

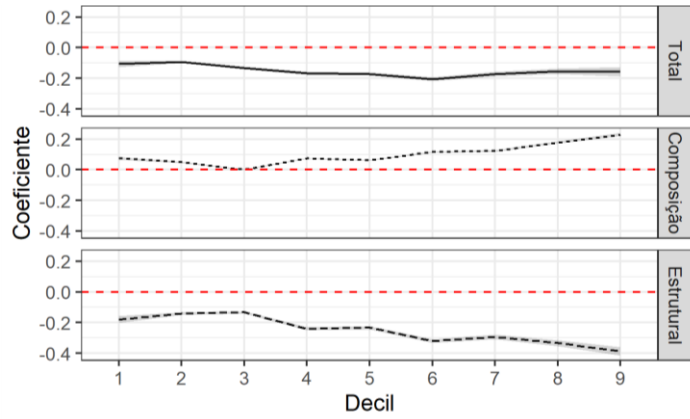
glass ceiling é preponderante na estrutura de discriminação salarial do mercado de trabalho brasileiro.

No que tange ao efeito composição, caracteriza-se que as mulheres possuem dotações associadas à atividade laboral superiores aos homens em todos os decis. Em termos de intensidade, o efeito composição demonstrou-se mais elevado em ambos os extremos da distribuição.

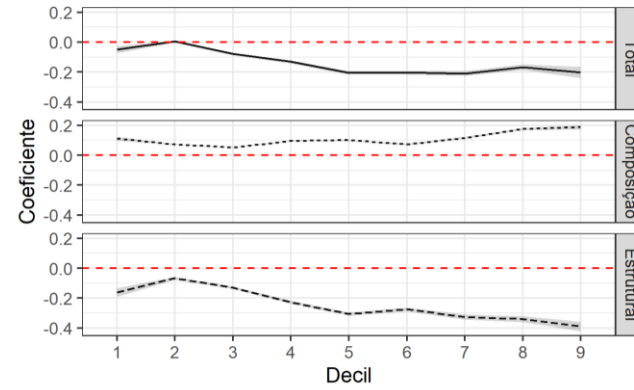
Figura 1: Decomposição de rendimentos entre gêneros segundo os decis da distribuição.



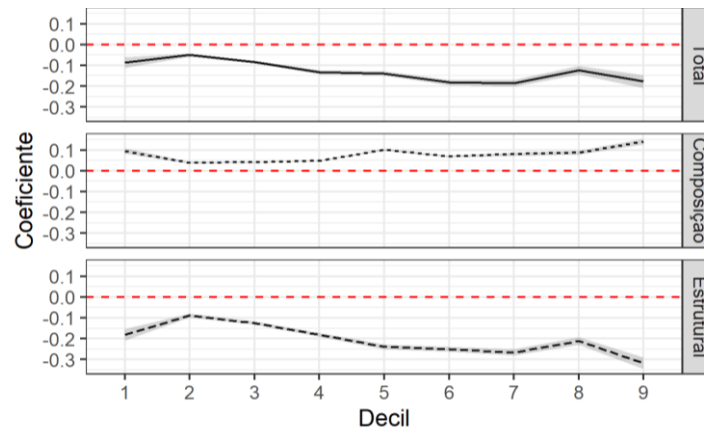
PAINEL 1.A: ANO 2015



PAINEL 1.A: ANO 2016



PAINEL 1.A: ANO 2017



Fonte: Elaborado pela autora. Nota: Área sombreada representa o intervalo de confiança de 95% dos coeficientes estimados.

A Tabela 4 reporta a contribuição de cada um dos fatores (características observáveis) sobre os efeitos composição e estrutural considerando o ano de 2017. Em relação a diferença de salários entre gêneros decorrente das características observáveis, a variável Casado eleva a desigualdade de rendimentos e possui um efeito crescente ao longo dos decis. Em termos gerais, o fato do trabalhador ser casado sinaliza maior estabilidade para o mercado, que em contrapartida eleva a oferta salarial. Ressalta-se também que a participação relativa de trabalhadores casados é substancialmente superior entre os homens (Tabela 1), o que contribui para o aumento da desigualdade via prêmio salarial.

O maior tempo médio de permanência no posto de trabalho entre os homens contribui também para o aumento da diferença de rendimentos de gêneros. Na medida em que a continuidade gera ganhos de produtividade, acentua-se a probabilidade de o indivíduo receber uma progressão ou aumento salarial real, implicando em uma tendência crescente ao longo dos decis da distribuição.

A experiência minceriana apresentou mudança no coeficiente da mediana para o nono decil. A maior rigidez na transição para melhores postos de trabalho enfrentada pelas mulheres está associada à maior presença de mulheres com maiores níveis de experiência no primeiro e quinto decil, reduzindo a diferença de rendimentos, e menor participação no topo da distribuição, ampliando o diferencial salarial no decil nove.

O maior grau de escolaridade das mulheres é o fator que mais contribui para o efeito composição. A diferença de dotações na taxa de ocupados com ensino superior contribui com 0.0244 (2.47%) e 0.1376 (15.90%) pontos no quinto e nono decil, respectivamente. Por outro lado, a taxa no ensino superior gera -0.026 pontos para o efeito estrutural, contribuindo para um aumento de 2.53% no diferencial de rendimentos entre gêneros.

Em referência ao efeito estrutural, a diferença nos retornos da escolaridade explica a maior parte da desigualdade de rendimentos entre gêneros no topo da distribuição.

Nos decis inferiores há uma forte contribuição da raça e da estabilidade associada ao casamento para o *gap* de rendimentos, com o setor industrial também reportando coeficiente negativo e estatisticamente significativo, o que sugere práticas discriminatórias entre gêneros na indústria, efeito associado ao fenômeno *taste-based discrimination*.

Tabela 4: Efeito composição e estrutural da decomposição do *gap* salarial de gênero.

Grupos	Decil 1	Decil 5	Decil 9
(continua)			
<i>Efeito Composição</i>			
Branco	0.0027* (0.0000)	0.0024* (0.0000)	0.0082* (0.0000)
Casado	-0.0001 (0.1475)	-0.0003* (0.0000)	-0.0011* (0.0000)
Idade	-0.1789* (0.0000)	-0.0709* (0.0000)	0.0495* (0.0106)
Idade2	0.0701* (0.0000)	0.0350* (0.0000)	-0.0858* (0.0000)
Ens. Fundamental	0.0006 (0.3664)	0.0007* (0.0019)	0.0023* (0.0000)
Ens. Médio	-0.0059 (0.0509)	0.0010 (0.3104)	-0.0027 (0.2147)
Ens. Superior	-0.0260* (0.0000)	0.0244* (0.0000)	0.1376* (0.0000)
Tempo	-0.0009* (0.0000)	-0.0011* (0.0000)	-0.0027* (0.0000)
Experiência	0.2825* (0.0000)	0.0982* (0.0000)	-0.0835* (0.0007)
Experiência2	-0.0402* (0.0007)	-0.0253 (0.0000)	0.1447* (0.0000)
RM	0.0063* (0.0000)	0.0023* (0.0000)	0.0062* (0.0000)
Norte	-0.0007* (0.0000)	-0.0002* (0.0000)	-0.0001 (0.0535)
Sudeste	0.0129* (0.0000)	0.0036* (0.0000)	0.0018* (0.0000)
Sul	-0.0017* (0.0023)	-0.0005* (0.0023)	-0.0001 (0.0514)
Centro Oeste	-0.0005 (0.1066)	-0.0001 (0.1068)	0.0000 (0.1491)
Serviços	0.0094* (0.0000)	0.0015* (0.0000)	-0.0003* (0.2665)
Indústria	0.0002 (0.7255)	0.0000 (0.7256)	0.0000 0.7304
<i>Efeito Estrutural</i>			
Branco	0.0086 (0.4960)	-0.0167* (0.0025)	0.0109* (0.0383)
Casado	-0.1301* (0.0000)	-0.0481* (0.0000)	0.0326 (0.0960)

Tabela 4: Efeito composição e estrutural da decomposição do *gap* salarial de gênero.

Grupos	Decil 1	Decil 5	Decil 9
			(conclusão)
Idade	-0.1290 (0.9136)	-2.1748* (0.0000)	0.1004 (0.9380)
Idade2	-0.5839 (0.2328)	0.6347* (0.0002)	-0.3010 (0.5890)
Ens. Fundamental	0.0217* (0.0424)	0.0002 (0.9651)	-0.0060 (0.3790)
Ens. Médio	0.0751* (0.0213)	0.0080 (0.4814)	-0.0601* (0.0080)
Ens. Superior	0.0500* (0.0072)	0.0121 (0.0591)	-0.0431* (0.0090)
Tempo	0.0512* (0.0024)	-0.0062 (0.2716)	0.0565* (0.0000)
Experiência	0.4171 (0.3782)	0.5306* (0.0011)	-0.0813 (0.8640)
Experiência2	0.1531 (0.3424)	-0.0132 (0.7984)	0.1492 (0.3860)
RM	0.0264* (0.0201)	0.0283 (0.0000)	0.0579* (0.0000)
Norte	0.0076 (0.1294)	-0.0005 (0.6732)	0.0010 (0.7130)
Sudeste	0.0375 (0.0571)	-0.0068 (0.2800)	0.0374* (0.0100)
Sul	0.0158* (0.0369)	-0.0011 (0.6586)	-0.0009 (0.8870)
Centro Oeste	-0.0031 (0.3596)	-0.0077 (0.0000)	-0.0037 (0.2210)
Serviços	0.0564 (0.2123)	-0.0095 (0.3880)	-0.0037 (0.8660)
Indústria	-0.0668* (0.0168)	-0.0373* (0.0000)	-0.0070 (0.6340)
Constante	-0.0668* (0.0168)	-0.0373* (0.0000)	-0.2370* (0.6070)

Fonte: Elaborado pela autora. Nota: *p*-valor entre parênteses. * $p < 0.05$

4.3 Decomposição de rendimentos entre gêneros nos setores industrial e de serviços

Uma série de estudos tem encontrado evidências de que fatores como o grau de sindicalização, abertura comercial e competitividade intra-firmas contribuem para a

existência de heterogeneidades na discriminação de rendimentos entre gênero do ponto de vista setorial.

A relação entre abertura comercial e discriminação de rendimentos racial e de gênero é abordado em estudos como o de Benguria e Ederginton (2017) e Juhn *et al.* (2014). Ambos os estudos encontram evidências de que a menor propensão ao comércio exterior contribui para o *gap* de rendimentos tanto no Brasil quanto no México.

Elvira e Saporta (2001) investigam a relação entre a sindicalização e o *gap* salarial de gênero para os Estados Unidos. Os autores encontram uma certa assimetria em termos de intensidade e de direção, com a sindicalização contribuindo para o aumento da desigualdade de rendimentos entre gêneros nas indústrias têxteis e para a redução nas indústrias químicas. O estudo de Morchio e Moser (2019), conforme já discutido na revisão bibliográfica, dá suporte à hipótese de existência de *taste-based discrimination*.

Portanto, torna-se relevante também realizar decomposições auxiliares em função dos setores de serviços e da indústria. Em termos de composição, a indústria pode ser considerada um setor predominantemente masculino, existindo uma forte assimetria na estrutura de ocupação nesse mercado de trabalho entre gêneros. Já o setor de serviços concentra uma maior participação relativa de mulheres, com ocupações tradicionalmente femininas.

Os resultados reportados na Tabela 5, considerando as informações de 2017, dão indícios de que apesar da discriminação salarial de gênero ser presente ao longo de todos os decis analisados, a natureza da mesma difere entre os setores. O setor de serviços denota uma tendência de crescimento (em termos absolutos) tanto no efeito composição quanto no efeito estrutural, sugerindo que a diferenciação nos retornos das características observáveis tende a crescer ao longo da distribuição salarial. O resultado assemelha-se ao observado no setor privado como um todo, evidência esperado tendo em vista que serviços é o principal setor da economia brasileira.

Por outro lado, a discriminação de gênero no setor industrial é predominantemente mais forte no primeiro decil da curva de densidade de rendimentos, sendo 24,09 p.p. superior ao *gap* observado na mediana. Note que, segundo o efeito composição, a diferença nas características observáveis em favor das mulheres é substancialmente superior (30.70% no decil 1 contra 9.93% no decil 5) no extremo inferior da distribuição de rendimentos. Caracteriza-se a presença do fenômeno *sticky floor* com as mulheres apresentando níveis de habilidade extremamente superiores aos

dos homens quando se considera somente os 10% menores rendimentos habituais do trabalho principal, e sendo escolhidas para cargos inferiores em uma situação de igual atributos em relação aos homens.

As estimativas mostradas na Tabela 6 e nas Figuras 2 e 3 indicam que as conclusões apresentadas anteriormente são válidas ao longo do período entre 2013 e 2017, denotando que a desigualdade de rendimento entre gêneros decorre de causas diferentes do ponto de vista setorial. O setor industrial reportou uma discriminação de rendimentos entre gêneros (efeito estrutural) relativamente superior no primeiro, apresentando um *gap* entre -28.18% e -48.81% entre 2013 a 2017 contra -11.72% e -17.47% no setor de serviços.

Tabela 5: Decomposição detalhada do *gap* salarial de gênero, PNADC 2017/T3

Setores	Serviços			Indústria		
Grupos	Decil 1	Decil 5	Decil 9	Decil 1	Decil 5	Decil 9
Mulheres	2.686*	3.417*	4.489*	2.597*	3.408*	4.489*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Contrafactual	2.590*	3.316*	4.349*	2.329*	3.313*	4.193*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Homens	2.772*	3.556*	4.667*	2.999*	3.597*	4.526*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
<i>Gap</i> Não Ajustado	-0.087*	-0.139*	-0.178*	-0.402*	-0.189*	-0.036*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.413)
	-8.293%	-12.95%	-16.28%	-33.10%	-17.24%	-3.58%
Efeito Composição	0.095*	0.101*	0.140*	0.268*	0.095*	0.296*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	9.99%	10.58%	15.07%	30.70%	9.93%	33.40%
<i>Gap</i> Ajustado (Efeito Estrutural)	-0.182*	-0.239*	-0.318*	-0.670*	-0.284*	-0.332*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	-16.62%	-21.28%	-27.25%	-48.81%	-24.72%	-28.26%

Fonte: Elaborado pela autora. Nota: *p*-valor entre parênteses. * $p < 0.05$

Note que a diferença na intensidade do *gap* desaparece ao longo da distribuição salarial, com a desigualdade entre gêneros encontrando suporte -21.28% e -28.95% no quinto decil e entre -25.95% e 36.55% no decil mais elevado da curva de densidade.

É interessante pontuar, no entanto, que o efeito composição do setor industrial é superior ao observado no setor de serviços nos decis extremos da distribuição. Caracteriza-se que as mulheres ocupadas no setor industrial que estão entre

os 10% menores salários ou no topo da distribuição, apresentam um diferencial de habilidades atreladas à produção em relação aos homens maior no setor industrial.

No extremo inferior da distribuição o resultado pode estar relacionado ao perfil de ocupações que ofertam salários mais baixos, exigindo pouca instrução formal nas ocupações tradicionalmente masculinas e um maior nível de instrução no caso das mulheres. No que tange ao outro extremo da distribuição, a predominância de homens na estrutura produtiva industrial tende a reduzir a proporção relativa de mulheres em cargos diretivos por questões culturais, de maneira que o mercado passa a exigir que as mesmas sejam muito superiores do ponto de vista produtivo para serem alocadas em tais postos.

Tabela 6: Decomposição detalha do *gap* salário de gênero segundo os setores, 2013 - 2017

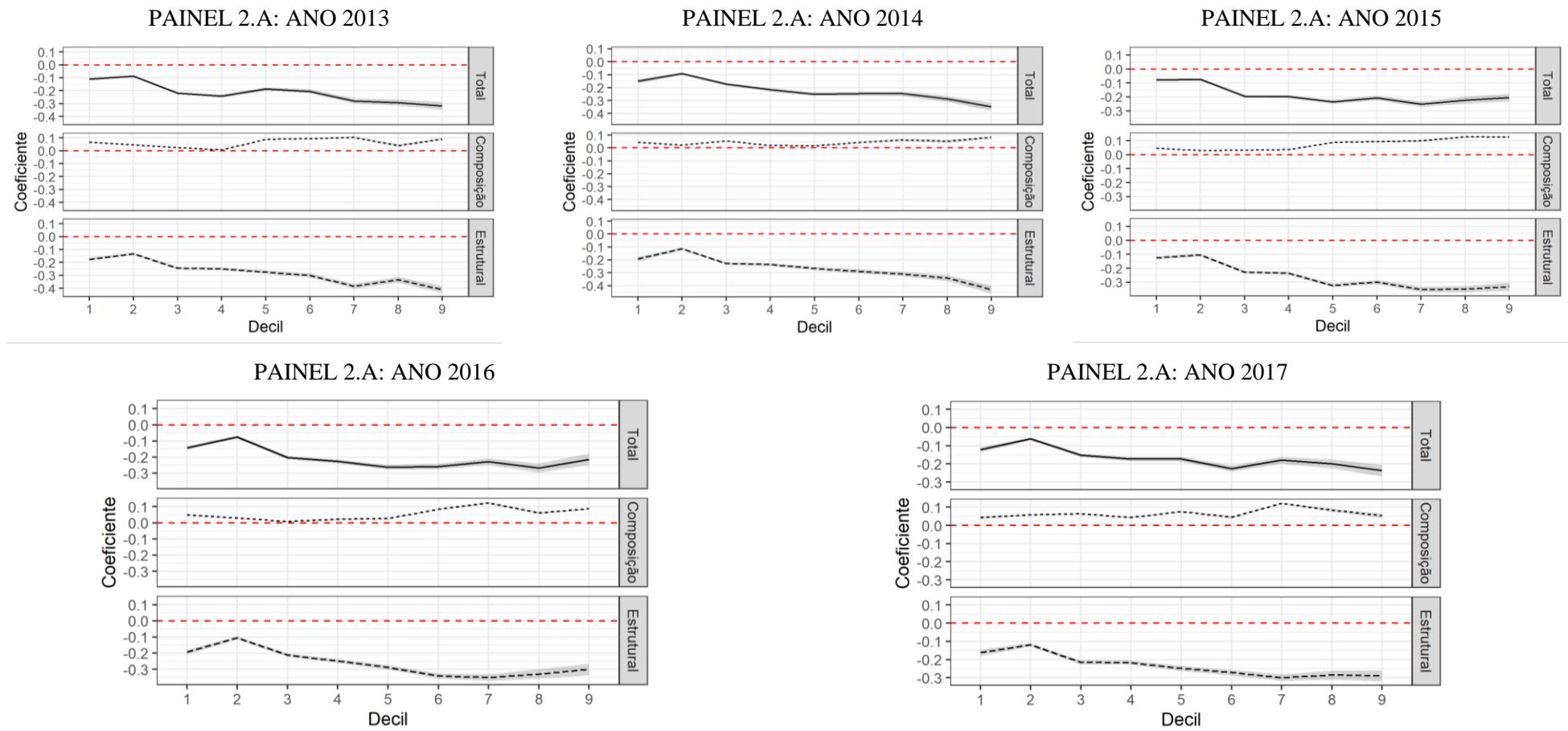
Ano	Serviços			Indústria		
	Decil 1	Decil 5	Decil 9	Decil 1	Decil 5	Decil 9
Gap Não Ajustado						
2013	-10.54%	-17.07%	-27.27%	-20.35%	-20.32%	-11.70%
2014	-13.89%	-22.16%	-29.46%	-25.22%	-24.37%	-20.81%
2015	-7.57%	-20.99%	-18.54%	-24.25%	-20.21%	-10.70%
2016	-13.29%	-23.05%	-19.22%	-24.83%	-18.46%	-4.48%
2017	-8.29%	-12.95%	-16.28%	-24.83%	-18.46%	-4.48%
Efeito Composição						
2013	6.64%	9.10%	9.58%	10.91%	5.68%	22.71%
2014	4.33%	1.66%	8.44%	12.70%	6.43%	24.82%
2015	4.70%	9.14%	13.46%	21.40%	9.38%	30.59%
2016	5.15%	2.67%	9.08%	26.55%	13.16%	36.13%
2017	9.99%	10.58%	15.07%	30.70%	9.93%	34.40%
Gap Ajustado (Efeito Estrutural)						
2013	-16.11%	-23.99%	-33.63%	-28.18%	-24.60%	-28.04%
2014	-17.47%	-23.43%	-34.95%	-33.64%	-28.95%	-36.55%
2015	-11.72%	-27.61%	-28.21%	-37.60%	-27.05%	-31.61%
2016	-17.53%	-25.04%	-25.95%	-40.60%	-27.95%	-29.83%
2017	-16.62%	-21.28%	-27.25%	-48.81%	-24.72%	-28.26%

Fonte: Elaborado pela autora.

Já no setor de serviços, percebe-se que a desigualdade de gênero decorre predominantemente do fenômeno *glass ceiling*, com as mulheres observando uma progressão mais lenta no mercado de trabalho, contribuindo para que a discriminação possua uma tendência de crescimento ao longo da distribuição.

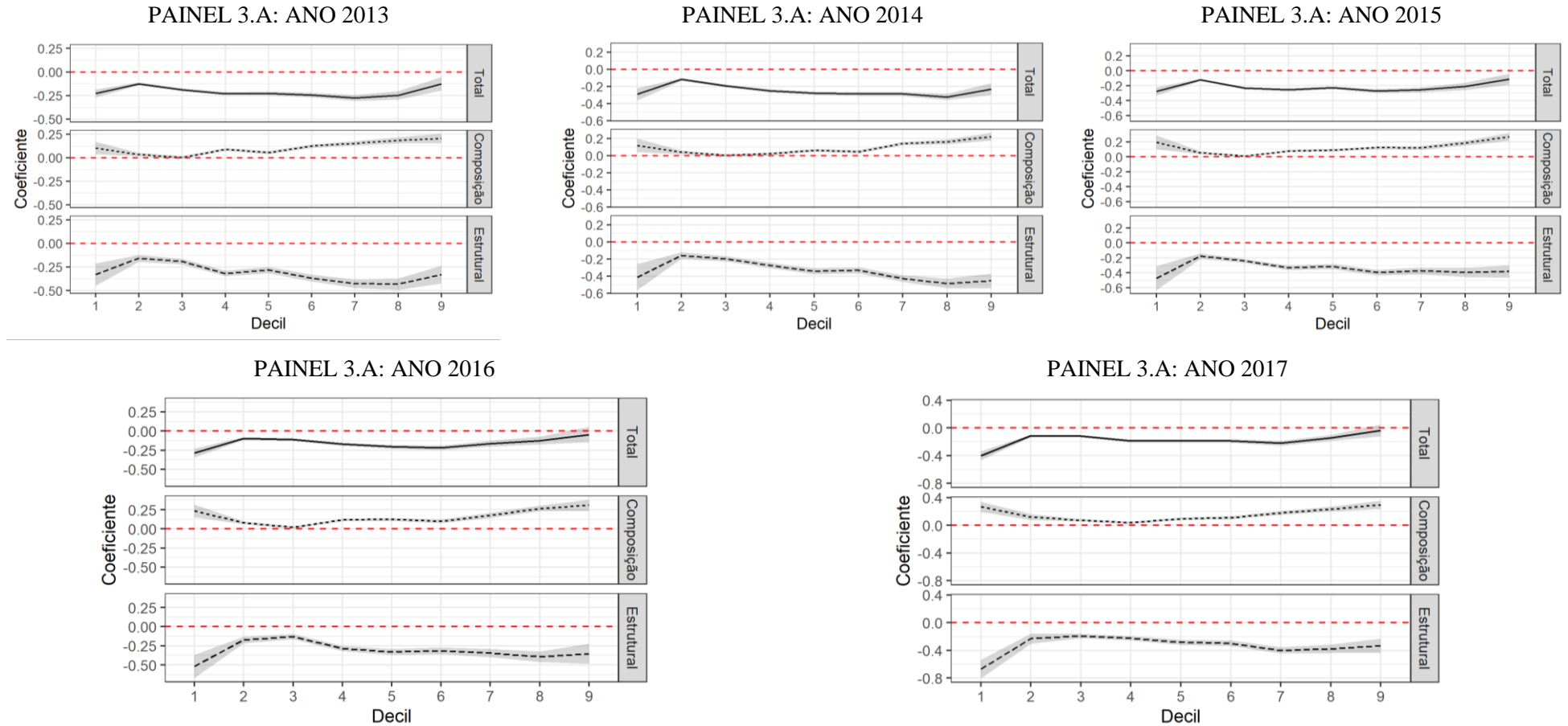
Note que as mulheres apresentam presença relativa no setor de serviços, o que decorre em grande parte da possibilidade de alocar-se em ocupações com regime parcial de trabalho. Nesse sentido, pode-se inferir que a demanda por maior tempo despendido em cargos com melhores salários gera um prêmio salarial em favor dos homens, na medida em que os mesmos possuem uma maior elasticidade demanda por salários do que as mulheres (Goldin, 2014), ampliando a discriminação de rendimentos entre os gêneros ao longo da distribuição salarial.

Figura 2: Decomposição de rendimentos entre gêneros segundo os decis da distribuição – setor de serviços



Fonte: Elaborado pela autora. Nota: Área sombreada representa o intervalo de confiança de 95% dos coeficientes estimados.

Figura 3: Decomposição de rendimentos entre gêneros segundo os decis da distribuição – setor industrial.



Fonte: Elaborado pela autora. Nota: Área sombreada representa o intervalo de confiança de 95% dos coeficientes estimados.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A dissertação analisa a discriminação de rendimentos entre gêneros ao longo da distribuição salarial, considerando a adaptação da decomposição de Oaxaca-Blinder a partir método econométrico função de influência recentrada (RIF) proposto em Firpo, Fortim e Lemieux (2019). A motivação do exercício empírico decorre da hipótese de que diferentes fatores e fenômenos estão associados ao grau de discriminação de gênero de acordo com a qualidade do posto ocupado e do setor envolvido.

Os resultados para o setor privado indicam que a diferença de rendimentos em favor dos homens aumenta à medida que os salários se elevam, dando robustez às conclusões já levantadas na literatura de que as mulheres apresentam melhores características observáveis subjacentes ao mercado de trabalho do que os homens, contribuindo para uma redução da diferença de rendimentos não ajustada. As evidências reportadas agregam à discussão na medida em que demonstram que essa superioridade em termos de características observáveis é mais intensa nos extremos da distribuição, em especial no setor industrial. Conjectura-se então que é exigido um “prêmio de capital humano” mais elevado na entrada no mercado de trabalho e nos cargos com melhores salários para a contratação ou promoção das mulheres.

A economia brasileira ainda é relativamente fechada ao comércio internacional, o que reduz a competitividade intrasetorial principalmente na indústria, e tende a ampliar a discriminação de rendimentos entre gêneros.

A parcela do *gap* de rendimentos em decorrência da diferença na remuneração dos fatores entre gêneros apresentou-se relativamente superior nos extremos da distribuição no setor industrial. O resultado caracteriza a presença dos fenômenos *sticky floor* e *glass ceiling* no mercado de trabalho do setor. Acredita-se que a ausência de um ambiente competitivo interfirmas no setor industrial em decorrência do baixo grau de abertura comercial da economia brasileira contribui para o padrão de discriminação observado. Benguria e Ederginton (2017) indicam que políticas de liberalização comercial tendem a promover uma maior igualdade no mercado de trabalho entre gêneros. Evidência empiricamente suportada para a economia mexicana, onde a redução das barreiras tarifárias a partir da criação do bloco NAFTA contribui para a melhora relativa nas condições de ocupação das mulheres no mercado de trabalho.

O retorno da educação e da experiência demonstrou-se heterogêneo também entre os gêneros, evidenciando um maior custo dos investimentos em instrução formal para as mulheres, na medida em que o aumento marginal na remuneração em decorrência da melhora no nível de escolarização é maior para os homens.

Com base nos resultados, alterações na legislação como, por exemplo, a criação da licença parental, onde o período de afastamento após o nascimento do filho seja compartilhado ou alternado entre o casal, com vistas à reduzir a percepção de custo adicional na contratação de mulheres no período reprodutivo, possui maior potencial de redução da desigualdade de gênero na mediana e no decil superior da distribuição salarial, onde o grau de formalização do mercado de trabalho é superior.

Já políticas de flexibilização nas relações de trabalhistas, em especial ao regime parcial de trabalho, tendem a elevar a elasticidade oferta de salários para ocupações flexíveis, gerando ganhos adicionais de rendimentos para ocupações tradicionalmente ocupadas por mulheres no extremo inferior da distribuição.

Em suma, os resultados sugerem que as políticas públicas com vistas à regulação do mercado de trabalho e redução das disparidades salariais em decorrência do gênero devem ser desenhadas tanto em função do setor quanto da distribuição salarial.

REFERENCIAL BIBLIOGRÁFICO

- BELL, Linda A. Women-led firms and the gender gap in top executive jobs. **IZA**, n.1689, 2005.
- BENGURIA, Felipe; EDERINGTON, Josh. Decomposing the Effect of Trade on the Gender Wage Gap. **Papers SSRN**, 2017. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2907094>
- BLAU, Francine D.; KAHN, Lawrence M. The US gender pay gap in the 1990s: Slowing convergence. **ILR Review**, v. 60, n. 1, p. 45-66, 2006.
- BLINDER, Alan S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, p. 436-455, 1973.
- BOOTH, Alison L.; FRANCESCONI, Marco; FRANK, Jeff. A sticky floors model of promotion, pay, and gender. **European Economic Review**, v. 47, n. 2, p. 295-322, 2003.
- BORTOLUZZO, Adriana Bruscatto; MATAVELLI, Ieda Rodrigues; MADALOZZO, Regina. Determinantes da Distribuição da (Des) igualdade de Gênero entre os Estados Brasileiros. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 46, n. 1, p. 161-188, 2016.
- BRYAN, Mark L.; SEVILLA-SANZ, Almudena. Does housework lower wages? Evidence for Britain. **Oxford Economic Papers**, v. 63, n. 1, p. 187-210, 2011.
- CAMBOTA, Jacqueline Nogueira; PONTES, Paulo Araújo. Desigualdade de rendimentos por gênero intra-ocupações no Brasil, em 2004. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 11, n. 2, p. 331-350, 2007.
- DINARDO, John; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach. **Econometrica**, v.65, n.5, p.1001-1044, 1995.
- ELVIRA, Marta M.; SAPORTA, Ishak. How does collective bargaining affect the gender pay gap? **Work and Occupations**, v. 28, n. 4, p. 469-490, 2001.
- FERBER, Marianne. A feminist critique of the neoclassical theory of the family. **Women, family, and work: Writings on the economics of gender**, p. 9-23, 2003.
- FIRPO, Sérgio Pinheiro; DE PIERI, Renan Gomes. The labor market in Brazil, 2001-2015. **IZA World of Labor**, n. 441, 2018.
- FIRPO, Sergio; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Unconditional quantile regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953-973, 2009.
- FIRPO, Sergio P.; FORTIN, Nicole M.; LEMIEUX, Thomas. Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. **Econometrics**, v. 6, n. 2, p. 28, 2018.

FRAGA, Eduardo; GONZAGA, Gustavo; SOARES, Rodrigo R. Selection on ability and the early career growth in the gender wage gap. *Papers SSRN*, 2017. Disponível em: <https://ssrn.com/abstract=2979939>

GARCIA, Jaume; HERNÁNDEZ, Pedro J.; LOPEZ-NICOLAS, Angel. How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using quantile regression. *Empirical economics*, v. 26, n. 1, p. 149-167, 2001.

GIUBERTI, Ana Carolina; MENEZES-FILHO, Naércio. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 3, p. 369-384, 2005.

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

JUHN, Chinhui; UJHELYI, Gergely; VILLEGAS-SANCHEZ, Carolina. Men, women, and machines: How trade impacts gender inequality. *Journal of Development Economics*, v. 106, p. 179-193, 2014.

KEE, Hiau Joo. Glass ceiling or sticky floor? Exploring the Australian gender pay gap. *Economic Record*, v. 82, n. 259, p. 408-427, 2006.

MORCHIO, Iacopo; MOSER, Christian. The Gender Gap: Micro Sources and Macro Consequences. In: **2019 Meeting Papers**. Society for Economic Dynamics, 2019.

NORDMAN, Christophe J.; ROBILLIARD, Anne-Sophie; ROUBAUD, Francois. Gender and ethnic earnings gaps in seven West African cities. *Labour Economics*, v. 18, p. S132-S145, 2011.

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

SCORZAFAVE, Luiz Guilherme; PAZELLO, Elaine Toldo. Using normalized equations to solve the indeterminacy problem in the Oaxaca-Blinder decomposition: an application to the gender wage gap in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 4, p. 535-548, 2007.

VICK, Brandon. Measuring links between labor monopsony and the gender pay gap in Brazil. *IZA Journal of Development and Migration*, v. 7, n. 1, p. 10, 2017.

XIU, Lin; GUNDERSON, Morley. Glass ceiling or sticky floor? Quantile regression decomposition of the gender pay gap in China. *International Journal of Manpower*, 2014.

YAHMED, Sarra Ben. Formal but less equal. Gender wage gaps in formal and informal jobs in urban Brazil. *World Development*, v. 101, p. 73-87, 2018.

Yun, M. A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic Inquiry*, v.43, n.4, p.766-772, 2005a.

Yun, M. Normalized equation and decomposition analysis: computation and inference. *IZA Discussion Paper*, 2005b.