

A MÃO DE OBRA FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO: DISCRIMINAÇÃO SALARIAL POR GÊNERO

Katy Maia¹

Ariciéri Devidé Júnior²

Solange de Cassia Inforzato de Souza³

Sarah Cristina Bruno Cugini⁴

RESUMO: Há décadas as mulheres têm sofrido com a discriminação de gênero no mercado de trabalho, impedindo-as de exercerem plenamente seu papel como cidadãs além do ambiente familiar e prejudicando sua evolução e ascensão no mundo do trabalho. A partir do século XX, no entanto, elas começaram a ganhar espaço nesse mercado, assumindo um novo perfil como geradora de renda familiar. Sob esta ótica, este estudo objetiva analisar a participação das mulheres no mercado de trabalho e os diferenciais de salários por gênero no Brasil, a partir dos microdados da PNAD, do IBGE, de 2002 e 2011. O procedimento metodológico consistiu em estimar a equação de salário (MINCER, 1974), aplicar a correção do viés de seleção na amostra (HECKMAN, 1979) e decompor o modelo de Oaxaca (OAXACA, 1973). Os resultados obtidos mostram que, apesar de as mulheres serem mais escolarizadas do que os homens, ainda há diferenciais salariais que não decorrem dos fatores produtivos, sinal de discriminação no mercado de trabalho brasileiro, tanto em 2002 como em 2011. Podem ser destacados dois aspectos, um negativo e outro positivo, nesse período: houve aumento da discriminação por gênero, contudo aumentou a participação das mulheres no mercado de trabalho.

Palavras-chave: Mercado de trabalho feminino; Discriminação salarial; Gênero.

FEMALE LABOR FORCE IN THE BRAZILIAN LABOR MARKET: WAGE DISCRIMINATION BY GENDER

ABSTRACT: For decades women have suffered with gender discrimination in the labor market, preventing them from fully exercising their role as citizens beyond the family environment and harming its evolution and rise in the world of labor. From the twentieth century, however, they began to gain traction in this market, assuming a new profile as generating family income. From this perspective, this study aims to analyze the participation of women in the labor market and wage differentials by gender in Brazil, from the PNAD, IBGE, 2002 and 2011. From this perspective, this study aims to analyze the participation of women in the labor market and wage differentials by gender in Brazil, from the PNAD, IBGE, 2002 and 2011. Methodological procedure consisted in estimating the equation wage (MINCER, 1974), applying the correction of selection bias in the sample (HECKMAN, 1979)

Recebido: 19/10/2014

Aprovado: 01/06/2015

and Oaxaca decompose model (OAXACA, 1973). The results show that although women are more educated than men there are wage differentials which are independent of the production factors, signal discrimination in the Brazilian labor market, both in 2002 and in 2011. Two aspects can be highlighted, one negative and another positive in this period: there was an increase in gender discrimination, however the increased participation of women in the labor market.

Keywords: Female labor market; Wage discrimination; Gender.

1. INTRODUÇÃO

A crescente presença da mulher no mercado de trabalho representou uma importante mudança no cenário econômico nacional. Sua inserção ocorreu de forma gradativa, intensificando-se nos anos 70. No transcorrer do tempo, mudanças foram ocorrendo na geração e estrutura dos empregos. A partir de então a mulher passou a ganhar espaço e reconhecimento no mercado de trabalho brasileiro. Diante deste processo, o número de mulheres trabalhando fora do espaço doméstico (taxa de ocupação feminina) tornou-se relativamente grande, em 2011 representava 39,46% da população economicamente ativa, sendo que em 2002 era de 37,54% (IBGE, 2002; 2011).

Durante o século XX ocorreu um conjunto de acontecimentos relacionados ao processo de crescimento econômico e acelerada industrialização que resultaram no desenvolvimento urbano e na entrada das mulheres no mercado de trabalho. Por conta dessas alterações, a estrutura familiar moldada nos papéis de um pai trabalhador e gerador da renda e uma mãe dona de casa em período integral começa a sofrer rompimento, apontando o início da decadência do modelo hierárquico de estrutura familiar.

Apesar das alterações no mercado de trabalho e na estrutura familiar as mulheres ainda têm um longo caminho a ser percorrido, pois é muito comum a existência de preconceitos e barreiras no mercado. A desigualdade de gênero está diminuindo, mas ainda é persistente em nossa sociedade. Portanto, a necessidade de se verificar a evolução das mulheres no mercado de trabalho brasileiro decorre de sua participação ser maior e notável, mostrando sua importância crescente para a dinâmica da economia e para a formação da renda familiar.

Sendo assim, o objetivo deste artigo é analisar a evolução da participação da força de trabalho feminina no mercado de trabalho brasileiro e realizar uma comparação de rendimentos salariais por gênero nos anos 2002 e 2011. Para isso, foram utilizados os microdados de 2002 e 2011 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD,

disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, para verificar as diferenças salariais bem como investigar o grau de discriminação por gênero no mercado de trabalho brasileiro.

O estudo está organizado em mais quatro seções, além desta introdução. Na segunda seção estão as evidências empíricas da evolução da mulher no mercado de trabalho e a desigualdade de rendimento salarial por gênero. A terceira seção apresenta a metodologia e a base de dados – PNAD/IBGE. Foram estimadas equações mincerianas de salário, com a correção do viés de especificação da amostra (HECKMAN, 1979); e posteriormente foi aplicada a decomposição de Oaxaca (1973). Na quarta seção é realizada uma análise dos dados estatísticos sobre população, educação e rendimento e apresentados os resultados obtidos pelas equações salariais e mensurada a discriminação por gênero entre 2002 e 2011. Por fim, na última seção estão as considerações finais.

2. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS: TRANSFORMAÇÕES DA FORÇA DE TRABALHO FEMININA NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO E A DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS ENTRE GÊNERO

Ao se referir à divisão sexual do trabalho, as evidências empíricas mostram o mercado brasileiro de forma bastante heterogênea. Segundo Arandia (1991), a maneira como se constituiu o capitalismo no Brasil, através da concentração de renda, desigualdades regionais e preservação dos latifúndios, formou-se um mercado de trabalho segmentado e heterogêneo, tanto no plano nacional quanto no regional.

Na análise da distribuição das características das ocupações de homens e mulheres verifica-se, principalmente, o diferencial dos salários nos diversos setores da economia, de forma que a sociedade transformou o processo de diferenciação para hierarquizar as atividades e gerou um critério de seleção de gêneros.

A mulher por muito tempo foi considerada como pertencente, sobretudo, ao mercado primário e terciário; no primeiro predomina atividades ligadas à transformação dos recursos naturais e o terciário envolve a comercialização de produtos em geral e a prestação de serviços a terceiros. Conquistando maior acesso aos setores da economia, a mulher deixa aqueles que exigem menor nível de escolaridade e qualificação profissional, por almejar melhores remunerações pela atividade exercida. Contudo, ainda persiste o fardo de ocupar postos de trabalho marcados pela precariedade e informalidade e de concorrer desfavoravelmente com os homens no desemprego (GUIRALDELLI, 2007).

Segundo Hirata (2002), o trabalho feminino sofre de instabilidade, rotatividade elevada e taxas de desemprego proporcionalmente maiores que o trabalho masculino. Sob uma perspectiva histórica, Hoffmann e Leone (2004) apontam que é a partir da década de 1970, em um cenário de expansão da economia e acelerado processo de industrialização e urbanização, que as mulheres iniciam sua participação no mercado de trabalho mais ativamente, e esse processo continua nas décadas de 1980 e 1990.

A queda da fecundidade, a expansão da escolaridade e o acesso das mulheres nas universidades também contribuíram para o desenvolvimento deste processo de transformação. Esses fatores propiciaram a maior inserção da mulher nas taxas de atividade e explicam a persistência do emprego feminino mesmo em quadros de alta inflação, desemprego e crise econômica verificada, sobretudo, na década de 80 e início de 1990.

Segundo Oliveira e Rios-Neto (2006), o aumento da participação na força de trabalho observado nos anos 80 e 90 foram acompanhados por uma mudança em seu perfil etário, o que é compatível com um aumento da taxa de participação das mulheres casadas e mães. Ou seja, as mulheres optam por postergar a decisão da maternidade visando um crescimento profissional que lhe garanta estabilidade e melhores rendimentos.

Soares e Isaki (2002) ao investigarem as mudanças na participação feminina no mercado de trabalho de 1977 a 2001, com dados da PNAD, demonstraram que apesar do aumento de sua participação neste mercado, disparidades em relação aos homens ainda eram evidentes. Em 1977, 32% das mulheres com 10 a 15 anos e 39% das mulheres dos 16 aos 60 participavam do mercado de trabalho; para os homens as taxas equivalentes eram 73% e 88%. A proporção de mulheres chefes de família passou de 8% para 16%, nas décadas de 80 e 90; esta foi a variável mais forte a explicar as mudanças na taxa de participação feminina no mercado de trabalho.

Segundo Bruschini (2000, p.20), “apesar dos ganhos obtidos pelas trabalhadoras no que tange aos espaços ocupados no mercado de trabalho, os baixos rendimentos obtidos por elas e as desigualdades salariais entre os sexos refletem a permanência da discriminação sexual”. Ainda que as mudanças ocorridas e o aumento da participação feminina no mercado de trabalho tenha se verificado, a discriminação de gênero pode ser considerada como um dos efeitos mais influentes nas diferenças salariais (KON, 2002).

Ramos (2007), ao analisar a discriminação de rendimentos no mercado de trabalho, define os diferenciais compensatórios de diferentes postos de trabalho, a heterogeneidade do potencial produtivo individual e a distinção de trabalhadores via segmentação de mercado

como os principais fatores responsáveis pelos diferenciais de rendimento existentes no mercado de trabalho brasileiro.

Bruschini (2007), afirma que as menores remunerações recebidas pelas mulheres, se comparadas às dos homens, são reafirmadas quando se consideram os setores econômicos, os grupos de horas trabalhadas, a posição na ocupação e os anos de estudo. Na indústria de transformação, setor em que as relações de trabalho tendem a ser mais formalizadas, a proporção de ocupados recebendo até dois salários mínimos foi de 46% em 2002, já as mulheres que se situavam na mesma faixa de renda respondiam por 73%.

Coelho, Veszteg e Soares (2010) com dados da PNAD de 2007, estimam os retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil, por meio de regressões quantílicas. As estimativas mostraram elevado retorno referente aos investimentos em educação, inclusive para as mulheres entre 20 e 60 anos de idade, porém estes retornos não foram constantes ao longo da distribuição salarial, pois o efeito idade apresentou uma forma de U invertido.

Para a decomposição do diferencial de salários, Carvalho, Néri e Silva (2006) usaram dados da PNAD de 2003 para estimar equações salariais mincerianas com correção do viés de seleção amostral. Os resultados apontaram que a discriminação foi responsável por 97% do diferencial de salários entre homens de cor branca e as mulheres de cor preta ou parda, e quanto maior a escolaridade maior a propensão dos indivíduos trabalharem.

Os diferenciais salariais não são as únicas dificuldades enfrentadas no mercado de trabalho, uma vez que estão sujeitos às variações no cenário macroeconômico. A força de trabalho feminina ainda sofre com a forte discriminação de postos de trabalho e as condições menos adequadas que a dos homens. Segundo Poliszczuk (2009), 40% de mulheres, em 2008, trabalhavam com carteira de trabalho assinada, sendo que entre os homens esta proporção ficou próxima de 50%. Além disso, o rendimento delas correspondia a 71,3% do rendimento dos homens.

Apesar do avanço obtido pelas mulheres, ainda há grandes barreiras a serem vencidas, como a persistência dos diferenciais de rendimento. Segundo Dedecca, Jungbluth e Trovão (2008) *apud* Margonato (2011), a redução da desigualdade deve ser acompanhada pela identificação dos determinantes e perspectivas, de modo que é essencial analisar a evolução dos estudos sobre os diferenciais de renda e rendimentos tanto no cenário nacional como no regional.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Nesta pesquisa, para examinar a evolução da mulher no mercado de trabalho brasileiro e as diferenças salariais entre gêneros, foram utilizados dados PNAD do IBGE, de 2002 e 2011. Entre as variáveis selecionadas destacam-se a renda da força de trabalho feminina e masculina, a condição na família (cônjuge ou chefe), a escolaridade (anos de estudo) e a idade da população ocupada.

Primeiramente, foram calculadas estatísticas descritivas das variáveis selecionadas. Em seguida, estimou-se equações mincerianas com a correção de Heckman, para comparar os diferenciais salariais, por gênero, de 2002 e 2011. Posteriormente, aplicou-se o método de Oaxaca para verificar o nível de discriminação no mercado de trabalho brasileiro.

3.1 Equações de salários e correção do Viés de Seleção: Procedimento de Heckman

Para estimar equações de salários (Mincer, 1974) foi necessário incluir a correção do viés de seleção amostral (Heckman, 1979), por se tratar de uma amostra só da população ocupada. Com isso, buscou-se resultados mais consistentes.

Para tanto, admite-se que L^* seja a variável que representa a participação da força de trabalho:

$$L_i^* = \beta Z_i + u_i \quad (1)$$

Assim, Z_i representa o vetor das variáveis que determinam a participação no mercado de trabalho. Já L^* não é observado, mas L pode ser observado, de modo que:

$$L_i = 1 \quad \text{se } L_i^* > 0$$

$$L_i = 0 \quad \text{se } L_i^* \leq 0$$

A variável W representa o salário, onde X_i é o vetor das variáveis que determinam o salário:

$$W_i = \delta X_i + v_i \quad (2)$$

É possível observar W somente quando L^* é maior do que zero. Portanto, assume-se que u_i e v_i têm uma distribuição bivariada normal com média zero, desvios padrão σu e σv , e correlação ρ , de forma que:

$$\begin{aligned} E(W_i | W_i \text{ observado}) &= E(W_i | L_i^* > 0) = E(W_i | u_i > -\beta Z_i) \\ &= \delta X_i + E(v_i | u_i > -\beta Z_i) \\ &= \delta X_i + \rho \sigma_v \lambda_i(\alpha_u) \end{aligned}$$

Ao rearranjar a equação, tem-se a variável de correção do viés de seleção amostral denominada por Heckman:

$$\lambda_i(\alpha_u) = \frac{\phi\left(\frac{\beta Z_i}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{\beta Z_i}{\sigma_u}\right)} \quad (3)$$

Onde ϕ representa a função densidade de probabilidade e Φ a função distribuição cumulativa para uma distribuição normal.

Segundo o modelo de Heckman (1979), se incluirmos o inverso da razão de Mills na equação de salário, vamos obter estimadores consistentes sem viés de seletividade da amostra.

$$W_i | L^* > 0 = \delta X_i + \delta_\lambda \lambda(\alpha_u) + \varepsilon_i \quad (4)$$

Portanto, a partir da inclusão da razão inversa de Mills, obtida pelo modelo de Seleção Amostral de Heckman, são obtidas estimativas consistentes para equação de rendimento da força de trabalho.

3.2 Modelo econométrico: Decomposição de Oaxaca

A decomposição de Oaxaca (Oaxaca, 1973) segue o método de estimação de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Segundo Leme e Wajnman (2000) *apud* Silva e Lima (2012), esta decomposição é baseada nas estimativas da função de salário do tipo minceriana dos homens e mulheres que trabalharam no mercado de trabalho brasileiro. Na equação de salário de Mincer, o efeito das variáveis de capital humano determina o rendimento do trabalho individual conforme a produtividade do indivíduo. Deste modo:

$$\ln w_m = \alpha + \beta_m X_m + \mu_m \quad (5)$$

$$\ln w_f = \alpha + \beta_f X_f + \mu_f \quad (6)$$

Em que $\ln w$ é o logaritmo do salário; α é o intercepto da regressão; X é o vetor das variáveis de capital humano; β é o vetor dos coeficientes; e μ é o erro ou termo estocástico. Os subscritos m e f representam as variáveis masculina e feminina. E o subscrito i representa o número de indivíduos participantes da amostra.

Portanto, as estimações da funções salário (5) e (6), pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) podem ser demonstradas como:

$$\overline{\ln w_m} = \hat{\alpha}_m + \hat{\beta}_m \overline{X_m} \quad (7)$$

$$\overline{\ln w_f} = \hat{\alpha}_f + \hat{\beta}_f \overline{X_f} \quad (8)$$

A diferença dos rendimentos pode ser verificada com a diferença entre as equações (7) e (8). O acento circunflexo sobre α e β , mostra os valores estimados e a barra sobre o X indica o valor médio. Tal diferença é representada pela equação abaixo:

$$\Delta \bar{w} = \overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = (\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f) + \hat{\beta}_m \overline{X_m} - \hat{\beta}_f \overline{X_f} \quad (9)$$

Para aplicar a decomposição de Oaxaca-Blinder (Oaxaca,1973) deve-se realizar algumas mudanças na equação (9). Deve-se realizar uma subtração e uma soma de uma média, que é obtida pelo produto dos coeficientes da regressão das mulheres, o grupo em desvantagem, e a média dos atributos dos homens, o grupo considerado em vantagem:

$$\overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = (\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f) + \hat{\beta}_m \overline{X_m} - \hat{\beta}_f \overline{X_f} + \hat{\beta}_f \overline{X_m} - \hat{\beta}_f \overline{X_m} \quad (10)$$

Após alguns ajustes na equação (6), obtem-se uma nova equação para o modelo:

$$\overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = (\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f) + \overline{X_m} (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + \hat{\beta}_f (\overline{X_m} - \overline{X_f}) \quad (11)$$

Nesta nova equação os termos, $(\hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f) + \overline{X_m} (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$, indicam se há diferença nos rendimentos em decorrência da discriminação salarial contra as mulheres ou não. O terceiro termo, $\hat{\beta}_f (\overline{X_m} - \overline{X_f})$, mostra a diferença nos rendimentos devido às diferenças na dotação de atributos produtivos, tais como educação, experiência.

Sendo assim, a metodologia consiste em estimar a equação de salários (Mincer, 1974) e decompor o diferencial de salários através da metodologia apresentada por Oaxaca (1973). Para isso, nesta pesquisa, utilizou-se os microdados da PNAD 2002 e 2011 para desenvolvimento do modelo apresentado.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Trabalho e gênero: A força de trabalho brasileira

O mercado de trabalho brasileiro foi regido por décadas pelo domínio masculino. O homem, considerado o chefe familiar, era responsável pelos rendimentos do domicílio, e a mulher destinada aos afazeres domésticos e à família. Assim, essa desigualdade de gênero foi observada por muitos anos na força de trabalho brasileira. Apesar do considerável avanço no mercado de trabalho brasileiro, as mulheres ainda estão longe de atingir as taxas masculinas, visto que a desigualdade ainda está presente. A tabela 1 mostra que a força de trabalho feminina cresceu 0,8 p.p. nesta última década.

Segundo os dados do IBGE (2002, 2011), nota-se que nesta última década houve um crescimento da força de trabalho e da ocupação feminina no Brasil. Em 2002 a população

ocupada brasileira era de 78 milhões de pessoas, quase uma década depois saltou para 93 milhões de pessoas ocupadas. De acordo com os dados da Tabela 1, apesar da população feminina apresentar uma participação menor do que a masculina, verificou-se um crescimento na participação feminina de 0,82 p.p. na PEA e de 0,84 p.p. na PO. Como exposto anteriormente, o crescimento da taxa de ocupação feminina¹ de 2002 a 2011 foi de 1,92 p.p. (IBGE, 2002; 2011). Portanto, estes dados corroboram os resultados da pesquisa, visto que a participação da população ocupada feminina na participação da população ocupada total [(PO fem./PO total) x 100] foi de 41,32 em 2002 e 42,16 em 2011.

A participação da mulher na força de trabalho apresentou grande expansão na última década, apresentando um movimento contínuo de crescimento devido em sua maior parte ao aumento no nível de escolaridade, a queda da fecundidade, novos modelos de gestão da força de trabalho, às mudanças nos padrões culturais que determinam posições fixas entre os gêneros na sociedade.

Tabela 1 – Distribuição da população economicamente ativa e da população ocupada brasileiras, por gênero, em 2002 e 2011 (em %)

Ano	População Economicamente Ativa* (PEA)			População Ocupada** (PO)		
	Total	Homens	Mulheres	Total	Homens	Mulheres
2002	100	57,54	42,46	100	58,68	41,32
2011	100	56,72	43,28	100	57,84	42,16

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD/IBGE – 2002 e 2011.

Notas:*Pessoa classificada como ocupada ou desocupada no período de referência especificado;**Pessoa que tem trabalho durante todo ou parte do período de referência especificado, inclusive a pessoa que não exerce o trabalho remunerado que tem nesse período por motivo de férias, licença, falta, greve etc. pessoa (PNAD, 2002,2011).

Na tabela 2 é possível verificar a distribuição da população ocupada brasileira, por grupos de idade e gênero. Nas faixas etárias de 30 a 49 anos em que há maior concentração da população ocupada, com participação de mais de 45%, nota-se uma participação maior da mulher na distribuição da população para o período. A presença da mulher ocupada na faixa de 30 a 39 anos cresceu no período 1,7 p.p., com participação de 42,1% do total de ocupados em 2011.

¹ Taxa de ocupação feminina: (PO fem./PEA) x 100.

Tabela 2 – Distribuição da população ocupada brasileira, por grupos de idade e gênero, em 2002 e 2011 (em %)

Grupos de idade	2002			2011		
	Brasil	Homens	Mulheres	Brasil	Homens	Mulheres
10 a 14 anos	2,40	58,70	41,30	1,10	57,80	42,20
15 a 17 anos	4,20	66,90	33,10	2,73	69,70	30,40
18 e 19 anos	4,40	62,00	38,00	3,50	62,90	37,10
20 a 24 anos	13,50	63,20	36,80	11,48	65,10	34,90
25 a 29 anos	12,90	60,90	39,10	13,12	61,10	38,90
30 a 39 anos	25,10	59,60	40,40	25,38	57,90	42,10
40 a 49 anos	20,10	57,60	42,40	21,60	57,30	42,70
50 a 59 anos	11,20	56,90	43,10	14,28	55,60	44,40
60 anos ou mais	6,20	56,30	43,70	6,81	55,50	44,50
Total	100	-	-	100	-	-

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD/IBGE – 2002 e 2011.

As faixas 40 a 49 anos, 50 a 59 anos e 60 ou mais cresceram no período, respectivamente, 0,3 p.p., 1,3 p.p., 0,8 p.p., sugerindo assim que houve um envelhecimento da população ocupada. Percebe-se que a população ocupada em 2002 com 50 a 59 anos era de 11,20% , já em 2012 salta para 14,28%. Além disso, 61% da população ocupada tem entre 30 e 59 anos em 2011, com aumento da representação feminina na ocupação.

Outro fator a ser ressaltado é a queda relativa da ocupação na faixa etária de 10 a 14 anos. De acordo com a tabela 2, verifica-se um decréscimo de 1,30 p.p. nesta faixa de idade; que mostra a diminuição do trabalho infantil entre 2002 e 2011, reflexos das políticas públicas relacionadas a essa faixa etária, especialmente quando o Brasil assume o compromisso na agenda internacional para o trabalho decente através do Programa de erradicação do trabalho Infantil em 2000. Apesar disso, a ocupação da criança feminina ainda aumentou 0,9 p.p. Apesar das dificuldades encontradas ainda no mercado de trabalho, as mulheres vem superando barreiras e se destacando como profissionais.

O nível de escolaridade da população brasileira passou por uma recente melhoria na educação e isso se deve aos novos programas educacionais propiciados pelo governo, como os de financiamento de estudos, aumento do número de cursos superiores e técnicos, que geram um aumento no nível de escolaridade da população, tanto para o gênero feminino quanto do masculino. Este fato tem contribuído para a melhor qualificação e melhoria nos rendimentos da população ocupada.

Na tabela 3 pode-se examinar o nível de escolaridade da população ocupada brasileira, por gênero, entre 2002 e 2011, em números percentuais. No geral, verifica-se um crescimento da população ocupada com mais de 8 anos de estudo, e uma queda nos grupos sem instrução até 7 anos de estudos; a redução dos analfabetos funcionais ocupados é outro fato importante (de 23,92% para 16,31%). Em 2002, a classe de 11 a 14 anos de estudo detinha 23,3% da população ocupada, já em 2011 essa faixa etária saltou para 34,63%. No entanto, ressalta-se que a população ocupada feminina apesar de ser menor, na classe de mais de 15 anos de estudo mostra uma superioridade e um crescimento de 2,76 p.p. para 2011.

A tabela 3 também mostra que a PO com 1 a 3 anos de estudo, em 2002, era de 13,22% de trabalhadores, já em 2011 houve uma queda considerável para 7,01%, ou seja, queda de 6,21 p.p. No entanto, a PO com 15 anos ou mais de estudos neste período de 2002 a 2011 praticamente dobrou sua participação no mercado de trabalho, de 7,45% para 11,65% , isto é, aumentou 8,20 p.p.. Isso indica que a escolaridade passou a ser um fator importante no mercado de trabalho e a população passou a elevar seu nível de escolaridade para buscar melhores cargos e salários.

Tabela 3 – Nível de escolaridade da população ocupada brasileira, por gênero, 2002 e 2011 (em %)

Grupos de anos de estudo	2002			2011		
	Brasil	Homens	Mulheres	Brasil	Homens	Mulheres
S/ instrução e menos de 1 ano	10,70	65,06	34,94	9,30	67,54	32,46
1 a 3 anos	13,22	64,09	35,91	7,01	66,42	33,58
4 a 7 anos	28,93	62,04	37,96	20,05	63,87	36,13
8 a 10 anos	15,98	59,74	40,26	17,25	61,46	38,54
11 a 14 anos	23,30	51,26	48,74	34,63	52,48	47,52
15 anos ou mais	7,45	48,07	51,93	11,65	45,31	54,69
Não determinados s/declaração	0,42	52,90	47,10	0,11	44,57	55,43
Total	100	-	-	100	-	-

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD/IBGE –2002 e 2011.

Observa-se que o nível de escolaridade da população brasileira para ambos os sexos se concentra nas três faixas intermediárias, ou seja, verifica-se uma concentração substancial das pessoas nos grupamentos de 4 a 14 anos de estudo. Destaca-se o aumento da participação das pessoas com escolaridade entre 11 a 14 anos de estudo, passando a representar o maior nível

de escolaridade da população ocupada. Cabe destacar que nessa faixa e na anterior (8-10) a mulher ocupada diminuiu a sua representatividade, contudo acelerou na faixa de 15 anos de escolaridade ou mais. Sendo assim, a força de trabalho brasileira passou por uma série de transformações, principalmente no que se refere à escolaridade dos trabalhadores. Hoje, esse fator pode ser visto como um diferencial e um fator seletivo para postos de trabalho.

Uma das particularidades do mercado de trabalho brasileiro é o diferencial de salários entre homens e mulheres. Estes diferenciais dependem não apenas das características produtivas pessoais, mas também do nível de discriminação do mercado de trabalho. As mulheres são discriminadas no mercado de trabalho quando, apesar de igualmente qualificadas, recebem pagamento inferior no desempenho da mesma função ou recebem salários menores porque tem acesso apenas às ocupações com piores remunerações.

A tabela 4 mostra o percentual das classes de rendimentos mensais, por salário mínimo, da população ocupada brasileira, por gênero, nos anos de 2002 e 2011. Nesta tabela é possível observar um dos problemas mais graves no Brasil – a concentração de renda. Percebe-se que as faixas de rendimento que detém os maiores percentuais estão entre $\frac{1}{2}$ a 3 salários mínimos mensais. Em 2011, essas três classes representavam 72,00% e em 2002 representavam 65,65% do total das classes. Na análise por gênero, verifica-se que a mulher elevou sua participação média nas 4 primeiras faixas de rendimento mensal, que passou de 45,12% em 2002 para 47,42% em 2011. Fenômeno semelhante observa-se para a média das 4 faixas de renda superiores que em 2002 era 30,72% e passou em 2011 para 31,35%, reforçando a presença e participação crescente da mulher no rendimento mensal, embora nas maiores faixas não represente nem 50%, relativamente ao homem.

Tabela 4 – Classes de rendimento mensais da população ocupada brasileira, por gênero, 2002 e 2011 (em %)

Classe de rendimento mensal	2002			2011		
	Brasil	Homens	Mulheres	Brasil	Homens	Mulheres
Até 1/2 salário mínimo	9,50	58,70	41,30	7,15	57,80	42,20
Mais de $\frac{1}{2}$ a 1 salário mínimo	17,60	46,30	53,70	18,82	43,70	56,30
Mais de 1 a 2 salários mínimos	26,27	54,40	45,60	32,80	51,20	48,80
Mais de 2 a 3 salários mínimos	12,28	60,10	39,90	13,23	57,60	42,40
Mais de 3 a 5 salários mínimos	9,98	68,40	31,60	8,24	69,20	30,80
Mais de 5 a 10 salários mínimos	7,20	69,80	30,20	5,83	67,90	32,10

Mais de 10 a 20 salários mínimos	2,85	68,10	31,90	1,93	66,80	33,20
Mais de 20 salários mínimos	1,35	70,80	29,20	0,70	70,70	29,30
Sem rendimento*	11,72	79,40	20,60	7,55	77,30	22,70
Sem declaração	1,25	40,30	59,70	3,75	44,20	55,80
Total	100	-	-	100	-	-

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD/IBGE –2002 e 2011.

Nota: * Inclusive as pessoas que receberam somente em benefícios.

Mas o fator relevante da tabela 4 refere-se às comparações por gênero. Tanto em 2002 como em 2011 os valores apontam que as mulheres não são predominantes em nenhuma classe de rendimento, com exceção da classe de mais de meio a 1 salário mínimo, e ainda, quanto mais elevadas essas classes de renda, menor é a participação das mulheres, pois mesmo com o crescimento da carreira feminina elas ainda sofrem com o preconceito e com as barreiras do mercado de trabalho. Por exemplo, na maior faixa de rendimentos (mais de 20 SM) estão concentradas a menor parcela da população feminina ocupada, visto que em 2011 representava 29,3% e em 2002 era de apenas 29,2%.

Por outro lado, as mulheres apresentaram participação crescente no período examinado, principalmente nas faixas de rendimento: mais de ½ até 1 salário mínimo, mais de 1 a 2 salários mínimos, e mais de 2 a 3 salários mínimos, registrando crescimento de 2,6 p.p., 3,2 p.p. e 2,5 p.p., respectivamente. Vale destacar que as faixas de rendimento: mais de 5 a 10 salários mínimos e mais de 10 a 20 salários mínimos também apresentaram crescimento na participação feminina no período, de 1,9 p.p. e 1,3 p.p., respectivamente. Contudo, evidencia-se que o rendimento médio mensal das mulheres decresceu na medida que elas passam para faixas de rendimento mais elevado, exceto na faixa de mais de 3 e 5 salários mínimos, que apresentou queda na participação no referido período de - 0,8 p.p.

Uma das abordagens para tentar avaliar a magnitude das diferenças salariais no mercado de trabalho consiste em simplesmente comparar os rendimentos médios por hora trabalhada entre o gênero feminino e masculino. A tabela 5 mostra que os rendimentos médios por hora trabalhada do gênero feminino são consideravelmente inferiores aos dos homens, tanto em 2002 como em 2011. No entanto, o estudo apontou que quase uma década depois as mulheres conseguiram diminuir 0,01 essa desigualdade, em 2011 a proporção do rendimento do homem recebida pela mulher subiu para 0,79.

Tabela 5 – Rendimento médio por hora trabalhada das pessoas ocupadas, por gênero no Brasil, 2002 e 2011 (em R\$ de 2011)

Ano	Homem	Mulher	Taxa**
2002*	7,17	5,62	0,78
2011	10,24	8,07	0,79

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD –2002 e 2011.

Notas: *Os valores de 2002 foram deflacionados pelo IPCA, para valores de 2011.

**A taxa é a relação entre o rendimento da mulher e o rendimento do homem, ou seja, a proporção do rendimento do homem recebida pela mulher.

Se considerar a evolução do rendimento médio mensal por hora trabalhada de cada gênero nos dois períodos, a do homem elevou em 42,8%, enquanto que a da mulher aumentou 43,6%. A proporção do rendimento do homem recebida pela mulher também mostrou pouca alteração. Apesar disso, a mulher ainda tem rendimentos inferiores, pois em 2011 o rendimento médio por hora trabalhada do homem era 10,24 reais enquanto o da mulher foi apenas 8,07.

Ao analisar os rendimentos médios por hora trabalhada, dos homens e das mulheres por faixa etária, apresentados na Tabela 6, constata-se que os rendimentos médios tanto dos homens quanto das mulheres elevaram-se até a faixa das pessoas ocupadas com até 48 anos de idade. A partir dessa idade até 65 anos, referente à população mais idosa, o rendimento/hora masculino praticamente se mantém em 2002 e se eleva em 2011, mas o rendimento/hora feminino se reduz nos dois anos. Em 2002, as mulheres mais idosas receberam em torno de 58,3% dos rendimentos dos homens mais idosos. Enquanto que as mais jovens, receberam 98,0% dos rendimentos dos homens mais jovens. Nas duas outras faixas etárias, as proporções foram respectivamente, 81,3% e 71,8%.

Ao examinar a classe feminina da faixa etária de 39 a 48 anos verificou-se um crescimento de 1,97 p.p para 2011, já a faixa de 49 a 65 anos nota-se um crescimento de 3,62 p.p. para a classe masculina e 2,9 p.p. para a feminina.

Tabela 6 – Rendimento médio por hora trabalhada das pessoas ocupadas, por gênero e faixa etária, no Brasil, 2002 e 2011 (em R\$ de 2011)

Faixa Etária	2002*			2011		
	Homem	Mulher	Taxa**	Homem	Mulher	Taxa**
18 a 28 anos	4,41	4,32	0,98	6,84	6,56	0,96
29 a 38 anos	7,93	6,45	0,81	10,61	9,04	0,85
39 a 48 anos	10,07	7,23	0,72	12,85	9,20	0,72
49 a 65 anos	10,04	5,85	0,58	13,66	8,75	0,64

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD –2002 e 2011.

Notas: *Os valores de 2002 foram deflacionados pelo IPCA, para valores de 2011.

**A taxa é a relação entre o rendimento da mulher e o rendimento do homem, ou seja, a proporção do rendimento do homem recebida pela mulher.

Em 2011, as mulheres mais velhas receberam apenas 64,1% dos rendimentos dos homens mais velhos. Já as mulheres mais jovens receberam 95,9% dos rendimentos dos homens dessa faixa etária. Nas duas faixas etárias intermediárias, as proporções foram de 85,2% e 71,6%, respectivamente. Isso sugere que, com o avanço da idade, aumentam as desigualdades salariais por gênero. Mas ao longo do período examinado, houve uma sensível redução nas diferenças salariais por gênero.

Outro fator estudado, refere-se à análise do rendimento médio mensal por hora trabalhada e nível de escolaridade. Ao observar a Tabela 7, constata-se que, no período examinado, os rendimentos médios tanto dos homens como das mulheres elevaram-se com o aumento do nível de escolaridade. Nota-se que a taxa entre os rendimentos das mulheres em relação aos dos homens foi reduzida na faixa sem escolaridade e que a referida taxa aumentou nos maiores níveis de escolaridade.

Para as faixas de escolaridade de 1 a 4 anos e 5 a 8 anos de estudo, as taxas proporcionais entre os rendimentos por gênero elevaram-se em 2011, 0,03% e 0,04%, respectivamente. Isso mostra que as mulheres destas faixas de escolaridade estão se aproximando do rendimento dos homens. Fenômeno contrário ocorreu na faixa de 9 a 11 anos de estudo, sendo que a taxa de 0,68 em 2002 passou para 0,65 em 2011, ou seja, redução de 0,03%. Isso evidencia que nesta faixa de escolaridade as mulheres reduziram seus rendimentos ao longo do período, em relação aos rendimentos dos homens. Já na faixa de escolaridade mais de 11 anos de estudo a referida taxa aumentou 0,03%, o que indica uma aproximação dos rendimentos femininos aos masculinos. Portanto, em geral no período analisado, houve redução do diferencial dos rendimentos médios das mulheres mais

escolarizadas em relação aos dos homens, com exceção daquelas com 9 a 11 anos de estudo.

Tabela 7 – Rendimento médio por hora trabalhada das pessoas ocupadas, por gênero e faixa de escolaridade, no Brasil, 2002 e 2011 (em R\$ de 2011)

Faixa de Escolaridade	2002*			2011		
	Homem	Mulher	Taxa**	Homem	Mulher	Taxa**
Sem escolaridade	2,39	1,45	0,61	5,28	3,06	0,58
1 a 4 anos de estudo	3,86	2,24	0,58	5,71	3,50	0,61
5 a 8 anos de estudo	4,87	3,14	0,65	6,95	4,81	0,69
9 a 11 anos de estudo	5,41	3,67	0,68	7,52	4,91	0,65
+ de 11 anos de estudo	15,57	10,46	0,67	16,29	11,46	0,70

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD –2002 e 2011.

Notas: *Os valores de 2002 foram deflacionados pelo IPCA, para valores de 2011.

**A taxa é a relação entre o rendimento da mulher e o rendimento do homem, ou seja, a proporção do rendimento do homem recebida pela mulher.

Assim, pode-se concluir que as mulheres mais instruídas ainda são pouco valorizadas no mercado de trabalho brasileiro, embora recebam rendimentos mais elevados ao adquirir maior nível de escolaridade. Os avanços obtidos pelo gênero feminino nos postos de trabalho são expressivos comparados aos dos anos anteriores, contudo a disparidade salarial ainda persiste.

4.2 Resultados da decomposição salarial de Oaxaca

Esta seção mostra a participação da mão de obra feminina e masculina no mercado de trabalho brasileiro em 2002 e 2011 e o nível de discriminação. Para tanto, foram utilizadas informações da PNAD dos respectivos anos e adotado o modelo *Logit* para estimar as equações de participação da força de trabalho brasileira nestes anos.

Neste modelo, a variável dependente da equação de participação no mercado de trabalho assume valor 1 se o indivíduo trabalhou na semana de referência e valor 0 se o indivíduo não trabalhou nesta semana. A participação no mercado de trabalho depende de uma série de variáveis, tais como educação, raça, experiência, condição na família e filhos.

A tabela 8 descreve as variáveis utilizadas para elaboração das equações de participação e mostra suas médias e desvios padrão. As variáveis: anos de estudo, experiência, experiência ao quadrado, e a interação entre as variáveis educação e experiência estão relacionadas ao capital humano. As demais variáveis apresentadas na tabela 8 influenciam a decisão dos indivíduos de participarem ou não do mercado de trabalho. Entre elas estão: a condição na família (cônjuge ou chefe) por acreditar-se que os chefes têm uma maior participação no

mercado de trabalho; presença de filhos menores de 14 anos, por conta do custo de cuidar de filhos e estes interferirem na participação dos pais na força de trabalho; e a raça, visto que indivíduos com classificação étnica negra sofrem maior preconceito na sociedade brasileira, o que dificulta o acesso destes ao mercado de trabalho.

Tabela 8 – Descrição das variáveis utilizadas nas equações de participação de homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro, 2002 e 2011

VARIÁVEIS		HOMEM		MULHER		HOMEM		MULHER	
		Média	Desvio Padrão						
		2002				2011			
Raça	1 se o indivíduo é branco	0,52	0,50	0,54	0,50	0,47	0,50	0,49	0,50
Educação	Nº de anos de estudo do indivíduo	5,00	4,45	5,36	4,56	6,02	4,77	6,50	4,90
Experiência	Nº de anos de experiência do indivíduo	16,43	19,29	17,81	20,34	18,52	20,22	19,99	21,14
Experiência ²	Nº de anos de exper. do indiv. Ao Quadrado	642,29	1.082,15	730,94	1.199,07	751,78	1.180,58	846,67	1.292,62
Eduexp	Interação das variáveis educação e experiência	81,54	116,02	87,01	116,94	107,21	139,18	117,81	144,01
Filhos	1 se tem filhos menores de 14 anos	0,02	0,15	0,03	0,16	0,06	0,46	0,07	0,47
Cônjuge	= 1 se o indivíduo é cônjuge	0,02	0,14	0,37	0,48	0,08	0,27	0,34	0,47
Chefe	= 1 se o indivíduo é chefe	0,44	0,50	0,17	0,37	0,42	0,49	0,24	0,43
Rendimento	Renda média	633,72	1.690,00	269,71	887,16	769,55	1.785,60	368,25	1.009,08
nº de observações		185579	185579	196632	196632	169410	169410	181661	181661

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD –2002 e 2011.

Observa-se na Tabela 8 que em 2002 cerca de 52% dos homens e 54% das mulheres eram da cor branca. Em 2011 tais valores foram inferiores, de 47% para os homens e 49% para as mulheres. Alterações significativas também foram observadas em relação à presença de filhos menores de 14 anos, onde o percentual de homens com filhos nessa faixa etária varia de 2% para 6% entre 2002 e 2011, enquanto que para as mulheres o indicador varia de 3% para 7%. Ainda podem ser observadas mudanças em relação à participação de gênero na composição dos casais, representando a mulher um papel mais importante no domicílio, sendo que entre os períodos analisados o percentual de homens como chefe de família se reduz de 44% para 42%, elevando a participação das mulheres de 17% para 24%; de forma equivalente, a participação masculina como cônjuge passa de 2% para 8%, enquanto que a feminina se altera de 37% para 34%.

Em seguida foram calculadas as estimativas das equações de participação no mercado

de trabalho brasileiro das variáveis que foram utilizadas no modelo, conforme verificados na tabela 9. Os resultados das estimativas de participação² mostram os sinais corretos e conforme o esperado; a amostra foi definida entre os indivíduos de 18 a 60 anos da população em idade ativa (PIA). Ao analisar o coeficiente da variável educação nota-se que o seu sinal é positivo e significativo, isso expressa que com o aumento dos anos de estudo, para ambos os sexos, os salários foram mais elevados. Este resultado está de acordo com os fundamentos da teoria do capital humano, ou seja, os investimentos em educação de um indivíduo geram futuros ganhos em seu salário (BORJAS, 2012).

Os coeficientes das variáveis: experiência e experiência² mostram sinais positivos e negativos, conforme o esperado e de acordo com a teoria do Capital Humano. A função de rendimentos apresenta uma curva parabólica, aonde irá se atingir um valor máximo em algum momento da vida profissional do indivíduo, a partir deste ponto irá ocorrer um processo de depreciação do capital humano, explicando o sinal negativo. Já a variável que representa a interação entre experiência e educação, os resultados nos dois anos mostram sinais negativos e significativos. Esta variável instrumental, muito utilizada em equações mincerianas, indica que o salário tende a aumentar ao longo da vida do trabalhador, mas a taxas decrescentes, assim como a experiência², ambas baseiam-se na teoria do ciclo de vida e do capital humano.

Os coeficientes da variável raça e presença de filhos se mostraram negativos, isso indica que os indivíduos não brancos têm uma desvantagem para ingressar no mercado de trabalho em relação aos brancos, e a presença de filhos também sofre interferência negativa na participação feminina no mercado de trabalho brasileiro.

² A análise da participação das pessoas no mercado de trabalho considera a probabilidade de um evento y ocorrer dado o vetor de variáveis observadas x : $\Pr(y = 1|x) = \Pr(\varepsilon > -[\alpha + \beta x]|x)$. O procedimento de Heckman é baseado na distribuição normal dos resíduos (ε), com variação unitária, sendo a probabilidade de o indivíduo estar no mercado de trabalho é representada por $\Pr(y = 1|x) = \int_{-\infty}^{\alpha + \beta x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{t^2}{2}\right) dt$. Portanto, dado que os coeficientes β não representa diretamente o impacto das variáveis sobre a participação no mercado de trabalho, a análise deve ser realizada através de seus efeitos marginais.

Tabela 9 – Participação da mão de obra brasileira no mercado de trabalho, por gênero, 2002 e 2011

VARIÁVEIS	2002		2011	
	HOMEM	MULHER	HOMEM	MULHER
Constante	0,40168334	0,1412582	0,86827356	0,57138608
	-3,767126	-4,4032408	-1,767163	-3,573988
	-190,05	-184,17	-199,4	-145,68
Educação	0,062585	0,0452893	0,0199971	0,0767205
	0,3279912	0,3410723	0,174839	0,315753
	155,06	148,52	23,55	50,28
Experiencia	0,045892	0,033256	0,0199498	0,0501317
	0,2419126	0,2895172	0,1744248	0,2017965
	150,95	149,21	23,66	34,96
Experiencia ²	-0,000862	-0,0005001	-0,0003934	-0,0007554
	-0,0039118	-0,0045762	-0,0034396	-0,003023
	-133,11	-130,84	-24,94	-28,92
Expeduc	-0,001852	-0,0013445	-0,0003797	-0,0018197
	-0,097042	-0,0102115	-0,0033201	-0,007529
	-95,28	-892,44	-8,68	-26,61
Filhos	-0,010001	-0,036258	0,0039693	-0,0743253
	-0,045084	-0,029645	-0,0345515	-0,3120366
	-1,32	-11,69	1,47	-16,96
Conjuge	0,145662	-0,039526	0,1056054	-0,0551816
	0,7450705	-0,7510312	1,348948	-0,244849
	46,27	-46,83	29,38	-10,81
Chefe	0,187563	0,068925	0,1794335	0,0709928
	1,187734	1,046737	1,485065	0,2658512
	70,98	63,69	51,65	10,56
Raça	-0,0027611	-0,0087376	-0,0116605	-0,0375965
	-0,0274119	-0,0149116	0,102264	0,1392137
	-2,55	-1,37	4,49	8,51
Razão Verossimilhança	-60360450	-58878697	-17583716	-29931194
Nº de observações	82020	86242	81883	88546

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD –2002 e 2011.

Os resultados mostram os efeitos marginais em negrito, em seguida os coeficientes e os testes-t.

Quanto aos coeficientes das variáveis cômjuge e chefe, verificou-se que a mulher como cômjuge na família refletiu negativamente na sua entrada no mercado de trabalho. Por outro lado, a mulher identificada como chefe refletiu positivamente na participação no mercado de trabalho.

A partir das estimativas das equações de participação no mercado de trabalho calculou-se o inverso da razão de Mills de cada ano. Para isso, foi incluída a variável *lambda* com a intenção de corrigir o viés de seletividade amostral que o modelo apresentava, por se tratar somente da população ocupada, conseguindo assim estimativas consistentes dos parâmetros nas equações de rendimentos, através do método MQO.

A tabela 10 mostra as estimativas das funções de salários da mão de obra feminina e masculina em 2002 e 2011. Os resultados das estimativas das funções salários mostraram

sinal positivo para educação, isso comprova que com o aumento dos anos de estudo, tanto para homens como para mulheres, os salários aumentam. Os resultados condizem com o postulado no referencial teórico do capital humano. A experiência também mostrou sinal positivo, quanto mais anos de experiência o trabalhador adquire, maiores os salários.

Tabela 10 – Estimativas das funções de salário no mercado de trabalho brasileiro, por gênero, 2002 e 2011

VARIÁVEIS	2002		2011	
	HOMEM	MULHER	HOMEM	MULHER
Constante	0,07	-1,89	0,37	-2,60
	2,05	-29,62	3,66	-11,16
Lambda	-0,30	0,34	0,13	0,65
	-17,47	14,63	3,00	7,79
Educação	0,12	0,23	0,26	0,44
	54,73	64,40	40,98	33,98
Experiência	0,02	0,09	0,10	0,18
	12,99	39,10	20,7	21,44
Experiência ²	-0,0002	-0,001	-0,001	-0,002
	-8,06	-31,84	-15,96	-16,71
Expeduc	-0,001	-0,002	-0,002	-0,006
	12,43	-25,74	-12,50	-19,10
Nº de observações	185706	196664	169410	181661

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD –2002 e 2011.

Nota: As estatísticas – t estão abaixo dos coeficientes.

Para aplicar o modelo de Oaxaca e medir a discriminação por gênero no mercado de trabalho brasileiro, foram utilizadas as médias das variáveis e as estimativas das equações de salário de homens e mulheres de 2002 e 2011. Na Tabela 11 estão os resultados do diferencial de salários conforme o modelo citado e também os resultados da decomposição, mensurando a discriminação nos resultados não explicados da amostra.

Tabela 11 – Decomposição do diferencial de salários, por gênero, no Brasil – 2002 e 2011

Ln Renda	2002		2011	
	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão
Diferencial				
Homem	1.3777460	0.0032967	3.7736230	0.0070994
Mulher	1.2771290	0.0039936	3.6566110	0.0088905
Diferença	0.1006174	0.0051785	0.1170121	0.0113773
Decomposição				
Explicado	-0.1854124	0.0042847	-0.3160786	0.0063110
Não explicado	0.2860298	0.0047497	0.4330907	0.0113839

Fonte: Elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD –2002 e 2011.

Nota: Resultados da decomposição de Oaxaca (sexo masculino considerado grupo em vantagem).

Observa-se uma relevante discriminação contra as mulheres nos dois anos estudados. A diferença do logaritmo do salário calculado, conforme as médias e as estimativas apresentadas, foi em favor dos homens em 2002 e 2011. Os resultados, surpreendentemente, indicam que a discriminação no mercado de trabalho aumentou para o gênero feminino neste período.

A parcela do diferencial de salário atribuída exclusivamente à discriminação no mercado de trabalho foi de 0,29 em 2002, e de 0,43 no ano de 2011. Logo, a maior discriminação ocorreu no ano de 2011. Constatou-se que a mulher, apesar de crescer no mercado de trabalho nesta última década, segue disputando vagas com o gênero masculino mesmo sendo altamente discriminada. Os resultados obtidos na decomposição do diferencial de salários mostram que os homens receberam melhores remunerações que as mulheres nos dois anos estudados, sendo que em 2011 a diferença entre os dois gêneros foi de 0,12 e em 2002 esta diferença era de 0,10. Portanto, reduzir a discriminação no mercado de trabalho, dependerá não só da formação profissional, mas principalmente da redução do preconceito contra a mulher, presente na sociedade.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo analisou-se as disparidades ocorridas no mercado de trabalho brasileiro, em termos de desigualdade salarial e discriminação entre homens e mulheres nos anos 2002 e 2011. Verificou-se, por meio de estatísticas descritivas e econométricas com os microdados da PNAD/IBGE, a participação da população ocupada feminina e masculina no mercado de trabalho brasileiro, assim como sua escolaridade em termos de anos de estudo, seus rendimentos mensais e faixas etárias. Constatou-se que, apesar da crescente participação da força de trabalho feminina nesta última década, a mulher brasileira recebeu, em média, rendimentos inferiores aos do homem, apesar de ter apresentado maior nível de escolaridade.

Ao decompor esta desigualdade, para examinar o grau de discriminação do mercado de trabalho brasileiro, conforme o procedimento de Oaxaca (1973), verificou-se que a mulher brasileira sofreu discriminação nos dois anos estudados. De modo geral, os sinais dos coeficientes das equações de participação para ambos os anos foram coerentes com o esperado, de acordo com a literatura econômica utilizada.

Um ponto a ser destacado quanto às equações de rendimentos é a inclusão da correção de Heckman utilizada para correção do viés de seleção, isso por se tratar de uma amostra da população ocupada. Assim, as amostras apresentadas se mostraram de forma consistente e

conforme o esperado pela teoria.

Portanto, de acordo com este estudo foi possível verificar que apesar de quase uma década ter se passado a mulher brasileira ainda sofre forte discriminação nos postos de trabalho. Surpreendentemente, a pesquisa aponta para um aumento desta desigualdade no período examinado. Os resultados sinalizam que, à medida em que avança a escolaridade, a discriminação salarial entre homens e mulheres aumenta. Apesar disso, as mulheres continuam tentando quebrar estas barreiras da desigualdade e da discriminação no mercado de trabalho.

Devido à sua maior escolaridade e maior participação no mercado de trabalho, as mulheres vem assumindo inúmeros papéis na sociedade brasileira, e devem fazer valer os seus direitos e reivindicar igualdade na remuneração de suas atividades profissionais. Para isso, é necessário, primeiramente, a conscientização da população sobre os reais problemas causados pela discriminação. E, em segundo lugar, a criação de instrumentos que incentivem a busca de soluções para minimizar os efeitos da discriminação.

Assim, o intuito da pesquisa foi mostrar a crescente participação da mulher na economia e mensurar a desigualdade salarial nos anos estudados. Este trabalho pode vir a colaborar na elaboração de políticas públicas para que haja maior igualdade entre homens e mulheres na sociedade brasileira e na valorização da mão de obra feminina, além de motivar políticas que possibilitem melhores condições no ensino para desenvolvimento da escolaridade da força de trabalho brasileira.

REFERÊNCIAS

ARANDIA, A. K. O mercado de trabalho frente à crise dos anos 80 e aos planos de estabilização. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 18, p. 148-164, 1991.

BORJAS, G. **Economia do trabalho**. 5 ed. Porto Alegre:AMGH, 2012.

BRUSCHINI, M. C. A. Gênero e trabalho no Brasil: novas conquistas ou persistência da discriminação? (Brasil, 1985/95). In: ROCHA, M. I. B. (Org.). **Trabalho e gênero: mudanças, permanências e desafios**. São Paulo: Abep, Nepo/Unicamp, Cedeplar/UFMG, Ed. 34, 2000, p.13-58.

BRUSCHINI, M. C. A. Trabalho e gênero no Brasil nos últimos dez anos. São Paulo. **Cadernos de Pesquisa**, v.37, n.132, p. 537-562, set./dez. 2007.

CARVALHO, A. P.; NERI, M. C.; SILVA, D. B. do N. Diferenciais de Salários por Raça e Gênero: Aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em Pesquisas Amostrais Complexas. **Ensaio Econômico**, Fundação Getúlio Vargas, n. 638, p.34, dez. 2006.

- COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, F. V. Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: Estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. Brasília, IPEA, 2010. (Texto para Discussão n. 1.483).
- GUIRALDELLI, R. Presença feminina no mundo do trabalho: história e atualidade. **Estudos do Trabalho**, v. 1, p. 1-15, 2007.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, Princeton, v.47, n.1, mar. 1979.
- HIRATA, H. **Nova divisão sexual do trabalho? Um olhar voltado para a empresa e a sociedade**. São Paulo: Boitempo, 2002.
- HOFFMANN, R.; LEONE, E. T. Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 14, n.2, p. 35-58, ago. 2004.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2002. Rio de Janeiro: **IBGE**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 10 jun. 2013.
- _____. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, 2011. Rio de Janeiro: **IBGE**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 20 jun. 2013.
- KON, A. A Economia Política do Gênero: Determinantes da Divisão do Trabalho. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 3 (87), jul./set. 2002.
- MARGONATO, R. C. G. Distribuição inter-regional do emprego e da renda: uma análise de insumo produto para a região sul e o restante do Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 9., 2011, Natal. **Anais...** Natal: UFRN, 2011.
- MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. Nova York: NBER. 1974.
- OAXACA, R. **Male-female wage differentials in urban labor markets**. 1973. Disponível em: <<http://www.irs.princeton.edu/pubs/pdfs/23.pdf>>. Acesso em: 13 dez. 2013.
- OLIVEIRA, A. M. H. C.; RIOS-NETO, E. L. G. Tendências da desigualdade salarial para coortes de mulheres brancas e negras no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 2, p. 205-236, abr./jun. 2006.
- POLISZEZUK, M. V. **Dificuldade das mulheres no mercado de trabalho**. São Paulo, 2009. Disponível em: <<http://www.administradores.com.br/noticias/negocios/dificuldades-das-mulheres-no-mercado-de-trabalho/26924/>>. Acesso em: 21 dez. 2013.
- RAMOS, L. **O desempenho recente do Mercado de trabalho Brasileiro: tendências, fatos Estilizados padrões espaciais**. IPEA, 2007. (Texto para Discussão n. 1.255).

SILVA, J. S.; LIMA, J. R. F. Estudo da decomposição de rendimento da mulher pernambucana no mercado de trabalho utilizando a metodologia de Oaxaca-Blinder. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 10., 2012, Recife. **Anais...** Recife: UFPE, 2012.

SOARES, S.; IZAKI, R. S. **A participação feminina no mercado de trabalho**. IPEA, 2002. (Texto para Discussão n. 923).

NOTAS

¹ UEL - UNIVERSIDADE ESTADUAL DE LONDRINA. Professora adjunta do curso de Economia e do Programa de Mestrado em Economia Regional da Universidade Estadual de Londrina. Doutora em Economia pela Universidade de Brasília. Endereço profissional: Universidade Estadual de Londrina. Rodovia Celso Garcia Cid, PR 445 Km 380 – Campus Universitário, Centro de Estudos Sociais Aplicados – Departamento de Economia. CEP 86.057-970 – Londrina/PR. E-mail: katymaia@terra.com.br

² UEL UNIVERSIDADE ESTADUAL DE LONDRINA. Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará. Professor adjunto do curso de Economia e do Programa de Mestrado em economia Regional da Universidade Estadual de Londrina. E-mail: aridjr@uel.br

³ UNIVERSIDADE ESTADUAL DE LONDRINA. Professora associada do curso de Economia e do Programa de Mestrado em Economia Regional da Universidade Estadual de Londrina. Doutora em Educação: História, Política, Sociedade pela Pontifícia Universidade Católica de São Paulo. E-mail: solangecassia@uol.com.br

⁴ UNIVERSIDADE ESTADUAL DE LONDRINA. Departamento: de Economia Área: Economia do Trabalho. Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Londrina. E-mail: sarahbruni@hotmail.com