



## Diferenças salariais de gênero no primeiro emprego dos trabalhadores no estado da Bahia

*Magno Rogério Gomes<sup>1</sup>*

*Solange de Cassia Inforzato de Souza<sup>2</sup>*

**Resumo:** Este artigo tem por objetivo mensurar e analisar as diferenças salariais e a discriminação de gênero no primeiro emprego formal no estado da Bahia. Com o uso da metodologia de decomposição salarial de Oaxaca-Blinder, verificou-se a existência de discriminação sexual na primeira contratação no Estado, sendo essa proporção menor entre as mulheres no primeiro emprego do que na condição de trabalhadoras remanescentes das empresas. A discriminação de gênero no primeiro emprego é mais intensa entre os indivíduos de cor branca do que entre os não brancos e a característica que mais contribuiu para isso foi a produtiva (capital humano), pois os fatores produtivos dos homens são mais valorizados no mercado do que os das mulheres. Na Bahia, a ocupação tem efeito negativo sobre o salário da mulher, o que reforça a hipótese de que elas estão mais bem inseridas no mercado de trabalho formal (ocupações que apresentam melhores rendimentos) do que os homens.

**Palavras-chave:** Decomposição salarial. Diferenças salariais de gênero. Primeiro emprego.

**Abstract:** This article aims to measure the pay gap and gender discrimination, for individuals who have achieved first job in the formal labor market in the state of Bahia, from the microdata of RAIS 2013. With use of the Oaxaca-Blinder wage decomposition, observed the existence of sex discrimination in the first hire in the state and came to the result that discrimination against women is lower in the first job than on condition of remaining workers. Gender discrimination in the first job is more intense among white individuals than non-white and the characteristic that most contributed to this discrimination has been productive (human capital), the productive factors of men are more valued by the market compared to women. The occupation has a negative effect on the wages of women, which reinforces the hypothesis that women are better placed in the formal labor market (occupations that have higher yields) than men in Bahia.

**Keywords:** First job. Wages gender differences. Wage decomposition.

---

<sup>1</sup> Doutorando em Teoria econômica pela Universidade Estadual de Maringá, PR. Mestre em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina. Professor assistente da Universidade Estadual de Londrina. Pesquisador do Grupo de Pesquisa em Economia social e do trabalho. E-mail: [magnorg86@gmail.com](mailto:magnorg86@gmail.com).

<sup>2</sup> Doutora em Educação pela Pontifícia Universidade Católica de São Paulo. Professora do Curso de Economia e do Programa de Mestrado em Economia Regional da Universidade Estadual de Londrina. Pesquisadora do Grupo de Pesquisa em Economia social e do trabalho. E-mail: [solangecassia@uol.com.br](mailto:solangecassia@uol.com.br).

## 1 Introdução

A desigualdade salarial no mercado de trabalho tem sido tema de investigação entre pesquisadores das ciências sociais e aplicadas no Brasil, originada pelos diferentes atributos produtivos dos indivíduos, educação e experiência no trabalho, ou pelas características sexuais e de cor da pele dos trabalhadores. Ao mesmo tempo, uma questão emerge a respeito da primeira inserção dos brasileiros no mercado de trabalho e de sua remuneração, fatores que podem motivar a utilização do potencial produtivo de jovens e adultos na sociedade brasileira.

O entendimento teórico e empírico das diferenças salariais observadas nas classes trabalhadoras, especialmente as relacionadas ao primeiro emprego, é relevante pelos aspectos sociais e econômicos envolvidos, determinantes dos níveis de bem-estar da sociedade, bem como pelas transformações ocorridas na estrutura do mercado de trabalho brasileiro, particularmente a formalização do emprego e a redução da taxa de desemprego vivenciadas até o ano de 2013, e a sua dimensão regional.

O estado da Bahia tinha uma população estimada de mais de 15 milhões em 2014, rendimento nominal mensal domiciliar *per capita* (R\$ 697,00) abaixo da média nacional (R\$ 1.052,00), e desigualdade de renda medida pelo índice de Gini, em 2013, de 0,559, maior do que o índice nacional (0,498), segundo o IBGE (2014). Ainda de acordo com as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD, 2013) no estado, 58,3% da população ocupada era do sexo masculino e 47,7% feminino; nesse mesmo ano, a taxa de desocupação para a Bahia foi de 8,7%, superior à taxa nacional (6,5%).

A teoria econômica disponibiliza as explicações para as desigualdades salariais que são resumidas na teoria do capital humano (Schultz, 1961; Becker, 1966, 1975; Arrow, 1971), na teoria da segmentação (Doeringer e Piore, 1970; Vietorisz e Harrison, 1973; Cacciamali, 1978; Lima, 1980); na teoria da discriminação estatística (Phelps, 1972; Dickinson e Oaxaca, 2006) e na teoria da discriminação (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973).

Estudos empíricos internacionais (Francine e Kahn, 2000; Card, Cardoso e Kline, 2013), nacionais (Cugini et al, 2014; Fiuza-Moura, 2015) e do estado da Bahia (Cacciamali e Hirata, 2005; Salvato et al, 2008) confirmaram a diferenciação de salários no mercado de trabalho entre homens e mulheres, assim como entre brancos e não brancos, a superioridade dos rendimentos dos homens e brancos, e a discriminação tanto de gênero quanto de cor da pele. Além disso, Rocha (2008), Monte, Araújo e Lima (2007), Reis (2015) e Gonçalves e Monte (2008 e 2011) apontaram dificuldades de inserção e de remuneração no primeiro emprego no Brasil e na região Nordeste do país.

Diante disso, o objetivo deste artigo é analisar as diferenças salariais por gênero dos indivíduos inseridos no primeiro emprego formal na Bahia, em 2013. A hipótese é que há uma discriminação de gênero na contratação do trabalhador no primeiro emprego e, assim, os resultados não são afetados pelos ganhos decorrentes de promoções ou do tempo de serviço. Para esse estudo, a segunda seção resume as teorias e evidências sobre o assunto; na terceira, aplica-se a decomposição salarial de Oaxaca-Blinder e, na quarta seção, interpretam-se os resultados. As considerações finais estão na última seção deste artigo.

## 2 Diferencial salarial: teorias e evidências empíricas

Teoricamente, existem explicações para as desigualdades salariais, sustentadas pela desigualdade de atributos produtivos, pela segmentação dos postos de trabalho e pela discriminação. No primeiro caso, com base na teoria do capital humano, Mincer (1958,1974) justifica essas diferenças salariais pelas diferenças dos fatores produtivos dos indivíduos, escolaridade e experiência. A produtividade e os rendimentos de um trabalhador aumentam em função da elevação da escolaridade e de suas habilidades adquiridas com a experiência (BECKER, 1962).

Na teoria da segmentação, a necessidade de ajustes alocativos, a estrutura industrial, a tecnologia e o processo histórico e de lutas de classes são reveladores das diferenças de rendimento. Doeringer e Piore, expoentes na teoria da segmentação, defendem o ajuste alocativo como principal determinante da segmentação. Para eles, as características pessoais dos indivíduos determinam o tipo de mercado em que serão inseridos. No segundo enfoque, a preocupação recai sobre o comportamento da estrutura industrial, cuja ênfase está nas características dos postos de trabalho, das firmas e da interação dos agentes, resume Lima (1980). Para Vietorisz e Harrison (1973), a segmentação surge das diferenças tecnológicas entre as atividades econômicas, pois o segmento da empresa que investe em inovações tecnológicas incentiva a qualificação da mão de obra, que gera o aumento da produtividade e dos rendimentos dos trabalhadores do setor.

Outra vertente da teoria de segmentação é apresentada por Reich et al *apud* Lima (1980), em que as desigualdades salariais decorrem de um processo histórico e da existência de diferentes classes sociais que ocasionam a segmentação do mercado de trabalho, destacando a responsabilidade do sistema educacional na manutenção de uma relativa imobilidade ocupacional e social intergeração.

Por fim, as diferenças salariais podem ser explicadas pela discriminação de gênero e cor. Dadas as características produtivas dos indivíduos e na ausência de salários compensatórios, atribui-se à discriminação a responsabilidade pela persistência dos hiatos salariais. Para Becker (1966,1975), existe discriminação econômica contra membros de um grupo sempre que os seus salários sejam menores, descontadas as diferenças pelas habilidades individuais. Para Arrow (1971), a discriminação ocorre porque as características individuais dos empregados, não relacionadas à produtividade (como raça, etnia e gênero), também são valoradas no mercado de trabalho. Em Phelps (1972), destaca-se a discriminação estatística, oriunda do problema das informações imperfeitas do mercado sobre a produtividade e o potencial do empregado. Nesse caso, o indivíduo é valorado tendo como base a média do grupo a que pertence.

As forças da competitividade do mercado reduziriam ou eliminariam a discriminação ao longo do tempo, segundo Becker, porque as firmas menos discriminadoras, que contratam mais mulheres pelo salário menor, teriam um menor custo de produção, forçando as empresas que discriminam a sair do mercado. Por essa razão, sugere-se que a discriminação poderia ser maior em firmas ou setores mais protegidos e menos competitivos (FRANCINE e KAHN, 2000).

Empiricamente, Francine e Kahn (2000) estudaram a evolução do hiato salarial e a discriminação nos Estados Unidos nos anos de 1978, 1988 e 1998, e mostraram que houve uma redução nas diferenças salariais entre os gêneros. Entretanto, as mulheres continuariam sendo discriminadas no mercado de trabalho, embora em menor proporção. Parte dessas disparidades salariais remanescentes se relaciona, diretamente, à divisão sexual do trabalho no lar e, indiretamente, à discriminação estatística contra as mulheres.

No Brasil, Cacciamali (1978) sustenta a sua pesquisa na teoria da segmentação e identifica certas características da mão de obra que preencherá os postos de trabalho do tipo primário e secundário: *status* socioeconômico, idade, escolaridade, sexo e experiência. Homens com maior escolaridade, experiência profissional e *status* socioeconômico obterão os melhores empregos no segmento primário, e os indivíduos menos favorecidos da sociedade estarão no emprego secundário.

No estudo feito por Casari (2012), as características do mercado de trabalho interno e a diferenciação entre o setor primário e o secundário, de acordo com a teoria da segmentação, são observadas no mercado de trabalho brasileiro. Os setores de atividade, as ocupações, os sindicatos e as condições de trabalho impactam os rendimentos e a alocação dos trabalhadores.

De acordo com Chahad (1986), os diferentes níveis de escolaridade entre as classes trabalhadoras representam o fator determinante das discrepâncias salariais no Brasil. No entanto, elementos como idade, setor de atividade, região de residência e gênero também contribuem para a determinação e diferenças do rendimento salarial.

Para o estado da Bahia, Cacciamali e Hirata (2005) expõem que a discriminação racial é maior entre os homens, e homens pardos e negros estão sempre em uma situação melhor do que a mulher branca. A discriminação contra a mulher é maior nos cargos com salários elevados e a situação se agrava entre as mulheres negras.

Outra possível explicação para o hiato salarial entre homens e mulheres é o poder de negociação dos salários de que cada grupo dispõe. As mulheres são, em geral, menos propensas a iniciar uma negociação almejando um aumento salarial. “*Nice girls don’t ask*” (boas garotas não perguntam) é a hipótese de Babcock e Laschever (2003).

Em Portugal, pesquisadores utilizaram um ferramental matemático sofisticado e dados longitudinais dos salários para homens e mulheres, de 2002 a 2009, combinados com informações dos empregadores, e mensuraram o poder de negociação relativo e o impacto no hiato salarial dos gêneros. Concluíram que de 10 a 15% da defasagem salarial entre os gêneros podem ser atribuídos à ação de negociação inferior entre o sexo feminino. As mulheres são menos propensas a iniciar a negociação e são, muitas vezes, negociadoras menos eficazes do que os homens (CARD, CARDOSO e KLINE, 2013).

Embora alguma diferença salarial possa ser decorrente do fato de as mulheres evitarem a negociação, ainda assim existe um hiato salarial a favor dos homens, quando controladas as características individuais dos indivíduos.

Diante das possíveis explicações para as diferenças salariais entre grupos distintos com

características semelhantes, Oaxaca (1973) e Blinder (1973) desenvolveram um método de decomposição de diferenças salariais utilizando as equações de determinação de salários. Essa metodologia é exposta nos trabalhos realizados pelos autores sobre as diferenças salariais entre homens e mulheres na região urbana dos Estados Unidos em 1967. Ambos concluíram que, mantidas as características produtivas, homens e brancos ganhavam mais do que as mulheres e os não brancos.

No Brasil, ensaios sobre discriminação salarial fizeram uso da decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973). O método consiste em desagregar as diferenças salariais provocadas pelas dotações produtivas, ou seja, pelos fatores ligados à produtividade do indivíduo, e pela discriminação. Salvato et al. (2008), Cugini et al. (2014) e Fiuza-Moura(2015) são exemplos da utilização da referida técnica da decomposição.

Cugini et al. (2014) utilizaram os dados da PNAD para mensurar a discriminação salarial entre os gêneros, no Brasil, de 2002 a 2011, e constataram o aumento da participação da mulher no mercado de trabalho. Apesar do aumento da discriminação salarial contra as mulheres, houve uma redução das diferenças de salários entre gêneros em virtude dos melhores atributos produtivos femininos. Em termos setoriais, Fiuza-Moura (2015), no estudo das diferenças salariais na indústria brasileira por sexo, cor e intensidade tecnológica, usou os dados da PNAD/2012 e mostrou elevado grau de discriminação salarial entre os gêneros, principalmente em relação às mulheres não brancas, sendo essa proporção menor quando observados segmentos mais intensivos em tecnologia.

Na perspectiva estadual, Salvato et al. (2008) mediram a discriminação nos estados da Bahia e Minas Gerais no ano de 2005 e confirmaram que em maiores faixas de renda há maior discriminação, sendo mais significativa a discriminação de gênero, com maior peso para homens brancos contra mulheres negras; encontraram também um efeito discriminação maior para os negros no estado da Bahia, em comparação com Minas Gerais.

Nos estudos sobre o primeiro emprego, destacam-se Gonçalves e Monte (2008, 2011), que efetuaram uma análise comparativa entre o número de trabalhadores admitidos no *primeiro emprego* e os admitidos por *reemprego* no mercado de trabalho formal na região do Nordeste do Brasil, utilizando dados da RAIS/2005. As conclusões foram: o baixo percentual de inserção dos jovens entre 16 e 24 anos no mercado de trabalho formal pode ser atribuído a pouca experiência, que reflete tanto na probabilidade de inserção quanto na sua remuneração. Os trabalhadores que procuram por um primeiro emprego, apesar de ter, por vezes, mais escolaridade (educação formal) que os trabalhadores mais velhos, se inserem em ocupações de conhecimento ínfimo, que não contribuem para a sua formação intelectual. Já os trabalhadores com experiência (mais velhos) possuem maior facilidade de inserção em atividade de maior produtividade e rendimentos (GONÇALVES; MONTE, 2011).

Para Monte, Araújo e Lima (2007), os trabalhadores com experiência no mercado de trabalho brasileiro, apesar de terem um nível de qualificação escolar inferior na comparação com os indivíduos que buscam o primeiro emprego, têm maiores chances de inserção. Com dados da Pesquisa Mensal do Emprego de 2000 e 2001 e aplicação do modelo *logit* bivariado, constataram que indivíduos em busca de

um *reemprego* no mercado formal tiveram mais chances de ser contratados, em comparação com aqueles que buscaram o primeiro emprego, e que o hiato salarial foi relativamente elevado a favor dos indivíduos reempregados.

Reis (2015) revelou que a escolaridade é uma variável que aumenta a probabilidade de o indivíduo encontrar um primeiro emprego. Contudo, indivíduo com experiência tem maior probabilidade de ser reempregado, mesmo com escolaridade inferior àquele que busca a sua primeira ocupação.

No que se refere ao gênero, Gonçalves e Monte (2008, 2011) observaram que a participação de mulheres no mercado de trabalho formal no nordeste do Brasil vem aumentando ao longo do tempo, e que as preferências pró-homem são menores entre os indivíduos que buscam o *primeiro emprego* do que entre os indivíduos do *reemprego*. Essa inserção feminina também refletiu nas remunerações das mulheres que obtiveram seu primeiro emprego em 2005, porque tinham uma remuneração média similar à dos homens contratados pela primeira vez. Na situação de *reemprego*, os diferenciais salariais foram maiores entre homens e mulheres (a favor dos homens) do que os observados nas admissões via primeiro emprego. Outros pontos importantes destacados por Gonçalves e Monte (2008, 2011) foram: o maior número de empregos gerados estava na classe de trabalhadores com ensino médio; maior escolaridade aumenta a probabilidade de contratação via primeiro emprego; pequenas empresas destacam-se por absorver a maior parte dos trabalhadores, pagar menores salários e exigir pouca qualificação; empresas de médio e grande porte exigem um profissional mais qualificado e suas remunerações são superiores às das pequenas empresas.

Nos anos recentes, estudos empíricos confirmaram a diferenciação e a discriminação de salários no mercado de trabalho brasileiro. Esta pesquisa evolui, portanto, para as especificidades do mercado de trabalho baiano, com o objetivo de medir os fatores que explicam as desigualdades de rendimentos dos trabalhadores formais no primeiro emprego.

### 3 Base dos dados e estratégia empírica

Para a realização deste estudo, foram utilizados os microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do trabalho de 2013<sup>3</sup>, para o estado da Bahia. A RAIS é uma pesquisa por registro administrativo, de âmbito nacional, com periodicidade anual, e de declaração obrigatória para todos os estabelecimentos. Ela processa informações sociais relativas aos vínculos empregatícios formais, que visa gerar estatísticas sobre o mercado de trabalho formal a serem utilizadas na elaboração, monitoramento e implementação de políticas públicas de trabalho, emprego e renda, entre outros. É a mais completa base de dados disponível para o estudo de mercados formais de trabalho.

<sup>3</sup> O ano de 2013 foi o último de uma série pós 2003 em que a economia brasileira apresentou indicadores favoráveis do mercado de trabalho, especialmente a taxa de desemprego e a formalização do trabalho. A partir de 2014, a estagnação e a posterior crise econômica evidenciaram fortes desequilíbrios do mercado de trabalho brasileiro e nos estados da federação.

Dessa base de dados foram extraídos apenas os indivíduos com mais de 15 anos que foram contratados pela primeira vez (Primeiro Emprego), e mantinham vínculo em 31 de dezembro de 2013, no estado da Bahia, correspondendo a 105.593 observações. Classificaram-se os trabalhadores conforme a escolaridade: baixa instrução (indivíduos com escolaridade igual ou inferior ao ensino fundamental incompleto); fundamental (indivíduos com escolaridade igual ao fundamental completo ou ensino médio incompleto); ensino médio (indivíduos com ensino médio completo ou com graduação incompleta) e superior (indivíduos com ensino superior completo). Foram separados também os indivíduos segundo a cor da pele: brancos (indivíduos de cor de pele branca ou amarela) e não brancos (sendo os pardos e os pretos).

A construção das variáveis referentes às ocupações baseou-se na Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), criada em 2002 e atualizada em 23/08/2004. A CBO nomeia e codifica os títulos e descreve as características das ocupações do mercado de trabalho brasileiro. Para os setores econômicos, utilizou-se a Classe de Atividade Econômica segundo a CNAE 1.0, revisada em 2002. No que se refere ao porte das empresas, seguiu-se o critério do SEBRAE por número de empregados. Para o setor da indústria, classificou-se como: microempresa (até 19 ocupados); pequena empresa (de 20 a 99 ocupados); média empresa (de 100 a 499 ocupados); e grande empresa (500 ou mais ocupados). Para o setor de serviços e comércio: microempresa (até 9 ocupados); pequena empresa (de 10 a 49 ocupados); média empresa (de 50 a 99 ocupados); grande empresa (100 ou mais ocupados), e outras, quando não se enquadrar em nenhum dos requisitos anteriores.

### **Decomposição do diferencial de salários na Bahia**

O método da decomposição salarial de Oaxaca-Blinder consiste em desagregar as diferenças salariais provocadas pelas dotações produtivas, ou seja, pelos fatores relacionados à produtividade do indivíduo, denominada “parte explicada”, e pelas diferenças atribuídas às valorações diferentes para as mesmas dotações, a “parte não explicada”. O efeito proveniente da “parte não explicada” foi considerado como *proxy* das diferenças atribuídas à discriminação salarial.

Apesar de conhecidas as limitações da metodologia empregada neste estudo, pois não é possível desagregar os prós e contras das características não observáveis dos trabalhadores que podem influenciar na discriminação pura, essa metodologia tem sido usada no Brasil por Cacciamali e Hirata (2005), Salvato et al. (2008), Souza (2011), Cugini et al. (2014) e Fiuza-Moura(2015), entre outros, e os estudos confirmam a robustez da técnica utilizada, uma vez que os resultados encontrados convergem para resultados similares e corroboram a teoria econômica<sup>4</sup>. Além disso, houve um avanço metodológico realizado neste trabalho, presente na aplicação da forma exponencial nos coeficientes obtidos na decomposição

<sup>4</sup> O procedimento de Heckman (correção do viés de seleção) não foi aplicado neste estudo, pois a base de dados (RAIS/2013), utilizada nesta pesquisa, não disponibiliza os dados necessários para o procedimento, trabalhadores desocupados e PEA.

contrafactual para medir o impacto percentual das variáveis nos salários do grupo em desvantagem, conforme exposto em Fiuza-Moura (2015) e Souza et al. (2015).

Blinder (1973) utilizou uma terminologia diferente, porém seguiu o mesmo raciocínio de Oaxaca(1973), e dividiu a decomposição de salários em três partes, considerando a existência de um coeficiente de intercepto “*shift coefficient*”. Ao aplicar as equações salariais de Mincer (1958) para os grupos analisados tem-se:

$$Y_i^H = \beta_0^H + \sum_{j=1}^n \beta_j^H X_{ji}^H + u_i^H \quad (1)$$

$$Y_i^M = \beta_0^M + \sum_{j=1}^n \beta_j^M X_{ji}^M + u_i^M \quad (2)$$

Onde,  $Y_i$  representa o logaritmo natural dos rendimentos e  $X_{1i}, \dots, X_{ni}$ , as características dos indivíduos que explicam  $Y$ . O sobrescrito  $H$  indica Homem, salário do grupo em vantagem, e o sobrescrito  $M$  indica Mulher, salário do grupo em desvantagem. Utilizando as propriedades do método econométrico MQO, e subtraindo (2) de (1), tem-se:

$$\begin{aligned} (\bar{Y}^H - \bar{Y}^M) - \sum_j \beta_j^H (\bar{X}_j^H - \bar{X}_j^M) \\ = (\beta_0^H - \beta_0^M) + \sum_j \bar{X}_j^M (\beta_j^H - \beta_j^M) + \sum_j (\bar{X}_j^H - \bar{X}_j^M) (\beta_j^H - \beta_j^M) \end{aligned} \quad (3)$$

Segundo Blinder (1973),  $\sum_j \beta_j^H (\bar{X}_j^H - \bar{X}_j^M)$  representa a parcela do diferencial atribuída às diferenças de dotações, e  $\sum_j \bar{X}_j^M (\beta_j^H - \beta_j^M)$  a parcela do diferencial de salários atribuída às diferenças de coeficientes. Esse efeito indica que há valoração diferente para os grupos com as mesmas dotações dos indivíduos, normalmente ligada à discriminação quando comparados grupos de gênero ou étnicos. Por meio dessa decomposição é possível detectar o hiato salarial dos indivíduos referente às características relacionadas às particularidades dos segmentos, dos setores, de gênero, cor e outros.

$(\beta_0^H - \beta_0^M)$  é a proporção não explicada do diferencial. Esse termo diferencia-se do modelo apresentado por Oaxaca (1973), denominado por Blinder de “*shift effect*”, que corresponde à diferença dos rendimentos única e exclusivamente pelo fato de o indivíduo estar inserido em um grupo. Considera-se parte do diferencial atribuído à discriminação a soma das parcelas decorrentes dos diferenciais dos coeficientes e a proporção não explicada.

$$(\beta_0^H - \beta_0^M) + \sum_j \bar{X}_j^M (\beta_j^H - \beta_j^M) \quad (3.1)$$

Blinder (1973) também indica a possibilidade de decompor o termo denominado de “interação”,  $\sum_j (\bar{X}_j^H - \bar{X}_j^M) (\beta_j^H - \beta_j^M)$ . Entretanto, por não haver teoria econômica que sustente de fato a influência desse quarto termo, no presente trabalho, esse termo não foi apresentado, e o método adotado foi o de *twofold*. Conforme equação (4):



$$(\bar{Y}^H - \bar{Y}^M) = (\beta_0^H - \beta_0^M) + \sum_j \bar{X}_j^M (\beta_j^H - \beta_j^M) + \sum_j \beta_j^H (\bar{X}_j^H - \bar{X}_j^M) \quad (4)$$

A decomposição permite o detalhamento das diferenças explicadas e não explicadas, entretanto, esse procedimento incorre no problema de identificação: invariância dos resultados da decomposição em face da escolha arbitrária das variáveis a serem omitidas nos conjuntos de variáveis categóricas utilizadas nas regressões de determinação de salários. Para a correção desse problema, utiliza-se o processo de normalização proposto por Yun (2003, 2005)<sup>5</sup>.

#### 4 Resultados e interpretação

##### População, ocupação e rendimentos no primeiro emprego formal na Bahia

A Tabela 1 traz um panorama das características individuais e regionais do primeiro emprego formal e privado no estado da Bahia, em 2013. Para o ano, a idade média dos indivíduos que engajaram em um primeiro emprego formal no estado foi aproximadamente de 27 anos para os homens e 28 para as mulheres. Na média de anos estudados, as mulheres apresentaram uma leve superioridade em comparação com os homens.

<sup>5</sup> Pelo processo de normalização, define-se:  $c = (\beta_{1i} + \beta_{2i} + \beta_{ki})/k = \bar{\beta}_i = \sum_{k=1}^k \beta_{ki}/k$

$$\text{Parte explicada} = \sum_{l=1}^L \bar{\delta}_{lA} (\bar{X}_{lA} - \bar{X}_{lB}) + \sum_{m=1}^M \sum_{k_m=1}^{K_m} \beta_{Mk_mA}^* (\bar{D}_{Mk_mA} - \bar{D}_{Mk_mB})$$

Parte não explicada (Discriminação)

$$= a_A^* - a_B^* + \sum_{l=1}^L \bar{X}_{lB} (\bar{\delta}_{lA} - \bar{\delta}_{lB}) + \sum_{m=1}^M \sum_{k_m=1}^{K_m} \bar{D}_{Mk_mB} (\beta_{Mk_mA}^* - \beta_{Mk_mB}^*)$$

Simplificando:

$$a_i^* = a_i + \sum_{m=1}^M \bar{\beta}_{mi}; \text{ sendo } i = A, B$$

$$\beta_{Mk_mi}^* = (\beta_{Mk_mi} - \bar{\beta}_{mi}); \text{ sendo } i = A, B$$

L = variáveis contínuas (X)

M = quantidade de grupos de Dummies (ex. ocupação; setores e regiões)

Km = Categorias de cada grupo das dummies (K-1) (uma omitida)

$Y_i = \ln W$  (Logaritmo natural do salário hora);

i = A ou B (homem ou mulher)

$D_{kmi}$  = Dummy; k= 1,2,3..Km (dummies do modelo)

Obs: Inicia-se em 2 (k=2) porque a 1 foi omitida para evitar multicolinearidade perfeita.

$e_i$  = erro (aleatório)

No que tange à ocupação, do total de primeiras oportunidades geradas no estado, 53,41% ficaram com o sexo masculino e 46,59% com o feminino. A região não metropolitana gerou 61% dos empregos, sendo 33,02% ocupados pelos homens e 27,98% pelas mulheres. A região metropolitana da Bahia gerou 39% dos primeiros empregos, em que 20,39% foram ocupados pelos homens e 18,61 pelas mulheres. O estado da Bahia se destaca pelo maior percentual de indivíduos no primeiro emprego de cor não branca, devido, principalmente, à característica da região, onde a maior parte da população tem a cor de pele parda ou preta.

Tabela 1 - Perfil dos trabalhadores no primeiro emprego formal na Bahia, em 2013.

<b>Variáveis</b>	<b>Homens</b>	<b>Mulheres</b>
Idade (média)	26,88	27,72
Anos de estudo (média)	10,47	11,45
Salário mensal (média)	R\$ 971,35	R\$ 860,51
Horas contratadas por semana (média)	41,48	39,66
Salário hora (média)	6,08	6,12
Participação do primeiro emprego (%)	53,41	46,59
Região metropolitana (%)	20,39	18,61
Região não metropolitana (%)	33,02	27,98
Branco (%)	15,78	15,68
Pardos (%)	73,78	76,37
Pretos (%)	10,44	7,95

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS 2013.

No que se refere aos rendimentos, na média, o salário mensal dos homens é maior que o das mulheres. No entanto, como a jornada de trabalho dos homens é superior à das mulheres, a média do salário hora não aponta uma diferença significativa entre os sexos nessa classe de trabalhadores.

A Tabela 2 apresenta o grau de instrução dos trabalhadores e a correlação com os rendimentos. A maior parte dos trabalhadores empregados pela primeira vez na Bahia concluiu o ensino fundamental ou médio. Os indivíduos com nível superior apresentaram ganhos quatro vezes maiores que os indivíduos com ensino médio. Apesar de não controlada por outras características, há indícios de que a escolaridade dos homens foi mais valorizada do que a das mulheres.

Uma consideração importante é que trabalhadores com ensino fundamental tiveram, para ambos os sexos, maiores salários horas do que os indivíduos com ensino médio. Uma explicação pode estar na jornada de trabalho desses indivíduos, conforme mostra a Tabela 2A, uma vez que indivíduos com ensino médio têm uma jornada de trabalho maior.

Na Bahia, 46,6% da população ocupada no primeiro emprego são mulheres. As trabalhadoras com ensino médio e superior são mais presentes nesse mercado (36,85%) do que os trabalhadores homens, mas seus rendimentos hora para esses níveis de escolaridade são mais baixos.

Os trabalhadores no primeiro emprego formal seguem o padrão brasileiro, em que o ensino médio é predominante (64,65%), mas o salário hora médio é baixo (R\$ 5,15). As políticas públicas de acesso ao

primeiro emprego e de estímulo ao ensino superior e médio no Brasil podem ter colaborado para alimentar a escolarização da população que busca o espaço no mercado de trabalho.

Tabela 2 – Participação (%) e salário hora médio (R\$) dos trabalhadores do primeiro emprego formal, por gênero e escolaridade no mercado de trabalho na Bahia, em 2013.

Escolaridade	Homem		Mulher		Total	
	(%)	(R\$)	(%)	(R\$)	(%)	(R\$)
Baixa instrução	2,44	4,83	0,75	4,42	<b>3,19</b>	<b>4,73</b>
Fundamental	17,50	5,60	8,98	6,25	<b>26,48</b>	<b>5,83</b>
Médio	31,35	5,35	33,29	4,96	<b>64,65</b>	<b>5,15</b>
Superior	2,12	24,46	3,56	18,19	<b>5,68</b>	<b>20,53</b>
<b>Total</b>	<b>53,41</b>	<b>6,08</b>	<b>46,59</b>	<b>6,12</b>	<b>100,00</b>	<b>6,10</b>

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS, 2013.

Tabela 2.A – Jornada de trabalho (média) e salário hora médio (R\$) dos trabalhadores do primeiro emprego formal, por gênero e escolaridade no mercado de trabalho na Bahia, em 2013.

Escolaridade	Homem		Mulher		Total	
	(Jornada)	(R\$)	(Jornada)	(R\$)	(Jornada)	(R\$)
Baixa instrução	42,65	4,83	41,29	4,42	<b>42,29</b>	<b>4,73</b>
Fundamental	39,48	5,60	36,03	6,25	<b>38,22</b>	<b>5,83</b>
Médio	42,22	5,35	40,75	4,96	<b>41,46</b>	<b>5,15</b>
Superior	37,18	24,46	35,00	18,19	<b>35,81</b>	<b>20,53</b>
<b>Total</b>	<b>41,48</b>	<b>6,08</b>	<b>39,66</b>	<b>6,12</b>	<b>100,00</b>	<b>6,10</b>

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS, 2013.

Ao desagregar os empregados por grupos ocupacionais, nota-se que a maior parte do primeiro emprego gerado no estado foi para cargos operacionais (trabalhadores dos serviços e produção), 82,64% (Tabela 3). Em termos de rendimentos, com exceção da ocupação de nível técnico, os salários/hora dos homens foram superiores aos das mulheres, o que pode indicar uma segmentação ocupacional. Outro ponto importante é que quando a ocupação é mais qualificada as diferenças salariais são maiores entre os gêneros, desfavorável às mulheres, colocando o homem em vantagem no mercado de trabalho.

Tabela 3 – Participação (%) e salário hora médio (R\$) dos trabalhadores do primeiro emprego formal, por gênero e grupo ocupacional no mercado de trabalho na Bahia, em 2013.

Grupo Ocupacional	Homem		Mulher		Total	
	(%)	(R\$)	(%)	(R\$)	(%)	(R\$)
Diretores	0,07	24,18	0,08	13,16	<b>0,14</b>	<b>18,34</b>
Gerentes	0,72	12,02	0,62	7,88	<b>1,33</b>	<b>10,10</b>
Profissionais das ciências e artes	1,63	25,10	2,92	18,38	<b>4,55</b>	<b>20,79</b>
Técnicos de nível médio	2,68	7,62	4,39	7,90	<b>7,07</b>	<b>7,79</b>
Trabalhadores dos serviços	26,18	5,46	34,09	5,07	<b>60,27</b>	<b>5,24</b>
Trabalhadores da agricultura	3,61	4,35	0,64	3,86	<b>4,25</b>	<b>4,28</b>
Trabalhadores da produção	18,53	5,10	3,85	4,09	<b>22,37</b>	<b>4,93</b>
<b>Total</b>	<b>53,41</b>	<b>6,08</b>	<b>46,59</b>	<b>6,12</b>	<b>100,00</b>	<b>6,10</b>

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS, 2013.

Destaque geral para a participação dos trabalhadores dos serviços para ambos os sexos (60,3%), com remuneração/hora abaixo da média das ocupações (R\$ 5,24), e para os profissionais das ciências e

das artes que têm o rendimento/hora mais alto entre as ocupações (R\$ 20,79). Além da ocupação dos serviços, os homens sem experiência no mercado de trabalho formal encontram mais vagas na produção e reparos na indústria (18,53%), o que não lhes confere resultados favoráveis em termos salariais. A trabalhadora, no entanto, encontra vagas em ocupações técnicas de nível médio e como profissionais das ciências e das artes, o que garante um salário/hora importante.

Do ponto de vista da cor da pele e gênero, conforme Tabela 4, a maior participação no primeiro emprego foi dos indivíduos de cor de pele não branca, 84,26%. Esses resultados foram os esperados, pois as informações divulgadas pelo Censo Demográfico de 2010 já mostravam uma maioria não branca da população na Bahia. A distribuição dos trabalhadores por gênero evidencia a maior presença masculina e destaque para o indivíduo negro no primeiro emprego. Em termos de salário/hora, os dados não divergem de outros estudos empíricos, nos quais indivíduos da cor branca têm salários maiores do que os indivíduos não brancos. Da mesma forma, com exceção dos indivíduos de cor preta, os salários/hora dos homens são superiores aos das mulheres, na Bahia.

Tabela 4 – Participação (%) e salário hora médio (R\$) dos trabalhadores do primeiro emprego formal, por gênero e etnia no mercado de trabalho na Bahia, em 2013.

Grupos étnicos	Homem		Mulher		Total	
	(%)	(R\$)	(%)	(R\$)	(%)	(R\$)
Branco	15,78	7,77	15,68	6,62	<b>15,74</b>	<b>7,23</b>
Pardo	73,78	5,71	76,37	5,64	<b>74,99</b>	<b>5,67</b>
Preto	10,44	6,07	7,95	6,49	<b>9,27</b>	<b>6,24</b>
<b>Total</b>	<b>53,20</b>	<b>6,08</b>	<b>46,80</b>	<b>6,12</b>	<b>100,00</b>	<b>6,10</b>

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS, 2013.

Na análise por setor econômico, Tabela 5, os setores que mais contribuíram para a geração dos primeiros empregos, independentemente do sexo, foram os relacionados aos serviços e comércio, 75,67%, e o que melhor remunerou os trabalhadores foi o setor de serviços. Os trabalhadores homens, em todos os setores em que estavam inseridos, tiveram um salário/hora superior ao das mulheres, embora a média geral salarial seja ligeiramente superior para as mulheres, pelo fato de que a maior proporção do emprego feminino está no setor de serviços e tem a maior remuneração/hora.

Tabela 5 – Participação (%) e salário hora médio (R\$) dos trabalhadores do primeiro emprego formal, por gênero e setor econômico no mercado de trabalho na Bahia, em 2013.

Setor	Homem		Mulher		Total	
	(%)	(R\$)	(%)	(R\$)	(%)	(R\$)
Agricultura	3,59	4,73	0,99	4,35	<b>4,58</b>	<b>4,64</b>
Comércio	17,41	4,51	14,49	4,33	<b>31,90</b>	<b>4,43</b>
Serviços	18,24	7,91	25,53	7,50	<b>43,77</b>	<b>7,67</b>
Indústria	14,17	6,00	5,58	4,80	<b>19,75</b>	<b>5,66</b>
<b>Total</b>	<b>53,41</b>	<b>6,08</b>	<b>46,59</b>	<b>6,12</b>	<b>100,00</b>	<b>6,10</b>

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS, 2013.

O setor da indústria, dominado pelo sexo masculino, também foi o que apresentou a maior diferença de salários entre os sexos. Na média, R\$ 1,2 a mais para os homens. Considerou-se o setor de comércio o mais homogêneo nos rendimentos dos trabalhadores.

Com base nas características individuais dos indivíduos e na segmentação imposta pelas ocupações, setores, tamanho das empresas e região, fez-se a investigação dos determinantes dos salários pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

### **Determinação de salários para o primeiro emprego no estado da Bahia**

A Tabela 6 apresenta as equações de determinação de salários estimadas para os indivíduos que encontraram o primeiro emprego formal na Bahia, em 2013. Conforme apontam os resultados, em geral, para as características inatas dos trabalhadores, como sexo e cor da pele, o indivíduo do sexo masculino recebe em média 10,63% a mais que as mulheres, e se tem a cor de pele branca, independentemente do sexo, recebe em média 6,74% a mais que o indivíduo não branco. O homem branco recebe 8,2% a mais que os homens não brancos, e no caso das mulheres, o retorno devido à cor branca também é positivo, porém menor, 4,3% a favor das mulheres brancas.

Na análise dos fatores produtivos, capital humano do trabalhador, para todas as equações, um ano a mais de idade aumenta os salários dos indivíduos em aproximadamente 1%, entretanto, esse aumento é decrescente para cada ano de idade completado. Em relação à escolaridade, à medida que aumenta seus anos de estudo, independentemente do sexo, o indivíduo auferir ganhos maiores. Os resultados estão de acordo com o esperado pela teoria do capital humano, pois, para maior escolaridade e mais experiência, os rendimentos do trabalho tendem a aumentar. Todavia, o retorno da escolaridade é relativamente menor para as mulheres: homens com ensino superior recebem 83,5% a mais que os homens com baixa instrução, e as mulheres com ensino superior ganham 71,2% a mais que as mulheres de baixa instrução.

Em relação às ocupações, para a equação dos homens, trabalhadores operacionais e da produção, técnicos, gerentes, profissionais das ciências e das artes, e diretores ganham, em média, 9%, 21,2%, 50,15%, 56,7%, e 77% a mais que os trabalhadores da agricultura, respectivamente. Para a equação das mulheres, trabalhadoras operacionais, técnicas, gerentes, profissionais das ciências artes, e diretoras, recebem respectivamente, 9,5%, 21,5%, 43%, 46,9% e 63,6% a mais que os trabalhadores das ocupações relacionadas à agricultura. Ou seja, os grupos ocupacionais que congregam maiores competências de liderança e gestão são mais bem remunerados, comparados aos grupos relacionados à execução de tarefas, mas os recebimentos permanecem proporcionalmente menores para as mulheres na Bahia.

Dos retornos salariais decorrentes do setor em que se inserem, homens do setor de serviços ganham 10,2% a mais que os homens no setor de comércio. Para as mulheres, esse retorno é de pouco mais de 5% para os setores da agricultura, indústria e serviços em relação ao setor de comércio.

Tabela 6 - Equações de salários horas para homens e mulheres, Bahia, 2013.

Variáveis	Geral <sup>6</sup>	Homens	Mulheres
<b>Características inatas</b>			
Homem	0,1062*	-	-
Branco	0,0674*	0,0822*	0,0428*
<b>Fatores produtivos (baixa instrução - omitida)</b>			
Idade	0,0096*	0,0164*	0,0018***
Idade <sup>2</sup>	- 0,0001*	- 0,0001*	- 0,0000*
Ensino fundamental	0,0672*	0,0764*	0,0706*
Ensino médio	0,0996*	0,1118*	0,0808*
Ensino superior	0,7681*	0,8351*	0,7122*
<b>Ocupações (trab. agricultura – omitida)</b>			
Diretores	0,7062*	0,7680*	0,6362*
Gerentes	0,4731*	0,5015*	0,4299*
Profissionais das ciências e artes	0,5011*	0,5667*	0,4689*
Técnicos de nível médio	0,2027*	0,2121*	0,2149*
Trabalhadores operacionais	0,0982*	0,0927*	0,0952*
Trabalhadores da produção	0,0809*	0,0987*	0,0012 <sup>ns</sup>
<b>Setores (comércio – omitida)</b>			
Agrícola	0,0863*	0,0788*	0,0525*
Serviços	0,0825*	0,1024*	0,0573*
Indústria	0,0722*	0,0825*	0,0527*
<b>Região</b>			
Região metropolitana	0,1061*	0,1192*	0,0833*
<b>Porte da empresa (micro – omitida)</b>			
Pequena	0,0534*	0,0549*	0,0512*
Média	0,1207*	0,1287*	0,1057*
Grande	0,1775*	0,1544*	0,2088*
Outras	0,1065*	0,1246*	0,1186*
Constante	0,8756*	0,8026*	1,0994*

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS 2013.

Notas:1) para minimizar o problema de heterocasticidade, comum em modelos de determinação de salários, utilizou-se o procedimento de erros robusto de White (1980); 2) modelo geral, 92.422 observações; modelo para homens, 49.168 observações e modelo para as mulheres, 43.254 observações; 3) (\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 5%; (\*\*\*) significância a 10%; (NS) não significante.

O fator regional influencia positivamente os retornos dos indivíduos. Conseguir um primeiro emprego na região metropolitana da Bahia proporcionou um salário maior de 11,9% para os homens e 8,3% para as mulheres, na comparação com pessoas que conseguiram um primeiro emprego fora das regiões metropolitanas do Estado.

No que tange ao tamanho das empresas contratantes, observou-se que os homens que se engajaram no primeiro emprego em uma empresa de grande porte auferiram um retorno de 15,4% a mais que os homens empregados em uma microempresa. Para as mulheres, nesse caso, o resultado foi de 20,8% a mais

<sup>6</sup> Na regressão geral foi aplicado o teste Chow de quebra estrutural, que indicou possíveis diferenças nos coeficientes entre as regressões dos homens e mulheres.  $F = \frac{(SQR_R - SQR_{SR}) / k}{(SQR_{SR}) / (n_1 + n_2 - 2k)} \square F[k, (n_1 + n_2 - 2k)]$ ;

F(calculado) = 163,20 e F(tabelado) = 1,90 – F(calculado) > F(tabelado), com significância de 1% . Gujarati (2011) e Chow (1960).

de salários, o que revela a importância do tamanho da empresa para os salários das mulheres no primeiro emprego na Bahia.

A mensuração das equações salariais comprova que as características das mulheres são valoradas de maneira divergente das características dos homens no primeiro emprego residentes na Bahia. Com o uso da decomposição de Oaxaca-Blinder, é possível determinar as origens da discriminação de salários contra a mulher e os impactos salariais decorrentes dos diferentes fatores.

### **Decomposição das diferenças salariais para o primeiro emprego na Bahia**

Os dados resumidos nesta seção apresentam a decomposição de Oaxaca-Blinder, na qual as diferenças salariais foram desagregadas na parcela explicada pelas diferenças das características (cor da pele, aspectos produtivos, ocupação, setor, tamanho da empresa e região) e na parcela referente à discriminação de gênero. A base das interpretações foi o salário das mulheres, conforme Jann (2008), Jones e Kelley (1984) e Blinder (1973).

A parte explicada corresponde ao aumento médio nos salários das mulheres se elas tivessem as mesmas características dos homens. A parte referente à discriminação de gênero corresponde às diferenças dos coeficientes das regressões mincerianas dos homens e mulheres, que quantificam a variação nos salários das mulheres ao aplicar os coeficientes dos homens nas características femininas, mais o valor da constante<sup>7</sup>.

Inicialmente, na análise dos indivíduos que não foram empregados no mercado de trabalho no ano estudado – mantiveram o emprego dos anos anteriores - Tabela 7, observou-se que, para o salário/hora médio das mulheres equiparar-se ao salário/hora médio dos homens, deveria haver um reajuste positivo de 14,11%. Caso as mulheres tivessem as mesmas características masculinas, seus salários sofreriam uma redução de 8,73% (parcela explicada), indicando que as mulheres sejam mais qualificadas que os homens. Pela parte não explicada (*proxy da discriminação*), ou seja, na ausência da discriminação de gênero, os salários/hora médio das mulheres deveriam ter um aumento de 25,02%, pois, em média, as características femininas são valoradas negativamente em comparação com as características masculinas.

<sup>7</sup> A constante é o termo em que não há uma explicação econômica clara (Jann, 2008; Jones e Kelley, 1984; Blinder, 1973), pois essa é a parte das diferenças salariais explicada única e exclusivamente pelo fato de o indivíduo pertencer àquele grupo. Blinder (1973) denomina essa diferença de “*shift effect*”.

Tabela 7 – Decomposição de Oaxaca-Blinder para a diferença de rendimentos salariais de homens e mulheres remanescentes no emprego nos anos anteriores a 2013.

<b>Grupo</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Coefficientes na forma exponencial</b>	
Homens	1,9996*	7,39	
Mulheres	1,8676*	6,47	
<b>Diferenças</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Participação relativa (%)</b>	<b>Impacto percentual no salário</b>
Explicada	- 0,0913*	- 69,20	- 8,73
Discriminação	0,2233*	169,20	25,02
Diferença total	0,1320*	100	14,11

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS 2013.

Notas: 1) Para minimizar o problema de heteroceansticidade, comum em modelos de determinação de salários, utilizou-se o procedimento de erros robusto de White, ver White (1980); 2) 926.493 observações; 3) (\*) significância a 1%.

Como o objetivo deste estudo é a análise da discriminação entre os gêneros dos trabalhadores que engajaram em um primeiro emprego no ano de 2013, na Bahia, avançou-se para essa classe de ocupados. Conforme os dados apontaram, o salário/hora médio das mulheres foi inferior ao salário hora médio dos homens, isto é, para que a mulheres tivessem seus salários iguais aos masculinos, seria necessário que os seus rendimentos tivessem um aumento de 8,97% (Tabela 8).

Tabela 8 – Decomposição de Oaxaca-Blinder para a diferença de rendimentos salariais de homens e mulheres que conseguiram o primeiro emprego no estado da Bahia, 2013.

<b>Grupo</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Coefficientes na forma exponencial</b>	
Homens	1,5754*	4,83	
Mulheres	1,5320*	4,63	
<b>Diferenças</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Participação relativa (%)</b>	<b>Impacto percentual no salário</b>
<b>Explicada</b>	<b>-0,0704*</b>	<b>-161,97</b>	<b>-6,80</b>
Cor de pele (branca)	0,0001	0,18	0,01
Aspectos produtivos	-0,0384*	-88,33	-3,76
Ocupação	-0,0232*	-53,47	-2,30
Setor	-0,0044*	-10,17	-0,44
Porte da empresa	0,0015*	3,34	0,15
Região metropolitana	-0,0059*	-13,53	-0,59
<b>Discriminação de gênero</b>	<b>0,1138*</b>	<b>261,97</b>	<b>12,05</b>
Cor de pele (branca)	0,0062*	14,21	0,62
Aspectos produtivos	0,3047*	701,40	35,63
Ocupação	-0,0425*	-97,83	-4,16
Setor	0,0038	8,69	0,38
Porte da empresa	-0,0024*	-5,59	-0,24
Região metropolitana	0,0144*	33,11	1,45
<b>Constante</b>	<b>-0,1703*</b>	<b>-392,02</b>	<b>-15,66</b>
<b>Diferença total</b>	<b>0,0859*</b>	<b>100</b>	<b>8,97</b>

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS 2013.

Notas:1) Para minimizar o problema de heteroceansticidade, comum em modelos de determinação de salários, utilizou-se o procedimento de erros robusto de White (1980); 2) 92.422 observações; 3) (\*) significância a 5%; (sem asterisco) não significante.

A parte explicada pelos fatores já elencados evidencia o impacto no salário das mulheres se elas tivessem as características dos homens, ou seja, uma redução de 6,8%. Desse percentual destaca-se o



impacto dos aspectos produtivos e da ocupação, mostrando que as mulheres têm mais capital humano do que os homens e estão bem inseridas nas ocupações.

A parte não explicada por aqueles fatores (discriminação de gênero) mostra o impacto no salário das mulheres se as suas características fossem valoradas da mesma forma que as características masculinas, o que corresponde a um cenário de ausência de discriminação. Nessas condições, o salário das mulheres deveria ter um aumento de 12,05%. Se os aspectos produtivos fossem contratados pelos mesmos valores empregados aos homens, o salário das mulheres deveria ter um aumento de mais de 35%.

Ao estudar os indivíduos pelo gênero de cor branca, os dados são os de que o salário médio dos homens brancos esteve na média, R\$ 5,28, e o salário das mulheres brancas R\$ 4,85, o que resultou na diferença de - 8,97% contra as mulheres. Ou seja, para que as mulheres pudessem ter os mesmos rendimentos dos homens, os seus salários deveriam ter um acréscimo de 8,97% (Tabela 9).

Tabela 9 – Decomposição de Oaxaca-Blinder para a diferença de rendimentos salariais de homens brancos e mulheres brancas que obtiveram o primeiro emprego no estado da Bahia, 2013.

Grupo	Coefficientes	Coefficientes na forma exponencial	
Homens brancos	1,6649*	5,28	
Mulheres brancas	1,5790*	4,85	
Diferenças	Coefficientes	Participação relativa (%)	Impacto percentual no salário
<b>Explicada</b>	<b>-0,0837*</b>	<b>-97,41</b>	<b>-8,03</b>
Aspectos produtivos	-0,0426*	-49,61	-4,17
Ocupação	-0,0583*	-67,90	-5,67
Setor	0,0077	8,93	0,77
Porte da empresa	0,0049*	5,66	0,49
Região metropolitana	0,0047*	5,50	0,47
<b>Discriminação de gênero</b>	<b>0,1696*</b>	<b>197,41</b>	<b>18,48</b>
Aspectos produtivos	0,2621*	305,18	29,97
Ocupação	-0,1033*	-120,29	-9,82
Setor	0,0227*	26,38	2,29
Porte da empresa	-0,0100*	-11,62	-0,99
Região metropolitana	0,0093*	10,85	0,94
<b>Constante</b>	<b>-0,0112</b>	<b>-13,09</b>	<b>-1,12</b>
<b>Diferença total</b>	<b>0,0859*</b>	<b>100</b>	<b>8,97</b>

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS 2013.

Nota: 1) Para minimizar o problema de heteroscedasticidade, comum em modelos de determinação de salários, utilizou-se o procedimento de erros robusto de White (1980); 2) 14.543 observações; 3) (\*) significância a 5%; (sem asterisco) não significante.

Na decomposição da parcela explicada pelos fatores (aspectos produtivos, ocupação, setor, tamanho de empresa e região), destacaram-se os aspectos produtivos e a ocupação, indicando que, caso as mulheres tivessem as mesmas características produtivas dos homens, seus salários reduziriam em mais de 4%, e se as mulheres estivessem inseridas nas mesmas ocupações dos homens seus salários reduziriam, em média, 5,67%. Esses resultados vão ao encontro de outros trabalhos científicos, nos quais as mulheres, em média, apresentam os fatores produtivos, principalmente a escolaridade, superiores aos dos homens e estão mais bem colocadas no mercado de trabalho formal que os homens.

Há discriminação de gênero entre os indivíduos brancos e ela provoca um impacto salarial de 18,48%. A maior parte dessa discriminação deve-se ao fato de os fatores produtivos das mulheres serem valorizados de forma inferior aos dos homens, pois, se os coeficientes dos homens fossem atribuídos a essa característica feminina, os salários das mulheres deveriam ter um reajuste positivo de 29,97%. Outro efeito discriminação digno de nota: a discriminação ocupacional tem efeito negativo sobre o salário da mulher de 9,82%, o que reforça a hipótese de que as mulheres brancas estão mais bem inseridas no mercado de trabalho formal (ocupações que apresentam melhores rendimentos) do que os homens brancos.

Os dados da Tabela 10 permitem afirmar que as diferenças salariais entre homens e mulheres do grupo não branco foram menores, pois, para que os salários das mulheres possam chegar à média dos salários dos homens, deveriam ter um acréscimo de 3,61%. Na parte explicada pelos fatores selecionados, destacou-se a ocupação, ou seja, se as mulheres estivessem inseridas nas mesmas ocupações dos homens, seus salários seriam reduzidos, em média, 4,28%.

A medida da discriminação sexual indicou que, caso as características das mulheres fossem valorizadas em termos de salários na mesma magnitude que os atributos dos homens (se não houvesse discriminação), o salário das mulheres deveria ter um acréscimo de 10,93%. A maior parte dessa discriminação deve-se aos fatores produtivos, 36,82%. Caso os postos de trabalho remunerassem as mulheres como remuneram os homens, os salários delas deveriam ter um acréscimo de 2,16%, e, caso as mulheres conseguissem um primeiro emprego na região metropolitana da Bahia e não houvesse a discriminação de gênero, seus salários médios deveriam ter um acréscimo de 1,2%.

Tabela 10 – Decomposição de Oaxaca-Blinder para a diferença de rendimentos salariais de homens não brancos e mulheres não brancas que obtiveram o primeiro emprego no estado da Bahia, 2013.

<b>Grupo</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Coefficientes na forma exponencial</b>	
Homens brancos	1,5586*	4,75	
Mulheres brancas	1,5232*	4,59	
<b>Diferenças</b>	<b>Coefficientes</b>	<b>Participação relativa (%)</b>	<b>Impacto percentual no salário</b>
<b>Explicada total</b>	<b>- 0,0683*</b>	<b>- 192,81</b>	<b>- 6,60</b>
Aspectos produtivos	- 0,0174*	- 49,17	- 1,73
Ocupação	- 0,0437*	- 123,38	- 4,28
Setor	- 0,0043*	- 12,06	- 0,43
Porte da empresa	0,0014*	3,98	0,14
Região metropolitana	- 0,0043*	- 12,19	- 0,43
<b>Discriminação de gênero</b>	<b>0,1037*</b>	<b>292,81</b>	<b>10,93</b>
Aspectos produtivos	0,3135*	884,92	36,82
Ocupação	0,0214**	60,36	2,16
Setor	- 0,0046	- 12,99	- 0,46
Porte da empresa	- 0,0028*	- 7,94	- 0,28
Região metropolitana	0,0118*	33,28	1,20
<b>Constante</b>	<b>- 0,2355*</b>	<b>- 664,80</b>	<b>- 20,98</b>
<b>Diferença total</b>	<b>0,0354*</b>	<b>100</b>	<b>3,61</b>

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados do MTE/RAIS 2013.

Nota: 1) Para minimizar o problema de heteroscedasticidade, comum em modelos de determinação de salários, utilizou-se o procedimento de erros robusto de White (1980); 2) 77.879 observações; 3) (\*) significância a 1%; (\*\*) significância a 10%; (sem asterisco) não significante.

As informações resultantes desta investigação mostraram que os indivíduos que obtiveram um primeiro emprego formal na Bahia em 2013 sofreram a discriminação em termos salariais contra as mulheres, e essa discriminação é maior quando observado o grupo étnico – brancos. É importante ressaltar que os resultados não trazem evidência sobre os ganhos com habilidades ou dons individuais dos trabalhadores. Há estudos que avaliaram o desempenho de homens e mulheres em ambientes competitivos e concluíram que os homens apresentaram melhor performance em relação às mulheres nesses ambientes (GREEZY, 2004; 2009).

### **Considerações finais**

Este artigo analisou as diferenças salariais por gênero dos indivíduos inseridos no primeiro emprego formal privado na Bahia. A decomposição usual dessas diferenças e a incorporação de outras dimensões explicativas, bem como os impactos salariais, permitiram um avanço nos estudos da economia regional do trabalho.

As respostas salariais das características dos trabalhadores são resumidas: o indivíduo do sexo masculino e de cor de pele branca recebe em média maiores salários; os retornos da escolaridade são maiores para os homens; as ocupações de conteúdo mais elevado (gerência, ciências e artes) remuneram melhor e contam com maior participação das mulheres. Pessoas cujo primeiro emprego ocorre nas regiões metropolitanas e em empresa de grande porte auferiram um retorno mais alto.

Em relação às diferenças salariais e à discriminação, constatou-se que houve maior diferença salarial, bem como uma indicação de maior discriminação contra as mulheres, para o grupo de indivíduos remanescentes do emprego formal do que para os indivíduos empregados pela primeira vez em 2013. Também se observou que, para o primeiro emprego, houve maior discriminação contra as mulheres do grupo étnico branco do que para os não brancos.

A diferença salarial de gênero pode ser explicada especialmente pelos aspectos produtivos e pela ocupação exercida, ou seja, caso as mulheres tivessem as mesmas características produtivas e a mesma ocupação dos homens os seus salários se reduziriam. Muito embora o método de decomposição usado tenha limitações, as quais foram apontadas neste trabalho, a discriminação de sexo foi detectada e a maior parte dela ocorre em razão de os fatores produtivos das mulheres serem valorados de forma inferior aos dos homens. Por outro lado, a ocupação tem efeito negativo sobre o salário da mulher, o que sinaliza que as mulheres estão mais bem alocadas no mercado de trabalho formal (ocupações que apresentam melhores rendimentos) do que os homens.

Nos grupos étnicos, confirma-se a discriminação sexual, cujo impacto salarial decorrente da discriminação é menor entre os não brancos. Os fatores produtivos (capital humano) e as ocupações foram os que mais colaboraram para a discriminação contra as mulheres, sendo que os fatores produtivos foram menos valorizados no grupo dos não brancos do que no grupo dos brancos. Esses resultados

confirmam as evidências apresentadas por diversos especialistas e complementam as informações sobre o primeiro emprego na Bahia.

Diante dos achados desta pesquisa e, corroborando o que documenta a Declaração Universal dos Direitos Humanos, toda pessoa tem direito ao trabalho com igual e justa remuneração por igual trabalho prestado. Portanto, é importante a ação da legislação e da fiscalização contra a discriminação que as mulheres sofrem no mercado de trabalho, ao mesmo tempo, devem-se intensificar as políticas públicas reservadas ao primeiro emprego.

### Referências

- ARROW, K. The theory of discrimination. In: **Conference on Discrimination in labor markets**, Princeton University, n.30A, October, 1971.
- BECKER, G. S.; CHISWICK, B. R. Education and the Distribution of Earnings. **American Economic Review**, v. 56, n. 2, p.358-369, 1966.
- BECKER, G. S. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education. 2 ed. New York: **National Bureau of Economic Research**, 1975.
- BLAU, F. D.; KAHN, L. M. Gender Differences in Pay. **American Economic Review**, v. 14, n. 4, pp. 75-99, Autumn, 2000.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **The Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4. Autumn, 1973.
- CACCIAMALI, M. C. S. Mercado de trabalho: abordagens duais. **Revista de Administração de Empresas**, v. 18, n. 1, p. 59-69, 1978.
- CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A influência da raça e do gênero nas oportunidades de obtenção de renda-uma análise da discriminação em mercados de trabalho distintos: Bahia e São Paulo. **Estudos Econômicos**. v. 35, n.4, p.767-795, São Paulo, Outubro-Dezembro, 2005
- CHAHAD, J. P. Z. (org): AL, et (org). O mercado de trabalho no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas. São Paulo: **IPEA/USP**, 1986. (Relatórios de pesquisa).
- CUGINI, S. C. B.; MAIA, K.; LOPES, R. L.; DEVIDÉ, A. J.; SOUZA, S. C. I. A força de trabalho feminina no mercado de trabalho brasileiro: Discriminação salarial por gênero em 2002 e 2011. In: **Anais do XI Encontro de Economia Paranaense**, Apucarana, 2014.
- DOERINGER, P.; PIORE, M. Internal labor markets and manpower analysis. **Lexington**, Mass: Heat, 1970.
- CARD, D.; CARDOSO, A. R.; KLINE, P. Bargaining and the Gender Wage Gap: A Direct Assessment, **IZA DP**, August, 2013.
- FIUZA-MOURA, F. K. **Diferenciais de salário na indústria brasileira por sexo, cor e intensidade tecnológica**. 2015. Dissertação (Mestrado em Economia Regional) - Universidade Estadual de Londrina, Londrina.
- FONTES, R.; ARBEX, M. A. Desemprego e Mercado de Trabalho: Ensaios Teóricos e Empíricos, **Editora UFV**, Viçosa, 2000.
- GNEEZY, U.; LEONARD, K. L.; LIST, J. A. Gender differences in competition: evidence from a matrilineal and a patriarchal society. **Econometrica**, v.77, n. 5, p. 1637-1664, September, 2009.

- GNEEZY, U.; RUSTICHINI A. Gender and competition at a young age. **American Economic Review** . v. 94. n. 2, p. 377-381, May, 2004.
- GONÇALVES, M. F.; MONTE, P. A. Admissão por primeiro emprego e reemprego no mercado formal do Nordeste: Um estudo mesorregional. ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambu. **Anais...** Caxambu: UFMG, 2008.
- GONÇALVES, M. F.; DO MONTE, P. A. A importância da experiência profissional na admissão e na disparidade salarial: um estudo para o mercado de trabalho formal do Nordeste. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 10, n. 1, 2011
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – PNAD – Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílio: **Síntese de Indicadores, 2013**. Rio de Janeiro, 2014.
- JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. **The Stata Journal**, v. 8, n. 4, p. 453-479. May, 2008.
- JONES, F. L.; KELLEY, J. Decomposing Differences between Groups A Cautionary Note on Measuring Discrimination. **Sociological Methods and Research**, v.12, n. 3, p. 323-343, 1984
- LIMA, R. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 10, n. 1, p. 217-272, 1980
- MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.
- MINCER, J. On-the-Job Training: Costs, Returns and Some Implications. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, Part 2, p. 50-79. 1962.
- MINCER, J. **Schooling, Experience and Earnings**, New York: National Bureau of Economic Research. 1974.
- MONTE, P. A.; ARAÚJO, T. P.; LIMA, R. A. Primeiro emprego e reemprego: análise de inserção ocupacional e duração do desemprego no Brasil metropolitano. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 7, n. 1, p. 139-177, 2007.
- OAXACA, R. Male-Female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3. Oct. 1973.
- PHELPS, E. S. The statistical theory of racism and sexism. **The American Economic Review**. V.62, n. 4, p. 659-661. September, 1972.
- REIS, M. Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 1, p. 125-143, 2015.
- ROCHA, S. A inserção dos jovens no mercado de trabalho. **Caderno CRH**, Salvador, v. 21, n. 54, p.533-550, set./dez. 2008.
- SALVATO, M. A., DE SOUZA, T. M. F., CARDOSO, M. B. R., MOREIRA, S. A. Mercado de Trabalho em Minas Gerais e Bahia: Considerações sobre uma análise da discriminação de raça e gênero. **Anais do XIII Seminário sobre a Economia Mineira. Cedeplar**, Universidade Federal de Minas Gerais. 2008.
- SCHULTZ, T., W. Investment in human capital. **American Economic Review**, v. 51, n., p. 1-17, mar. 1961
- SEBRAE. Anuário do trabalho na micro e pequena empresa: 2013. 6.ed. Brasília, DF: **DIEESE**, 2013.
- SILVA, L. M. Mulher e Cultura. **Cadernos do Núcleo de Estudos e Pesquisas sobre a Mulher. Belo Horizonte/MG**, Universidade Federal de Minas Gerais, 1987.
- SOUZA, P. F. L. **A importância da discriminação nas diferenças salariais: Uma análise para o Brasil e suas regiões para os anos de 2002, 2006 e 2009**. 2011. Dissertação (Mestrado Acadêmico em Economia) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza.

SOUZA, S.C.I.; MAIA, K.; FIUZA-MOURA, F.K.; GOMES, M.R.; SILVA, R.J. Diferença salarial por gênero e cor e o impacto da discriminação econômica. **Revista de Estudos Regionais e Urbanos**, v.9, n.1, p. 32-49, 2015.

VIETORISZ T.; HARRISON, B. Labor Market Segmentation: Positive feedback and divergent development. **American Economic Review**, v. 63, n. 2, p. 366-376. May,1973.

*Recebido em: julho de 2019.*

*Aprovado em: dezembro de 2019.*