DISCRIMINAÇÃO POR GÊNERO NO MERCADO DE TRABALHO: UMA COMPARAÇÃO DO DIFERENCIAL DE RENDIMENTO ENTRE HOMENS E MULHERES PARA OS ANOS DE 2002 E 2014

Jader Fernandes Cirino[1]

Os três primeiros governos federais do Partido dos Trabalhadores (PT) no Brasil (2003 a 2014) estabeleceram três Planos Nacionais de Políticas para as Mulheres (PNPMs). No campo de melhoria das condições de trabalho, impactando o rendimento auferido pelas mulheres, destacou-se, no período, a Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 72, o Programa Bolsa Família e a política de valorização do salário mínimo. Nesse sentido, com o objetivo de analisar o comportamento da discriminação de rendimento por gênero nos anos de 2002 e 2014, o estudo utilizou a decomposição de Oaxaca-Blinder a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad). Tal metodologia permite decompor o diferencial total de rendimento por gênero. Os resultados mostraram que houve redução de 6,2 pontos percentuais (p.p.) na referida discriminação, indicando que as políticas supracitadas parecem ter tido alguma efetividade, embora ainda persista diferencial de cerca de 30% a mais de rendimento não explicado dos homens em relação às mulheres.

Palavras-chave: discriminação de rendimento por gênero; políticas paras as mulheres; governos federais do PT.

DISCRIMINATION IN THE LABOR MARKET: A COMPARISON OF THE GENDER PAY GAP BETWEEN MEN AND WOMEN FOR THE YEARS OF 2002 AND 2014

The first three PT´s federal governments in Brazil (2003 to 2014) established three National Plans of Policies for Women (PNPM). With regard to improvement working conditions and increase the income earned by women, it was highlighted the PEC 72, the Bolsa Família Program and the policy of valorization of the minimum wage. In this sense, with the objective of quantifying the gender pay gap in the years 2002 and 2014, the study used the Oaxaca-Blinder decomposition from Pnad data. Such methodology allows to decompose the total income differential by gender The results showed that there was a reduction of 6.2 percentage points in the discrimination, indicating that the policies appear to have had some effectiveness, although there is still a differential of around 30% in income between men and women.

Keywords: gender pay gap; policies for women; PT´s federal governments.

DISCRIMINACIÓN POR GÉNERO EN EL MERCADO LABORAL: UNA COMPARACIÓN DE LAS DISTINCIONES DE RENDIMIENTO ENTRE HOMBRES Y MUJERES PARA LOS AÑOS DE 2002 Y 2014

Los tres primeros gobiernos federales de PT en Brasil (2003 a 2014) establecieron tres Planes Nacionales de Políticas para las Mujeres (PNPM). En el campo de mejorías de las condiciones

1. Doutor e mestre em economia aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor-associado I do Departamento de Economia da UFV. *E-mail*: <jader.cirino@ufv.br>.

de trabajo, impactando en el rendimiento admitido por las mujeres, se destacaron: la PEC 72, el Programa Bolsa Família y la política de valoración del sueldo mínimo. En este sentido, con el objetivo de cuantificar la discriminación del rendimiento por género en 2002 y 2014, el estudio utilizó la descomposición de Oaxaca-Blinder a partir de los dados de la PNDA. Esta metodología permite descomponer la brecha total de los rendimientos por género. Los resultados enseñaron que hubo una reducción del 6,2 punto porcentual en la referida discriminación, indicando que las políticas supra citadas sembraron haber tenido alguna efectividad, aunque persista aún una distinción de circa del 30% más grande de rendimiento no explicado de los hombres.

Palabras clave: discriminación de rendimiento por género; políticas paras las mujeres; gobiernos federales de PT.

DISCRIMINATION EN GENRE SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL: UNE COMPARAISON DES DIFFÉRENCES SALARIALES ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES POUR LES ANNÉES 2002 ET 2014

Les trois premiers gouvernements fédéraux du PT au Brésil (de 2003 à 2014) ont établi trois Plans Nationaux de Politique pour les Femmes (PNPM). Au sujet de l'amélioration des conditions de travail ayant un impact sur le revenu gagné par des femmes, les mesures suivantes ressortent pendant cette période: la PEC 72, le programme de la « Bourse de Famille » et la politique de la valorisation du salaire minimum. Avec l'objectif de quantifier la discrimination salariale par genre en 2002 et 2014, l'étude a utilisé la décomposition de « Oaxaca-Blinder » à partir des données de la Pnad. Les résultats démontrent une réduction de 6,2 points en pourcentage concernant la discrimination mentionnée, ce qui indique que les mesures de politiques citées ci-dessus semblent avoir eu une certaine efficacité. Néanmoins il persiste encore une différence inexpliquée d'environ 30% de plus en revenu pour les hommes.

Mots-clés: discrimination salariale par genre; politique pour les femmes; gouvernements fédéraux du PT.

JeL: J16; J31; J71; J78.

1 INTRODUÇÃO

Com o objetivo de formular, coordenar e articular políticas de promoção da igualdade entre mulheres e homens, o então presidente Luiz Inácio Lula da Silva, por meio da Medida Provisória (MP) nº 103, de 1º de janeiro de 2003 (Brasil, 2003), criou, com *status* de ministério, a Secretaria Especial de Políticas para as Mulheres da Presidência da República (SPM/PR).

Desde então, foram três mandatos completos na presidência do Partido dos Trabalhadores (PT), incluindo os dois de Lula e o primeiro da presidente Dilma Rousseff. Nesse período, foram implementadas políticas públicas específicas para as mulheres que deram origem a três Planos Nacionais de Políticas para as Mulheres (I PNPM: 2003 a 2007; II PNPM: 2006 a 2011; e III PNPM: 2013 a 2015). Os princípios norteadores de tais políticas foram: *i)* autonomia das mulheres em todas as dimensões da vida; *ii)* busca da igualdade efetiva entre mulheres e homens, em todos os âmbitos; *iii)* respeito à diversidade e combate

a todas as formas de discriminação; *iv)* caráter laico do Estado; *v)* universalidade dos serviços e benefícios ofertados pelo Estado; *vi)* participação ativa das mulheres em todas as fases das políticas públicas; e *vii)* transversalidade como princípio orientador de todas as políticas públicas, sendo esse último enfatizado no III PNPM (Brasil, 2004; 2008; 2013b).

Entre as políticas implementadas, Oliveira (2011) destaca aquelas voltadas para o enfretamento da violência contra a mulher, como a Lei Maria da Penha e a criação da Central de Atendimento à Mulher em Situação de Violência, conhecida como Ligue 180.

No campo da autonomia econômica, o governo federal, no período em questão, procurou aumentar a inserção e a permanência das mulheres no mercado de trabalho por meio da ampliação dos seus direitos sociais. Exemplos foram a Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 72, de 3 abril de 2013, conhecida como PEC das Domésticas, a qual amplia os direitos das trabalhadoras domésticas e que foi posteriormente complementada pela Lei Complementar nº 150, de 1º de julho de 2015 (Brasil, 2013a; 2015a), além das proposições sobre licenças-maternidade e paternidade e a agenda do trabalho decente, destacadas por Oliveira e Colombi (2015).

Ainda em termos de emprego e renda, destaca-se que o Programa Bolsa Família também se constituiu como importante mecanismo de melhoria para o rendimento das mulheres. Tal situação ocorreu porque uma vez que elas são as principais titulares do benefício nas famílias – cerca de 93% dos titulares são mulheres (Oliveira e Colombi, 2015) –, passaram a ter maior autonomia financeira, que se refletiu em novas oportunidades profissionais, principalmente em relação ao crescimento do número de microempreendedoras individuais.

Destaca-se também o esforço dos três primeiros governos do PT em termos de construção de creches, as quais, conforme apontado por Brasil (2015b), são fundamentais para que as mulheres com filhos pequenos possam desempenhar atividades remuneradas, principalmente aquelas que exigem maior dedicação de tempo e apresentam maior nível de responsabilidade, como cargos de chefia ou gerência.

Segundo a Entidade das Nações Unidas para a Igualdade de Gênero e o Empoderamento das Mulheres (ONU Mulheres, 2016), o Brasil destacou-se, em termos recentes, no que tange à geração de condições de trabalho mais favoráveis para as mulheres. Em relação ao rendimento, enquanto o rendimento/hora das mulheres em 2004 equivalia a 82,7% do verificado para os homens, em 2014 tal porcentagem havia aumentado para 85%. Destaca-se que tal redução ocorreu em um cenário de aumento de rendimento para todos os trabalhadores, e não de queda dos retornos do trabalho para os homens. No que tange ao emprego formal,

entre 2004 e 2014, a porcentagem de mulheres nessa situação aumentou de 26,2% para 36% do total de trabalhadoras ocupadas. No mesmo período verificou-se, para elas, aumento de 18% no trabalho assalariado com carteira e queda de 9% no emprego doméstico sem registro.

O êxito brasileiro na criação de empregos decentes nos anos 2000 deveu-se a um conjunto de políticas econômicas e sociais, das quais se destacaram a simplificação dos custos de registro e administração de pequenas e médias empresas, a qual promoveu a formalização de emprego e empresas, o crescimento real do valor do salário mínimo e dos benefícios de pensão e os programas sociais, com ênfase no Bolsa Família (UN Women, 2016).

Nesse sentido, o presente trabalho tem como problema de pesquisa verificar como a parcela do diferencial de rendimento por gênero relacionada à discriminação no mercado de trabalho comportou-se entre os anos de 2002 e 2014. Trata-se de uma análise de estática comparativa do fenômeno em estudo entre o último ano do governo Fernando Henrique Cardoso (2002) e o fim do primeiro mandado da presidente Dilma Rousseff (2014). Dessa forma, seria possível analisar se as políticas voltadas para as mulheres durante os três governos completos do PT estariam, de alguma forma, contribuindo para a redução da discriminação, em termos de rendimento, no mercado de trabalho.

Embora a literatura seja extensa, tanto internacional (Nielsen, 2000; Blau, Ferber e Wincler, 2005; Gardeazabal e Ugidos, 2005; Albanesi e Olivetti, 2009; Christofides, Polycarpou e Vrachimis, 2013; Grund, 2015) quanto nacional (Giuberti e Menezes-Filho, 2005; Matos e Machado, 2006; Cirino e Lima, 2012; Reindel e Pereira, 2014; Pereira e Oliveira, 2016) sobre a discriminação contra as mulheres no mercado de trabalho, nenhum estudo abordou especificamente o período 2002-2014. A relevância deve-se ao fato de que, durante tal período, foi adotado um conjunto de políticas voltadas para as mulheres, ou, ainda, políticas que, embora não fossem específicas para elas, de alguma forma as beneficiaram, como, por exemplo, o Bolsa Família.

Dessa forma, o objetivo geral do trabalho é comparar o diferencial de rendimento por gênero para os anos de 2002 e 2014 a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) e da decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Quanto aos objetivos específicos, esses são: *i)* apontar quais variáveis socioeconômicas e do mercado de trabalho mais impactaram o diferencial de rendimento por gênero nos anos de 2002 e 2014; e *ii)* analisar os determinantes do rendimento para mulheres e homens nos dois anos considerados.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em mais quatro seções. Na seção 2 apresenta-se uma abordagem teórica da discriminação no mercado de trabalho. Na seção 3 tem-se a metodologia composta pelo modelo de seleção

amostral de Heckman (1979) e a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), além da fonte de dados utilizada. Na seção 4 são apresentados os resultados e a discussão acerca dos determinantes da inserção e dos rendimentos no mercado de trabalho, assim como do diferencial desses últimos entre homens e mulheres para o Brasil nos anos de 2002 e 2014. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais deste artigo.

2 ABORDAGEM TEÓRICA DA DISCRIMINAÇÃO POR GÊNERO NO MERCADO DE TRABALHO

A teoria do capital humano define a remuneração de um indivíduo a partir das suas características produtivas e do preço com que essas são avaliadas no mercado de trabalho (Schultz, 1961; Becker, 1962). Dessa forma, diferencial de salários entre homens e mulheres que desempenham funções similares não caracterizaria discriminação de gênero, desde que houvesse diferença nas qualificações profissionais entre os dois grupos. Portanto, a discriminação seria representada pela discrepância entre a remuneração das mulheres e dos homens sem nenhuma diferença aparente relacionada à capacidade de produção.

Nesse sentido, a economia da discriminação preocupa-se em estudar o tratamento desigual com base em critério irrelevante para a atividade envolvida. Com base no modelo pioneiro de Becker (1957), no que tange ao mercado de trabalho e mais especificamente para a questão de gênero, a discriminação seria representada pela existência de salários distintos entre homens e mulheres com características produtivas semelhantes no desempenho das mesmas atividades.

A discriminação no mercado de trabalho pode ser classificada, segundo Loureiro (2005), em quatro tipos: *i)* discriminação de rendimento, na qual trabalhadores do sexo feminino receberiam, para o desempenho da mesma função, menor retorno do trabalho do que a contraparte masculina; *ii)* discriminação de emprego, em que as mulheres teriam menor oferta de trabalho, estando, portanto, mais suscetíveis ao desemprego; *iii)* discriminação de trabalho ou ocupacional referente à situação na qual as trabalhadoras ficariam restritas a certos tipos de emprego, geralmente com menores rendimentos e piores condições de trabalho, mesmo que elas tivessem capacidade produtiva para o desempenho de melhores funções; e *iv)* discriminação derivada de oportunidades desiguais para a obtenção de capital humano, na qual as mulheres apresentariam maiores dificuldades de acesso à educação formal ou ao treinamento no emprego. Destaca-se que, no presente estudo, o foco é o primeiro tipo de discriminação.

Em termos dos modelos neoclássicos de discriminação por gênero no mercado de trabalho, Loureiro (2005) os divide em dois grupos: modelos de discriminação por preferência e modelos de discriminação estatística. O primeiro

grupo de modelos parte de Becker (1957), tendo como base uma estrutura neoclássica de preferência e informação completa, na qual, por meio de mercado competitivo, cada agente pode se comportar de acordo com as suas preferências. No caso da preferência do empregador, esse poderia, diante do mesmo salário a ser pago para um homem ou para uma mulher com as mesmas características produtivas, ou até mesmo no caso de essa última ser mais produtiva do que o primeiro, preferir contratar o trabalhador devido ao preconceito ou à preferência contra a trabalhadora. Dito de outra forma, a motivação para discriminar é pessoal, ou seja, a discriminação é um argumento da função de utilidade do empregador, justificando, assim, a ocorrência até quando ela significaria menores lucros para a firma. Então, o indivíduo age de tal forma se ele estiver disposto a pagar para não trabalhar com pessoas de um grupo específico, que, no presente estudo, seriam as mulheres.

Já o segundo grupo, baseado nos estudos de Phelps (1972), Arrow (1973) e Aigner e Cain (1977), tem como ideia central o fato de que, na prática, há informação imperfeita, uma vez que é impossível ou muito dispendioso obter todas as informações relevantes sobre a produtividade de um potencial empregado. Dessa forma, o indivíduo auferiria salários equivalentes à média do grupo ao qual pertence.

Nos modelos de discriminação estatística, a firma competitiva atua com informação assimétrica, uma vez que ela não consegue distinguir as diferentes características de um grupo de trabalhadores, tratando-os como se eles possuíssem, em termos de produtividade, a mesma distribuição de probabilidade. Dessa forma, tal grupo acaba por receber um salário único que refletiria a média salarial dos trabalhadores que o compõe. Segundo Aigner e Cain (1977), a discriminação ocorre porque, como as empresas são geralmente avessas ao risco, elas pagam ao grupo um salário médio que acaba sendo o padrão para tais trabalhadores, mesmo que tal pagamento não reflita de fato a produtividade ou as reais características dos contratados.

Ainda sobre o modelo de discriminação estatística, O'Neill e O'Neill (2006) destacam que indivíduos com alta produtividade nos grupos minoritários, como mulheres e negros, podem ser discriminados com menores salários, mesmo que o empregador não tenha qualquer tipo de preconceito ou preferência contra esse grupo. Dito de outra forma, as firmas empregam a partir das suas expectativas acerca da produtividade dos grupos a serem contratados. Dessa forma, se essas previsões estão erradas, o processo de seleção seria ineficiente, gerando discriminação contra os grupos minoritários, já que esses seriam avaliados por uma característica produtiva, sexo ou cor, que de fato não seria relevante.

Destaca-se que, na prática, a discriminação por gênero parece estar mais relacionada a um tipo de discriminação estatística. Considerando dois trabalhadores com as mesmas características produtivas, exceto o sexo, e que exercem a mesma função, a tendência é que o empregador remunere mais o homem do que a mulher. Isso porque fatores sociobiológicos ligados à mulher, como gravidez, tensão pré-menstrual e maior responsabilidade no cuidado dos filhos e dos afazeres domésticos, acabam por fazer com que, na média, o homem seja mais produtivo do que a mulher. Entretanto, esse é um comportamento médio entre os grupos que pode não refletir a realidade da trabalhadora em questão. Como a empresa atua em um ambiente de informação assimétrica, ela tende a manter esse padrão de remuneração discriminando estatisticamente a funcionária mulher.

Uma outra maneira de analisar a discriminação estatística em termos de gênero seria em relação à contratação. Supondo um homem e uma mulher com as mesmas características produtivas competindo pela mesma ocupação, é provável que a empresa contratante tenha um viés favorável ao primeiro devido ao fato de ele ser, na média, mais produtivo do que ela. No entanto, como o comportamento médio dos grupos talvez não se adeque para a candidata em questão, a empresa a estaria discriminando estatisticamente ao contratar o homem com base em uma expectativa média de produtividade que não seja adequada para os dois trabalhadores em análise.

Outro conceito que pode ser aplicado para a discriminação por gênero no mercado de trabalho é o princípio da igualdade de oportunidade desenvolvido por Roemer (1998). Segundo o autor, um dos requisitos para que tal princípio seja alcançado é que, dentro da competição por posições na sociedade, todos os indivíduos que possuem os atributos relevantes para o desempenho das funções do cargo em questão devem ser incluídos como possíveis candidatos. Então, todas as pessoas que estão pleiteando emprego deveriam ser julgadas apenas pelas características necessárias para o exercício da ocupação, de maneira que aspectos como sexo e cor não deveriam ser levados em consideração, uma vez que eles são, na maioria das vezes, irrelevantes para a produtividade do trabalhador.[2]

3 METODOLOGIA

A metodologia deste artigo divide-se em três partes. Na primeira são apresentados os procedimentos necessários para a estimação das equações de rendimento. Já na segunda, discute-se a metodologia empregada para decompor os diferenciais de rendimento entre os sexos para o mercado de trabalho brasileiro. Por fim, a terceira parte apresenta a base de dados utilizada e suas características, assim como as estatísticas descritivas das variáveis incluídas nas equações de rendimento.

2. Possível exceção seria para trabalhos braçais, cuja maior força dos homens é importante no desempenho de tais atividades.

3.1 Equações mincerianas de rendimento para o mercado de trabalho nacional

A fim de estimar as equações mincerianas desenvolvidas por Mincer (1974), utilizou-se o modelo de seleção amostral de Heckman (1979), que consiste em estimar duas equações: uma para definir formalmente a decisão do agente em participar da amostra, chamada de equação de seleção; e a outra para explicar o nível de determinada variável relacionada com a decisão anterior, denominada equação de resultado.

No estudo, a variável de interesse é o nível de rendimento auferido por um indivíduo no mercado de trabalho. O problema é que tal variável somente é observada se a pessoa estiver ocupada em uma atividade remunerada. Caso contrário, se o indivíduo encontrar-se inativo, desocupado ou inserido em uma atividade não remunerada, o seu rendimento auferido com o trabalho não poderá ser observado.

Para solucionar tal problema, o modelo de seleção amostral considera explicitamente a decisão de o indivíduo participar da amostra por meio da equação de seleção. Por intermédio dessa abordagem, é possível introduzir na equação de rendimento a variável λ, conhecida como razão inversa de Mills, obtendo, dessa forma, estimativas consistentes para os parâmetros da equação de rendimentos.

É importante destacar que a equação de seleção deve conter variáveis explicativas que influenciam a probabilidade de interesse e que não se relacionam diretamente com os rendimentos do indivíduo. Tais variáveis são denominadas variáveis de exclusão. Elas são responsáveis por repassar as informações referentes à probabilidade de estar ou não ocupado com rendimento positivo no mercado de trabalho para a equação de rendimento por meio da variável λ, realizando, dessa forma, a correção do problema de seleção amostral.

A equação de seleção provém de um modelo Probit, o qual procura analisar os fatores que influenciam a probabilidade de um indivíduo participar da amostra, ou seja, encontrar-se ocupado com rendimento positivo no mercado laboral. Neste estudo, seguindo trabalhos sobre o tema, como Scorzafave e Menezes-Filho (2005) e Menezes, Fernandez e Dedecca (2005), as variáveis explicativas da equação de seleção são as mesmas das consideradas na modelagem da probabilidade de um indivíduo encontrar-se na população economicamente ativa (PEA). Dessa forma, a equação de seleção do presente trabalho é:

$$\begin{aligned} L_i = {} & \alpha_1 + \alpha_2 RFpc_i + \alpha_3 E_{1i} + \alpha_4 E_{2i} + \alpha_5 E_{3i} + \alpha_6 E_{4i} + \alpha_7 Exp_i + \alpha_8 Exp^2{}_i + \alpha_9 CF_{1i} \\ & + \alpha_{10} CF_{2i} + \alpha_{11} CF_{3i} + \alpha_{12} Filho_i + \alpha_{13} R_i + \alpha_{14} Urb_i + \alpha_{15} Metr_i + \alpha_{16} Reg_{1i} + \quad (1) \\ & \alpha_{17} Reg_{2i} + \alpha_{18} Reg_{3i} + \alpha_{19} Reg_{4i} + \mu_i, \end{aligned}$$

em que L é uma variável dependente binária assumindo o valor 1 se o indivíduo encontra-se ocupado com rendimento positivo e 0, caso contrário; α_j (j = 1 a 19)

são os parâmetros a serem estimados; *RFpc* é a renda familiar *per capita* de todas as fontes, exclusive aquela oriunda do trabalho do indivíduo; E_k (k = 1 a 4) é a variável discreta indicando a escolaridade, em anos de estudo do indivíduo, com o grupo-base formado por aqueles com três anos ou menos de estudo e E_1, E_2, E_3 e E_4 formados, respectivamente, por aqueles com quatro a sete, oito a dez, onze e mais de onze anos de estudo; *Exp* são os anos de experiência do agente econômico no mercado de trabalho, dados pela diferença entre a sua idade e a idade na qual ele começou a trabalhar; CF_l (l = 1 a 3) são variáveis *dummies* relativas à posição do indivíduo no domicílio, sendo o grupo-base formado pelo chefe ou pessoa de referência do domicílio; CF_1, cônjuges; CF_2, filhos; e CF_3, outras posições; *Filho* é a variável binária assumindo o valor 1 se existem filhos menores de 14 anos no domicílio e 0, caso contrário; *R* é uma variável *dummy* que indica a raça do agente econômico, assumindo o valor 1 para aquele que se declara branco ou amarelo e 0, caso contrário; *Urb* e *Metr* são variáveis qualitativas que assumem o valor 1 para, respectivamente, áreas urbanas e municípios localizados em regiões metropolitanas (RMs); Reg_m (m = 1 a 4) são variáveis *dummies* relativas à região do domicílio do indivíduo, sendo o grupo-base formado por aqueles localizados na região Nordeste; Reg_1, Sudeste; Reg_2, Sul; Reg_3, Centro-Oeste; e Reg_4, Norte; e μ_i é o termo de erro aleatório com média 0 e variância σ^2_u.

Destaca-se que, na equação (1), as variáveis de exclusão, ou seja, aquelas que influenciam a probabilidade de interesse, mas não no rendimento do indivíduo, são: a renda familiar *per capita* de todas as fontes, exclusive aquela oriunda do trabalho do indivíduo; as *dummies* relativas à posição do indivíduo no domicílio; e a variável binária que indica a presença de filhos menores de 14 anos no domicílio.

Em termos de sinais esperados para os coeficientes das variáveis de exclusão, espera-se sinal negativo para a renda familiar *per capita* considerada, uma vez que, quanto maior essa última, menor a necessidade do indivíduo no sentido de buscar trabalho remunerado como forma de proteger a renda da família. Em relação à condição no domicílio, acredita-se que cônjuges, filhos e outras posições apresentem menores probabilidades de estarem empregados com rendimento positivo em relação aos chefes dos domicílios, já que esses são, geralmente, os responsáveis pelo sustento dos seus membros familiares. Por fim, para as mulheres, o sinal esperado da variável relativa aos filhos pequenos é negativo pelo fato de os cuidados com esses serem atividades tradicionalmente femininas. Já para os homens, o sinal é indefinido *a priori*.

Quanto à equação de rendimentos, essa foi formulada a partir da equação de Mincer (1974), incluindo algumas outras variáveis com o intuito de controlar as diferenças de rendimento derivadas de setores de atividade e posição e tipo de ocupação no mercado de trabalho. Dessa forma, torna-se possível obter uma

medida mais adequada das diferenças de rendimentos entre os sexos. Feitas tais considerações, tem-se o seguinte modelo de explicação de rendimento:

$$\begin{aligned} ln\,W_i = {} & \beta_1 + \beta_2 E_{1i} + \beta_3 E_{2i} + \beta_4 E_{3i} + \beta_5 E_{4i} + \beta_6 Exp_i + \beta_7 Exp^2{}_i + \beta_8 \lambda_i + \beta_9 R_i + \beta_{10} Urb_i \\ & + \beta_{11} Metr_i + \beta_{12} Reg_{1i} + \beta_{13} Reg_{2i} + \beta_{14} Reg_{3i} + \beta_{15} Reg_{4i} + \beta_{16} S_{1i} + \beta_{17} S_{2i} + \beta_{18} S_{3i} \\ & + \beta_{19} S_{4i} + \beta_{20} S_{5i} + \beta_{21} Poc_{1i} + \beta_{22} Poc_{2i} + \beta_{23}\, Poc_{3i} + \beta_{24} Poc_{4i} + \beta_{25} Poc_{5i} + \\ & \beta_{26} Poc_{6i} + \beta_{27} Toc_{1i} + \beta_{28} Toc_{2i} + v_i, \end{aligned} \quad (2)$$

em que $ln\,W_i$ é o logaritmo natural do rendimento/hora oriundo do trabalho principal do indivíduo; β_j (j = 1 a 28) são os parâmetros a serem estimados; λ é a razão inversa de Mills; S_k (k = 1 a 5) são variáveis *dummies* relativas ao setor de atividade do trabalhador, sendo o grupo-base formado pela indústria; S_1, agricultura; S_2, construção; S_3, comércio; S_4, administração pública; e S_5, serviços; Poc_l (l = 1 a 6) são variáveis *dummies* que definem a posição na ocupação no trabalho principal, com o grupo-base formado pelos empregados com carteira de trabalho assinada; Poc_1, empregados sem carteira de trabalho assinada; Poc_2, militares e estatutários; Poc_3, trabalhadores domésticos com carteira de trabalho assinada; Poc_4, trabalhadores domésticos sem carteira de trabalho assinada; Poc_5, trabalhadores por conta própria; e Poc_6, empregadores; Toc_m (m = 1 a 2) são variáveis *dummies* indicadoras do tipo de ocupação do trabalhador, sendo Toc_1 representativo dos dirigentes em geral e Toc_2 dos profissionais das ciências e das artes e dos técnicos de nível médio, com o grupo-base formado pelos demais tipos de trabalhadores;[3] e v_i é o termo de erro aleatório com média 0 e variância σ^2_v. As demais variáveis são as mesmas já apresentadas na equação (1).

Ainda sobre a equação de rendimentos, é importante destacar que a opção de incluir *dummies* de escolaridade ao invés da variável contínua anos de estudo foi feita para tratar a questão do efeito limiar da educação (*threshold effect*), apontado por Hoffmann e Simão (2005). Segundo os autores, não é adequado considerar que o efeito da escolaridade possa ser captado por uma função linear, uma vez que o aumento da taxa de retorno da escolaridade cresce significativamente a partir do limiar de dez anos de estudo. Para solucionar tal problema, eles sugerem como uma das alternativas captar o efeito da escolaridade por meio de dezessete variáveis binárias, sendo uma para cada ano de estudo, tendo como base as pessoas sem instrução. Partindo da referida alternativa e utilizando a adaptação proposta por Van Zaist, Nakabashi e Salvato (2010) de utilizar *dummies* para captar o impacto sobre o rendimento para diferentes faixas de estudo, o presente artigo propôs as variáveis qualitativas para a educação descritas após a equação (1).

3. Trabalhadores de serviços administrativos, trabalhadores dos serviços, vendedores e prestadores de serviço do comércio, trabalhadores agrícolas, trabalhadores da produção de bens e serviços e de reparação e manutenção, membros das Forças Armadas e auxiliares e ocupações mal definidas ou não declaradas.

3.2 Decomposição do diferencial do rendimento do trabalho entre mulheres e homens

A metodologia utilizada para decompor o diferencial de rendimento por gênero foi aquela proposta por Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Para a realização do referido procedimento, é necessário que inicialmente sejam estimadas equações de determinantes do rendimento (equação 2), que podem ser representadas na seguinte forma matricial:

$$lnW = X'\beta + v\,, \tag{3}$$

em que lnW é o vetor do logaritmo natural do rendimento do indivíduo; X a matriz de variáveis explicativas, incluindo o intercepto; e v o vetor de erros aleatórios.

A diferença do *ln* do rendimento médio entre homens e mulheres pode ser expressa como a diferença da previsão linear tomada no ponto médio dos regressores de cada grupo, conforme segue:

$$\begin{aligned} D = E(\ln W_H) - E(\ln W_M) &= E(X'_H\beta_H + v) - E(X'_M\beta_M + v), \\ &= E(X_H)'\beta_H - E(X_M)'\beta_M \end{aligned} \tag{4}$$

em que $E(\beta_i) = \beta_i$ e $E(v_i)$ por hipótese, com o índice i representando o grupo formado por homens (H) ou mulheres (M).

Para identificar a contribuição da diferença das médias dos regressores – que indicam as características produtivas dos agentes e demais aspectos ligados à sua ocupação no mercado – e da diferença dos coeficientes β_i – que são os retornos em termos de rendimentos de tais atributos – para D, Jones e Kelley (1984) propuseram rearranjar a expressão (4) da seguinte forma:

$$D = [E(X_H) - E(X_M)]'\,\beta_M + E(X_M)'(\beta_H - \beta_M) + [E(X_H) - E(X_M)]'(\beta_H - \beta_M). \tag{5}$$

Segundo Jann (2008), a expressão (5) é denominada *three-fold decomposition*, ou seja, o diferencial total entre os rendimentos de homens e mulheres é dividido em três componentes: explicado ou efeito característica, não explicado ou efeito preço e termo de interação. O primeiro termo à direita da equação (5) representa o componente explicado ou efeito característica, que se refere à parcela da diferença no rendimento médio entre os sexos devida ao fato de os grupos apresentarem atributos produtivos distintos, assim como aspectos heterogêneos relacionados à sua inserção na atividade econômica.

O segundo termo mede a contribuição das diferenças nos coeficientes, incluindo o intercepto, sendo denominado componente não explicado,

efeito preço ou efeito coeficiente. Esse termo é geralmente atribuído pela literatura à discriminação entre os grupos. Isso porque mantidas constantes as características produtivas dos indivíduos, as diferenças nos retornos dessas últimas, medidas pelas diferenças nos coeficientes entre os dois grupos, estariam medindo um tratamento desigual entre os gêneros no mercado de trabalho. Contudo, é importante enfatizar que, além dessa diferença de retornos do trabalho entre os sexos, o termo não explicado também capta os potenciais efeitos das diferenças das variáveis não observadas nas equações de rendimento, conforme ressaltado por Jann (2008). Por fim, o terceiro componente à direita de (5) mede a interação entre as diferenças nas médias das características de trabalho e dos atributos pessoais e as diferenças nos coeficientes entre as duas regiões.

Embora existam na literatura vários trabalhos que implementaram a decomposição de Oaxaca-Blinder, dois aspectos, principalmente em termos nacionais, não têm sido devidamente explorados: a estimativa de variâncias amostrais dos componentes da decomposição e o problema de indeterminação que surge na obtenção da parcela do termo não explicado devido a grupos de variáveis *dummies*.

Os procedimentos para a obtenção de estimativas consistentes e não viesadas de erros-padrão dos resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder podem ser encontrados em Jann (2005). Dessa forma, torna-se possível analisar os resultados da decomposição por meio não só das estimativas de ponto para os diferenciais encontrados, mas também das medidas de dispersão destes últimos. Conforme destacou Jann (2008), tal possibilidade é importante, dado que, para uma adequada interpretação dos resultados da decomposição e realização de inferência estatística, torna-se indispensável obter medidas de precisão dos diferenciais encontrados.

Passando para o problema de indeterminação que surge na obtenção da parcela do termo não explicado devido a grupos de variáveis *dummies*, tem-se que ele decorre do fato de o resultado da decomposição para os regressores categóricos depender da escolha do grupo-base, ou seja, da categoria a ser omitida (Oaxaca e Ransom, 1999; Nielsen, 2000; Horrace e Oaxaca, 2001).

A fim de solucionar o problema, permitindo uma interpretação com significado econômico para decomposições detalhadas na presença de variáveis binárias, Yun (2005) propôs um procedimento baseado na normalização das equações de rendimento para as estimativas dos coeficientes de decomposição. Ressalta-se que o modelo normalizado é matematicamente equivalente ao original, ou seja, ambos produzem predições idênticas, sendo tal procedimento adotado na decomposição realizada no presente estudo.

3.3 Fonte de dados

A fonte de dados deste estudo são os microdados da Pnad para os anos de 2002 e 2014. Tal pesquisa é um levantamento realizado anualmente, exceto nos anos de Censo, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com a finalidade de produzir informações básicas para o estudo do desenvolvimento socioeconômico do país.

A Pnad é uma pesquisa anual por amostragem probabilística de domicílios, realizada em todo o território nacional, sendo sua população-alvo os domicílios e as pessoas aí residentes. Por ser uma pesquisa de múltiplos propósitos, investiga, de forma permanente, diversas características relacionadas aos temas habitação, rendimento, trabalho, população e educação, e com periodicidade variável, geralmente por meio de pesquisas suplementares, outros assuntos de caráter demográfico, social e econômico (IBGE, 2002; 2014).

Uma característica importante da Pnad é que seu plano amostral é complexo. Isso porque, conforme destacam Silva, Pessoa e Lila (2002), tal pesquisa incorpora todos os aspectos que definem esse tipo de amostragem, quais sejam*: i)* estratificação, isto é, a população é inicialmente dividida em subgrupos (estratos), sendo em cada um destes selecionada uma subamostra; *ii)* conglomeração, que representa seleção de amostras em vários estágios; *iii)* probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios; e *iv)* ajustes dos pesos amostrais com totais populacionais conhecidos. Em razão da complexidade do plano amostral da Pnad, o ajuste dos modelos paramétricos do presente trabalho foi feito por meio do método da máxima pseudo-verossimilhança (MPV), o qual constitui a metodologia adequada quando se utiliza dados de amostra complexa.[4]

Conforme sugerido por Machado, Oliveira e Antigo (2008), a amostra utilizada foi constituída por homens e mulheres entre 18 e 65 anos, a fim de captar indivíduos na faixa etária mais propensa a estar no mercado de trabalho. Dessa forma, para analisar a diferença no retorno do trabalho entre homens e mulheres no mercado de trabalho nacional, nas equações de seleção, teve-se, para 2002, 205.955 observações para homens e 172.042 observações para mulheres, sendo tais valores, para 2014, de 206.911 e 177.353, respectivamente. Destaca-se que, como nas equações de rendimento são considerados apenas os ocupados com rendimentos positivos, o número de observações utilizadas nessas regressões e na decomposição dos rendimentos é menor do que aquele verificado nas equações de seleção, nas quais foram incorporados também os ocupados sem rendimento, desempregados e inativos. Dessa forma, a amostra foi reduzida para, respectivamente, 88.608 e 89.452 homens e 63.721 e 69.045 mulheres, nos anos de 2002 e 2014.

4. Para mais detalhes sobre a complexidade dos dados da Pnad e as implicações dessas características para as estimativas de modelos econométricos, consultar Silva, Pessoa e Lila (2002).

A fim de apresentar panorama geral das variáveis utilizadas na equação de rendimento, a qual é a equação de resultado do presente estudo, a tabela 1 contém a média e o erro-padrão para tais variáveis, por gênero, para os anos considerados. Iniciando pelo rendimento/hora, os homens apresentaram maior valor para tal variável nos dois anos de análise, suscitando possível discriminação em termos de retorno no mercado de trabalho, conforme sugerido por Loureiro (2005), sendo que tal questão é discutida mais adiante no estudo.

Quanto à escolaridade, as mulheres apresentaram maior qualificação, já que, enquanto em 2014 e 2002, nessa ordem, 63,3% e 42% delas possuíam mais de dez anos de estudo, tais valores era de, respectivamente, 47% e 27% para os homens. Importante destacar que, a despeito dessa diferença por gênero, os trabalhadores dos dois sexos aumentaram a escolaridade no período em análise, indicando melhor qualificação profissional, em termos de anos de estudos, no mercado de trabalho brasileiro.

TABELA 1
Estatísticas descritivas das variáveis da equação de rendimento, por gênero, para o mercado de trabalho brasileiro (2014 e 2002)

Variáveis	Homem				Mulher			
	2014		2002		2014		2002	
	Média	EP[1]	Média	EP	Média	EP	Média	EP
Rendimento/hora (R$)	13,462	0,355	5,065	0,060	11,458	0,244	4,276	0,053
Escolaridade								
0 anos de estudo	0,137	0,002	0,265	0,004	0,073	0,001	0,166	0,003
4 a 7 anos de estudo	0,215	0,002	0,304	0,002	0,149	0,002	0,253	0,002
8 a 10 anos de estudo	0,178	0,002	0,160	0,002	0,144	0,002	0,161	0,002
11 anos de estudo	0,293	0,002	0,182	0,002	0,340	0,002	0,262	0,003
> 11 anos de estudo	0,178	0,002	0,089	0,002	0,293	0,003	0,158	0,003
Experiência	23,914	0,056	23,706	0,065	21,864	0,056	20,993	0,071
Não brancos (%)	0,547	0,002	0,487	0,003	0,504	0,002	0,453	0,004
Urbano (%)	0,859	0,004	0,830	0,005	0,922	0,003	0,916	0,004
Metropolitano (%)	0,311	0,002	0,304	0,003	0,352	0,003	0,357	0,003
Região (%)								
Nordeste	0,247	0,002	0,281	0,003	0,229	0,003	0,254	0,004
Sudeste	0,430	0,003	0,430	0,003	0,456	0,003	0,460	0,004
Sul	0,157	0,002	0,151	0,002	0,166	0,002	0,149	0,003
Centro-Oeste	0,085	0,001	0,074	0,001	0,083	0,001	0,074	0,001
Norte	0,081	0,001	0,063	0,001	0,066	0,001	0,062	0,002

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Homem				Mulher			
	2014		2002		2014		2002	
	Média	EP[1]	Média	EP	Média	EP	Média	EP
Setor de atividade (%)								
Indústria	0,156	0,002	0,081	0,001	0,119	0,002	0,089	0,002
Agricultura	0,130	0,002	0,106	0,003	0,028	0,001	0,049	0,002
Construção	0,166	0,002	0,044	0,001	0,007	0,000	0,030	0,000
Comércio	0,190	0,002	0,095	0,001	0,183	0,002	0,107	0,001
Administração pública	0,058	0,001	0,026	0,000	0,058	0,001	0,031	0,001
Serviços	0,299	0,002	0,648	0,002	0,606	0,003	0,694	0,002
Posição na ocupação (%)								
Empregado com carteira	0,462	0,003	0,360	0,003	0,405	0,003	0,300	0,003
Empregados sem carteira	0,165	0,002	0,241	0,003	0,127	0,002	0,160	0,002
Militares e estatutários	0,057	0,001	0,052	0,001	0,114	0,002	0,103	0,002
Domésticos com carteira	0,005	0,000	0,004	0,000	0,049	0,001	0,055	0,001
Domésticos sem carteira	0,004	0,000	0,005	0,000	0,106	0,002	0,164	0,002
Conta-própria	0,257	0,002	0,284	0,003	0,171	0,002	0,189	0,003
Empregadores	0,048	0,001	0,054	0,001	0,026	0,001	0,029	0,001
Tipo de ocupação (%)								
Demais tipos de trabalhadores	0,802	0,002	0,910	0,001	0,721	0,003	0,872	0,002
Dirigentes em geral	0,060	0,001	0,027	0,000	0,049	0,001	0,033	0,001
Profissional das ciências e das artes e técnicos de nível médio	0,138	0,002	0,064	0,001	0,230	0,002	0,095	0,001

Fonte: Microdados da Pnad.
Elaboração dos autores.
Nota: [1] EP = erro-padrão.

Em relação à raça, destaca-se, tanto para homens quanto para mulheres, o aumento entre 2002 e 2014 do número de pessoas que passaram a se autodeclarar como não brancos, sendo que tal elevação foi de 6 pontos percentuais (p.p.) para eles e 5 p.p. para elas. No que tange à localização do trabalhador, nos dois anos e para ambos os sexos, a maior parte dos indivíduos residia em áreas urbanas, não metropolitanas e na região Sudeste.

Para os aspectos relacionados diretamente ao emprego, observou-se que homens e mulheres estão mais inseridos no setor de serviços, sendo que a participação delas na agricultura e na construção civil é comparativamente menor. Em termos de posição na ocupação, é predominante os empregados com carteira de trabalho assinada, destacando-se que a formalidade aumentou consideravelmente entre 2002 e 2014 – conforme destacado por UN Women (2016) –, tanto para tais trabalhadores quanto para os empregados domésticos. Sobre esses últimos,

ressalta-se que tais postos são mais representativos para as mulheres do que para os homens, já que eles não representaram um 1% dos ocupados com rendimento positivo do sexo masculino. Por fim, teve-se que as mulheres apresentaram, comparativamente aos homens, maior número de profissionais das ciências e das artes e técnicos de nível médio.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados e a discussão do presente trabalho são apresentados em duas partes. Na primeira, tem-se a análise dos determinantes do rendimento no mercado de trabalho brasileiro para os dois anos considerados. Na segunda, o foco é a apresentação e a discussão do diferencial de rendimento por gênero, realizando-se análise estática comparativa entre os anos de 2002 e 2014.

4.1 Determinantes da inserção e dos rendimentos no mercado de trabalho brasileiro para os anos de 2002 e 2014

Os resultados para as equações de seleção e rendimento, necessárias para a realização da decomposição do diferencial de rendimento por gênero para os anos de interesse, encontram-se nas tabelas 2 e 3. Iniciando a análise pelas equações de seleção, observa-se que a maior parte das variáveis foi significativa a 1%, ressaltando a importância de tais regressores para a explicação da probabilidade de participação dos trabalhadores na condição de ocupados com rendimento positivo no trabalho principal. Quanto aos sinais dos coeficientes, estes se apresentaram de acordo com o esperado (tabela 2).

Para a renda domiciliar *per capita*, que é uma das variáveis de exclusão da equação de seleção, observou-se, para os dois anos considerados, que, conforme esperado, ela diminui a probabilidade, tanto dos homens quanto das mulheres, de se encontrarem ocupados com rendimento positivo no trabalho principal. Isso ocorre porque, quanto maior a renda domiciliar *per capita*, menores serão o incentivo e a necessidade de o indivíduo obter um trabalho remunerado.

Quanto às variáveis indicadoras de escolaridade, verificou-se, de maneira geral, para ambos os sexos, que, quanto maior o grau de instrução, maiores as chances de o indivíduo estar trabalhando. Para a variável experiência, verificou-se, para 2014, que ela segue o comportamento quadrático, resultado da depreciação normal do capital humano com a idade. Isso ocorre porque, inicialmente, mais anos no mercado de trabalho tendem a significar maior habilidade e capacitação para o trabalho. Entretanto, com o passar do tempo, a idade mais avançada do trabalhador começa a ser vista como ponto negativo, uma vez que o empregador passa a associar tal variável à maior dificuldade para aprender novas tecnologias e à morosidade mais elevada nas atividades laborais. Já para 2002, tanto para homens quanto para

mulheres, teve-se que o aumento da experiência no mercado de trabalho acarretou sempre redução da probabilidade de participação no mercado de trabalho.

As próximas duas variáveis a serem analisadas – variáveis qualitativas referentes à posição do indivíduo no domicílio e variável binária indicadora de filhos menores de 14 anos no domicílio – são, juntamente à renda domiciliar *per capita*, as variáveis de exclusão da equação de seleção do modelo de Heckman (1979).

TABELA 2
Equações de seleção, por gênero, para o mercado de trabalho brasileiro (2014 e 2002)

Variáveis	Homem				Mulher			
	2014		2002		2014		2002	
	Coef.[1]	EP[2]	Coef.	EP	Coef.	EP	Coef.	EP
Constante	0,9276***	0,0572	1,5777***	0,0670	0,4233***	0,0570	0,4706***	0,0717
RFpc líquida	-0,0001***	0,0000	-0,0002***	0,0000	-0,0001***	0,0000	-0,0003***	0,0000
4 a 7 anos de estudo	0,1637***	0,0275	0,0073	0,0321	0,1706***	0,0271	0,1668***	0,0306
8 a 10 anos de estudo	0,2000***	0,0337	0,0535	0,0425	0,4123***	0,0333	0,3603***	0,0383
11 anos de estudo	0,3900***	0,0360	0,2485***	0,0439	0,5711***	0,0328	0,6473***	0,0400
> 11 anos de estudo	0,5170***	0,0486	0,3554***	0,0645	0,8980***	0,0407	0,9779***	0,0554
Experiência	0,0253***	0,0027	-0,0055***	0,0011	0,0102***	0,0027	0,0019	0,0015
Experiência ao quadrado	-0,0007***	0,0000	-0,0001***	0,0000	-0,0005***	0,0000	-0,0003***	0,0000
Cônjuge	-0,1277***	0,0369	-0,3254***	0,0704	-0,5719***	0,0251	-0,7158***	0,0312
Filho	-0,7344***	0,0355	-1,2985***	0,0431	-0,4639***	0,0412	-0,7090***	0,0536
Outras	-0,3019***	0,0551	-0,7314***	0,0607	-0,0782	0,0693	-0,4687***	0,0638
Filho < 14 anos	-0,0399	0,0274	0,0114	0,0289	-0,1887***	0,0241	-0,1352***	0,0246
Não branco	0,0911**	0,0408	-0,0092	0,0281	0,1021***	0,0343	0,0005	0,0252
Urbano	0,8988***	0,0302	0,7427***	0,0358	1,2708***	0,0294	1,3285***	0,0360
Metropolitano	0,3526***	0,0361	0,2241***	0,0361	0,4014***	0,0306	0,3714***	0,0293
Sudeste	0,5092***	0,0396	0,4034***	0,0391	0,4176***	0,0369	0,2038***	0,0415
Sul	0,4605***	0,0422	0,1652***	0,0416	0,2563***	0,0386	-0,0767*	0,0446
Centro-Oeste	0,6438***	0,0466	0,4297***	0,0451	0,3889***	0,0469	0,2107***	0,0468
Norte	0,1815***	0,0436	0,1321**	0,0602	0,0306	0,0356	-0,0604	0,0547

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Coef. = coeficientes.
[2] EP: erro-padrão.
Obs.: ***, ** e * = significativos a 1%, a 5% e a 10%, respectivamente.

Em relação às variáveis indicadoras de posição no domicílio, conforme esperado, tanto para os homens quanto para as mulheres, cônjuges, filhos e outras posições apresentaram menores probabilidades de estarem ocupadas em

comparação aos chefes dos domicílios. Isso pode ser explicado pelo fato de que geralmente esses são os principais responsáveis pelo sustento da família, o que os impulsiona mais fortemente para o mercado de trabalho.

No que tange à presença de filhos pequenos, observou-se, para tal variável, comportamento distinto entre os sexos, uma vez que, enquanto para os homens ela foi não significativa, para as mulheres, conforme esperado, ela reduziu a probabilidade de estar ocupada. A explicação do sinal negativo para as mulheres pode ser associada ao fato de a educação e os cuidados das crianças ainda serem atividades tipicamente femininas, conforme ressaltado por Sanches e Gebrim (2003).

TABELA 3
Equações de rendimento, por gênero, para o mercado de trabalho brasileiro (2014 e 2002)

Variáveis	Homem				Mulher			
	2014		2002		2014		2002	
	Coef.[1]	EP[2]	Coef.	EP	Coef.	EP	Coef.	EP
Constante	0,8826***	0,0186	0,1352***	0,0287	0,6346***	0,0283	-0,2397***	0,0375
4 a 7 anos de estudo	0,1809***	0,0095	0,2497***	0,0104	0,1307***	0,0142	0,2041***	0,0152
8 a 10 anos de estudo	0,2876***	0,0103	0,3865***	0,0115	0,2147***	0,0141	0,3324***	0,0164
11 anos de estudo	0,4120***	0,0106	0,6225***	0,0119	0,3203***	0,0145	0,5642***	0,0161
> 11 anos de estudo	0,8298***	0,0138	1,3159***	0,0174	0,7453***	0,0166	1,1929***	0,0189
Experiência	0,0275***	0,0007	0,0155***	0,0010	0,0184***	0,0008	0,0128***	0,0007
Experiência ao quadrado	-0,0004***	0.0000	-0,0001***	0,0000	-0,0003***	0,0000	-0,0001***	0,0000
λ	-0,0462	0,0115	-0,2756***	0,0139	0,0665***	0,0235	0,0810***	0,0274
Não branco	-0,0857***	0,0082	-0,1394***	0,0080	-0,0880***	0,0098	-0,1306***	0,0087
Urbano	0,1159***	0,0130	0,1390***	0,0171	0,1680***	0,0192	0,1774***	0,0281
Metropolitano	0,1084***	0,0081	0,1604***	0,0088	0,1767***	0,0085	0,2260***	0,0093
Sudeste	0,3406***	0,0098	0,3499***	0,0143	0,3305***	0,0104	0,3786***	0,0127
Sul	0,3880***	0,0114	0,3364***	0,0169	0,3892***	0,0115	0,3349***	0,0155
Centro-Oeste	0,4229***	0,0123	0,3749***	0,0168	0,3679***	0,0128	0,4002***	0,0162
Norte	0,2188***	0,0153	0,2690***	0,0190	0,2389***	0,0148	0,2876***	0,0171
Setor de atividade								
Agricultura	-0,2612***	0,0151	-0,2242***	0,0124	-0,1410***	0,0321	-0,1425***	0,0250
Construção	0,0525***	0,0093	-0,0107	0,0096	0,2049***	0,0313	0,0478***	0,0125
Comércio	-0,1116***	0,0084	-0,0408***	0,0082	0,0495***	0,0115	0,0441***	0,0102
Administração pública	0,2469***	0,0163	0,0656***	0,0124	0,3371***	0,0167	0,1782***	0,0137
Serviços	-0,0087	0,0078	-0,0206***	0,0069	0,1420***	0,0107	0,0917***	0,0084

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Homem				Mulher			
	2014		2002		2014		2002	
	Coef.[1]	EP[2]	Coef.	EP	Coef.	EP	Coef.	EP
Posição na ocupação								
Empr. s/carteira[3]	-0,1581***	0,0082	-0,2672***	0,0098	-0,1405***	0,0091	-0,1814***	0,0127
Mil. e estat.[4]	0,1207***	0,0153	0,2462***	0,0133	0,1845***	0,0123	0,2658***	0,0118
Emp. d. c/carteira[5]	-0,1648***	0,0245	-0,2391***	0,0347	-0,0587***	0,0126	-0,1732***	0,0121
Emp. d. s/carteira[6]	-0,2279***	0,0373	-0,3460***	0,0417	-0,1389***	0,0120	-0,3242***	0,0120
Conta-própria	-0,0449***	0,0081	-0,1188***	0,0110	-0,0067	0,0113	-0,1302***	0,0156
Empregadores	0,4001***	0,0187	0,5186***	0,0183	0,4234***	0,0267	0,5489***	0,0281
Tipo de ocupação								
Dir. em geral[7]	0,4415***	0.0163	0,3082***	0,0125	0,4651***	0,0193	0,3012***	0,0134
Pr. cie. e art. e tec.[8]	0,4214***	0,0100	0,3014***	0,0090	0,3946***	0,0101	0,2766***	0,0082

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Coef. = coeficientes.
[2] EP: erro-padrão.
[3] Empr. s/carteira = empregados sem carteira.
[4] Mil. e estat. = militares e estatutários.
[5] Emp. d. c/carteira = empregados domésticos com carteira.
[6] Emp. d. s/carteira = empregados domésticos sem carteira.
[7] Dir. em geral = dirigentes em geral.
[8] Pr. cie. e art. e tec. = profissionais das ciências e das artes e técnicos de nível médio.
Obs.: ***, ** e * = significativos a 1%, a 5% e a 10%, respectivamente.

Quanto ao impacto da raça sobre a probabilidade de estar ocupado no mercado de trabalho, este não apresentou comportamento constante para o período em estudo. Enquanto tanto para homens quanto para mulheres, o fato de se declarar não branco em 2002 não foi importante para a probabilidade estimada, em 2014 essa última aumentou.

Em relação às variáveis indicadoras de área metropolitana e situação urbana do município, conforme esperado, verificou-se que o maior dinamismo desses mercados perante aqueles localizados em áreas não metropolitanas e rurais aumentam a probabilidade de os indivíduos estarem ocupados com rendimento positivo. No mesmo sentido, os trabalhadores localizados nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram maiores probabilidades de estarem inseridos no mercado de trabalho em comparação às regiões Nordeste e Norte.

Passando para os determinantes dos rendimentos, observou-se que praticamente todas as variáveis foram significativas a 1%, ressaltando a importância de tais regressores para a explicação do regressando em questão. Destaca-se que a razão inversa de Mills (λ) foi significativa a 1% nas quatro equações de

rendimento estimadas, ressaltando a importância da inclusão de tal variável para se eliminar o problema de seleção amostral. Em relação aos sinais dos coeficientes, estes se apresentaram de acordo com o esperado (tabela 3).

No que tange aos efeitos marginais, para a variável escolaridade, observou-se que, de acordo com a teoria do capital humano, quanto maior o nível educacional do trabalhador, mais elevado o seu rendimento auferido no mercado de trabalho analisado. Nas quatro regressões, o efeito marginal da educação foi positivo e crescente, ou seja, partindo do grupo-base formado pelos trabalhadores sem nenhum grau de instrução em direção aos mais educados, percebeu-se que tal efeito torna-se cada vez maior. Tomando como exemplo a equação de rendimentos para os homens no mercado de trabalho brasileiro em 2014, tem-se que, enquanto trabalhadores com quatro a sete, oito a dez e onze anos de estudo receberam, respectivamente, 18,1%, 28,8% e 41,2% a mais do que o grupo-base, aqueles com mais de onze anos de estudos auferiram, em média, rendimentos 83% mais elevados do que o grupo de referência. Destaca-se que os resultados apresentados confirmam a existência do efeito limiar da educação sugerido por Hoffmann e Simão (2005).

Em relação à experiência de trabalho, de acordo com a teoria do capital humano, todas as equações indicaram relação parabólica entre tal variável e o rendimento dos trabalhadores. Dessa forma, o impacto da experiência sobre o rendimento mostrou-se positivo, porém decrescente até o ponto de máximo da parábola formada pela relação entre essas duas variáveis, a partir do qual o referido impacto torna-se negativo.

Para a variável raça, observou-se, para homens e mulheres nos dois anos considerados, que os rendimentos dos não brancos, tudo o mais constante, encontram-se em patamar abaixo daquele auferido pelos brancos. Esses resultados são similares aos de estudos que sugerem a ocorrência de discriminação racial no mercado de trabalho, como Cirino e Lima (2012), nas RMs de Belo Horizonte e Salvador, e Soares (2000) e Matos e Machado (2006), no Brasil.

Quanto ao setor de atividade, para os homens, nos dois anos considerados, as atividades que se mostraram mais rentáveis foram aquelas desempenhadas na administração pública, na indústria e na construção civil. Já para as mulheres, os maiores rendimentos concentraram-se na administração pública, nos serviços e na construção civil.

Passando-se para as posições na ocupação, tem-se que a informalidade diminuiu os rendimentos dos trabalhadores, conforme pôde ser verificado nas quatro equações pelo coeficiente negativo e significativo da *dummy* empregado sem carteira. A mesma tendência foi observada na comparação entre empregado doméstico com carteira e sem carteira, com maiores rendimentos para o primeiro grupo – coeficiente da variável empregado doméstico com carteira menos negativo

do que o encontrado para esse mesmo tipo de ocupação sem carteira. Ainda sobre o trabalho doméstico, verificou-se que ele, ainda que formal, apresentou menores rendimentos quando comparado com os demais empregados com carteira assinada. Quanto às posições nas ocupações de maior remuneração, estas foram as dos militares/estatutários e dos empregadores. A explicação para o primeiro caso deve-se à estabilidade e à ocorrência de possibilidades salariais geralmente mais elevadas para esse tipo de ocupação, sendo, no segundo caso, os indivíduos constituídos pelos próprios donos das empresas e de estabelecimentos comerciais e de serviços.

Para os resultados referentes ao tipo de ocupação, esses indicaram para homens e mulheres, nos dois anos considerados, que os demais tipos de trabalhadores percebem menores rendimentos do que os dirigentes em geral e os profissionais das ciências, das artes e técnicos de nível médio. Tal resultado está associado ao fato de que os indivíduos agrupados em uma dessas duas últimas categorias geralmente desempenham atividades que exigem maior grau de habilidade, conhecimento técnico ou qualificação profissional em comparação com os demais tipos de ocupação, e, por isso, tendem a auferir maiores rendimentos.

Por fim, as variáveis indicadoras de área metropolitana, situação urbana do município e Grandes Regiões do Brasil, conforme o esperado, mostraram que o maior dinamismo econômico dos mercados situados em áreas metropolitanas, áreas urbanas e regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste em comparação às contrapartes áreas não metropolitanas, áreas rurais e regiões Norte e Nordeste, aumentaram o rendimento auferido no mercado de trabalho daquelas em relação a essas últimas.

4.2 Diferencial do rendimento do trabalho entre homens e mulheres para o mercado de trabalho brasileiro: comparação da magnitude e do comportamento dos seus principais componentes entre os anos de 2002 e 2014

Uma vez estimadas as equações de seleção e rendimento para os homens e as mulheres no mercado de trabalho brasileiro para 2002 e 2014, torna-se possível realizar a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), conforme descrito na metodologia.[5] O objetivo é estimar como o diferencial de rendimento entre homens e mulheres modificou-se entre os anos de 2002 e 2014, período no qual foram implementadas e conduzidas várias políticas voltadas para as mulheres. Além das estimativas dos coeficientes da decomposição, tal pacote fornece os respectivos erros-padrão e normaliza as equações de rendimento de forma a resolver o problema da indeterminação dessa metodologia associado às variáveis qualitativas. Os resultados para os anos de 2014 e 2002 encontram-se na tabela 4.

5. Para operacionalizar a decomposição, utilizou-se a rotina Oaxaca do *software* Stata 13.

Inicialmente, observa-se que, tanto para homens quanto para mulheres, o rendimento/hora apresentou aumento real[6] considerável de, respectivamente, 24,41% e 26,97%. Tal resultado vai ao encontro de estudos como os de Baltar *et al.* (2010) e ONU Mulheres (2016). Em tais estudos, é apontado que o Brasil apresentou, nos anos 2000, melhoria em vários indicadores do mercado de trabalho, como crescimento do emprego, principalmente formalizado, diminuição significativa do emprego não remunerado e aumento do salário mínimo e dos rendimentos das categorias ocupacionais mais bem organizadas.

Outro ponto a destacar é que a razão do rendimento real entre homens e mulheres diminuiu de 15,53%, em 2002, para 13,20%, em 2014. Isso indica que, em termos médios, elas têm conseguido, ainda que de forma lenta, aproximar os seus rendimentos daqueles recebidos pelos homens. Essa mesma tendência, também utilizando dados da Pnad, foi encontrada por ONU Mulheres (2016), entre os anos de 2004 e 2014, e Oliveira e Colombi (2015), entre os anos de 2002 e 2013.

TABELA 4
Decomposição da diferença do logaritmo do rendimento/hora entre homens e mulheres no mercado de trabalho brasileiro (2014 e 2002)

Diferencial do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora	2014		2002	
	Coef.[1]	EP[2]	Coef.	EP
Homem	2,0987***	0,0073	1,1920***	0,0107
Mulher	1,9748***	0.0080	1,0476***	0,0111
Diferença	0,1240***	0,0091	0,1444***	0,0123
Efeito característica				
Escolaridade	-0,0858***	0,0022	-0,1199***	0,0033
Experiência	0,0089***	0,0008	0,0159***	0,0011
Raça	0,0040***	0,0005	0,0064***	0,0006
Urbano	-0,0106***	0,0013	-0,0166***	0,0027
Metropolitano	-0,0072***	0,0005	-0,0124***	0,0008
Região	-0,0080***	0,0008	-0,0109***	0,0015
Posição na ocupação	0,0096***	0,0020	0,0275***	0,0029
Setor de atividade	-0,0249***	0,0060	-0,0264***	0,0026
Tipo de ocupação	-0,0315***	0,0014	-0,0130***	0,0006
Total	-0,1456***	0,0070	-0,1492***	0,0077

(Continua)

6. Os valores nominais do rendimento/hora de 2014, apresentados na tabela 4, foram colocados a preços constantes de dezembro de 2002 por meio do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE, disponível em Ipea (2016). Nesse sentido, o valor real do rendimento/hora para homens e mulheres para 2014 foi de, respectivamente, R$ 4,0976 e R$ 3,6199. Destaca-se que o IPCA é considerado pelo governo como a medida oficial da inflação no Brasil.

(Continuação)

Diferencial do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora	2014		2002	
	Coef.[1]	EP[2]	Coef.	EP
Efeito coeficiente				
Escolaridade	0,0142***	0,0028	-0,0001	0,0012
Experiência	0,1434***	0,0102	0,0344***	0,0108
Raça	-0,0023	0,0116	0,0071	0,0086
Urbano	-0,0220***	0,009	-0,0158	0,0120
Metropolitano	0,0101***	0,0012	0,0095***	0,0014
Região	-0,0011	0,0027	-0,0019	0,0036
Posição na ocupação	0,0170***	0,0047	0,0092*	0,0052
Setor de atividade	-0,0179***	0,0074	-0,0109***	0,0033
Tipo de ocupação	0,0039	0,0069	-0,0064	0,0053
Intercepto	0,0980***	0,0204	0,2658***	0,0210
Total	0,2434***	0,0094	0,2908***	0,0120
Interação entre os dois efeitos				
Escolaridade	-0,0084***	0,0020	-0,0110***	0,0023
Experiência	0,0106***	0,0009	0,0010	0,0010
Raça	-0,0001	0,0005	0,0004	0,0005
Urbano	0,0033***	0,0013	0,0036	0,0027
Metropolitano	0,0028***	0,0004	0,0035***	0,0006
Região	-0,0005	0,0003	0,0010**	0,0004
Posição na ocupação	0,0129**	0,0044	0,0007	0,0064
Setor de atividade	0,0084	0,0062	0,0045*	0,0025
Tipo de ocupação	-0,0027**	0,0013	-0,0010**	0,0004
Total	0,0262***	0,0073	0,0028	0,0076
Rendimento/hora (R$) – homem	8,1557		3,2937	
Rendimento/hora (R$) – mulher	7,2049		2,8509	

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Coef. = coeficientes.
[2] EP: erro-padrão.
Obs.: ***, ** e * = significativos a 1%, a 5% e a 10%, respectivamente.

Decompondo os diferenciais de rendimentos médios entre os sexos, verificou-se, para os dois anos considerados, que, enquanto o efeito característica atua no sentido de reduzir o diferencial de rendimento a favor dos homens, o efeito coeficiente apresenta comportamento contrário. Devido ao fato de o efeito coeficiente ser 1,67 vez maior do que o efeito característica em 2014, sendo tal valor de 1,95 em 2002, os homens acabam por receber maiores rendimentos do que as mulheres no mercado de trabalho brasileiro. Isso significa que, a despeito das pessoas ocupadas do sexo feminino apresentarem, em termos médios, atributos produtivos superiores aos trabalhadores do sexo oposto, notadamente em termos de escolaridade (tabela 1), elas recebem, na média,

menores rendimentos/hora, dando indícios da existência de certa discriminação contra elas. Resultados similares foram encontrados por Giuberti e Menezes-Filho (2005), Matos e Machado (2006), Scorzafave e Pazello (2007) e Cirino e Lima (2012).

Em relação ao efeito de interação, responsável pela contribuição simultânea das diferenças nas médias dos regressores e nos coeficientes entre os grupos, ele não se mostrou estatisticamente significativo para o ano de 2002, não sendo, portanto, importante para explicar o hiato de rendimento entre os sexos. Embora em 2014 tal efeito tenha sido estaticamente significativo a 1%, ele mostrou magnitude bem inferior aos efeitos característica e preço totais, e, por isso, a análise da decomposição de rendimento foca esses dois últimos efeitos.

Detalhando cada um dos dois efeitos de maior magnitude, tem-se que o efeito característica foi estatisticamente significativo a 1% para os dois anos de análise, indicando que o conjunto de características individuais e aspectos relacionados à forma e ao local de inserção no mercado de trabalho são importantes para a explicação do diferencial de rendimento entre os sexos. O impacto da diferença entre as médias das variáveis consideradas para homens e mulheres é no sentido de diminuir o hiato de remuneração a favor dos trabalhadores masculinos, uma vez que o efeito característica contribuiu, respectivamente, em -117% e -103% para o diferencial total entre os sexos nos anos de 2014 e 2002.[7] Dito de outra forma, levando-se em conta apenas a diferença entre as características médias das trabalhadoras e dos trabalhadores, o rendimento/hora médio das primeiras seria, respectivamente, para os anos de 2014 e 2002, 13,55% e 13,44% superior ao verificado para os segundos.[8] Esse mesmo resultado foi encontrado para o mercado de trabalho brasileiro (Giuberti e Menezes-Filho, 2005, Matos e Machado, 2006), das RMs de Belo Horizonte e Salvador (Cirino e Lima, 2012) e do estado do Rio Grande do Sul (Pereira e Oliveira, 2016).

Em termos de grupo de variáveis, a contribuição mais importante para o efeito característica total,[9] respondendo, respectivamente, por 59% e 80% deste último para os anos de 2014 e 2002, foi a das *dummies* de educação, assim como encontrado por Scorzafave e Pazello (2007) e Cirino e Lima (2012). Isso pode ser explicado pela existência de relação positiva e significativa entre escolaridade e rendimento, conforme mostram as estimativas da tabela 3, e pelo fato de, em média,

7. Tais valores são obtidos dividindo-se o coeficiente total do efeito característica pela diferença entre homens e mulheres do valor esperado do logaritmo do rendimento/hora.

8. Como os valores dos rendimentos/hora estimados ($\hat{W}$) encontram-se em logaritmos naturais, para obter, na escala original dos dados, a diferença (d), em termos percentuais, entre os retornos do trabalho de homens e mulheres, é necessário realizar o procedimento proposto por Wooldridge (2011), conforme segue:

$\ln(\hat{W}_H) - \ln(\hat{W}_M) = d$.

$(\hat{W}_H - \hat{W}_M)/\hat{W}_M = \exp(d)-1$.

9. Tais valores são obtidos dividindo-se o coeficiente da escolaridade no efeito característica pelo coeficiente total desse último.

as mulheres apresentarem mais anos de estudo formal do que os homens, sendo maioria entre as *dummies* representativas dos grupos mais instruídos (tabela 1).

Passando para o efeito coeficiente, estatisticamente significativo a 1% para os dois anos em estudo, verificou-se que ele foi responsável pelos homens receberem, respectivamente, em 2014 e 2002, 27,56% e 33,75% a mais do que as mulheres no mercado de trabalho brasileiro. Analisando-se tal efeito por grupo de variáveis, verificou-se que a experiência no mercado de trabalho foi a mais relevante, representado 59% e 12% do efeito coeficiente total para os anos de 2014 e 2002, respectivamente. Entretanto, é importante ressaltar que o intercepto da equação de rendimento, o qual estaria medindo o impacto no rendimento das variáveis explicativas não consideradas explicitamente na equação minceriana, representou 40% e 91%, respectivamente, para 2014 e 2002, de todo o efeito coeficiente calculado.

Em relação à variável experiência, pôde-se verificar, a princípio, que um ponto importante para a discriminação contra as mulheres estaria se dando principalmente, pelo fato de os retornos à sua experiência serem inferiores aos percebidos pelos homens. Tal resultado também foi encontrado por Giuberti e Menezes-Filho (2005) e Cirino e Lima (2012), cujos estudos incluíram a idade como uma aproximação para a experiência do indivíduo.

Entretanto, a diferença dos coeficientes de experiência entre homens e mulheres não estaria captando somente uma medida de discriminação entre os grupos, mas também uma característica do ciclo de vida da mulher não verificada para os homens. Essa peculiaridade reside no fato de as trabalhadoras do sexo feminino geralmente se ausentarem e retornarem ao mercado de trabalho com mais frequência do que os homens, conforme hipótese sugerida por Mincer e Polachek (1974) e verificada empiricamente por O'Neill e O'Neill (2006). Essa descontinuidade da participação da mulher afeta o salário de reingresso ao mercado devido à desqualificação no período de ausência. Dito de outra forma, a cada reentrada, o rendimento da mulher sofre redução. A explicação para esse comportamento está associada à saída das mulheres das atividades economicamente ativas para se casarem e terem filhos, retornando posteriormente quando estes já estivessem criados. Nesse sentido, a variável de experiência do presente estudo (diferença entre a idade e a idade na qual o indivíduo começou a trabalhar) não estaria representando corretamente a experiência feminina no mercado de trabalho, pois superestimaria esta última. Portanto, uma mulher com a mesma idade que um homem apresentaria, na verdade, menor experiência e, dessa forma, receberia menos não só pela existência de uma possível discriminação contra o sexo feminino, mas também por possuir um atributo produtivo relativamente menor do que o verificado no sexo oposto.

Infelizmente, devido à inexistência de uma medida de experiência de trabalho nos dados da Pnad, não é possível separar consistentemente os dois efeitos. Apesar disso, Giuberti e Menezes-Filho (2005) utilizaram uma *proxy* fraca para a experiência,[10] a fim de tentar captar os dois efeitos, e, apesar da limitação de tal aproximação, apontada pelos próprios autores, foi observada uma pequena redução no efeito preço da variável idade, indicando que este último na verdade é uma combinação de discriminação e diferença no atributo produtivo experiência entre os sexos.

Procede-se agora à análise de estática comparativa entre os anos de 2014 e 2002 para os efeitos característica e coeficiente totais. Em relação ao primeiro efeito, verificou-se que ele se mostrou praticamente estável no período, indicando que, considerando apenas a dotação de atributos produtivos dos trabalhadores, as mulheres receberiam, em média, 13,5% a mais do que os homens. Isso ocorre devido ao fato de elas apresentarem, comparativamente a eles, melhores dotações de tais atributos, notadamente, no que tange à escolaridade.

Por outro lado, quando se analisa o comportamento do efeito coeficiente total entre os dois anos considerados, que indica uma medida para a discriminação de rendimento contra as mulheres no mercado de trabalho, percebe-se que tal efeito diminuiu de 0,2908, em 2002, para 0,2434, em 2014. Isso significa dizer que, se em 2002, em média, as mesmas características produtivas e de inserção no mercado de trabalho eram remuneradas 33,75% menores para as mulheres em comparação com os homens, tal valor reduziu-se para 27,55% em 2014. Esse resultado estaria indicando redução de 6,2 p.p. em uma possível discriminação das primeiras em relação aos segundos no mercado de trabalho brasileiro para o período em estudo.

Nesse sentido, parece que as melhorias no mercado de trabalho promovidas pelos três primeiros governos do PT contribuíram para que as mulheres melhorassem a sua situação no que tange a obterem menores retornos do trabalho em comparação aos homens sem nenhuma justificativa em termos de atributos produtivos. Destaca-se no, período estudado (2002-2014), políticas econômicas e sociais em consonância com algumas políticas que tiveram maior impacto junto às mulheres, como a PEC nº 72, a maior titularidade delas no Bolsa Família e a valorização do salário mínimo. Portanto, possível discriminação contra as mulheres no mercado de trabalho em termos de rendimento parece ter diminuído para o período em questão.

10. A variável utilizada pelos autores indicava há quantos meses o indivíduo estava no atual emprego. Contudo, a fragilidade de tal variável reside na não consideração da possível experiência do trabalhador nos empregos anteriores. Dessa forma, por exemplo, uma pessoa que está no mercado de trabalho há cinco anos, mas que se encontra há um mês no emprego atual, é considerada com apenas um mês de experiência, tornando o resultado pouco realista ao efetivamente observado no mercado.

Em termos da PEC nº 72 e da política de valorização do salário mínimo, é importante destacar que, como as mulheres encontram-se nas ocupações pior remuneradas, notadamente emprego doméstico (tabela 1), o reajuste de 68% em termos reais sobre o salário mínimo entre os anos 2004 e 2014 colaborou para a diminuição da amplitude salarial. Ademais, ao servir de referência para os salários em geral, o reajuste real sobre o salário mínimo influenciou positivamente a remuneração dos trabalhadores de empresas terceirizadas e assalariados sem carteira, posições ocupadas majoritariamente por mulheres (Oliveira e Colombi, 2015).

Quanto ao Bolsa Família, conforme já discutido na introdução, a predominância das mulheres na titularidade do benefício do programa permite que elas adquiram maior autonomia financeira, culminando no surgimento de novas oportunidade profissionais, sobretudo ligadas à possibilidade de tornarem-se microempreendedoras individuais.

A existência de indícios de queda na discriminação feminina em termos de rendimento no mercado de trabalho, ainda que de maneira lenta, parece ir ao encontro dos estudos de Abramo (2010) e Proni e Gomes (2015), os quais apontaram que, ao longo dos anos 2000, tiveram destaque as políticas públicas voltadas para a promoção dos direitos das mulheres. Os autores enfatizaram ainda a existência da sinergia de tais políticas com programas executados nas áreas de combate à pobreza, de promoção do emprego e da inclusão social. Dessa forma, tais políticas parecem ter tido impactos positivos quanto à ampliação dos direitos das mulheres no mercado de trabalho, refletindo, assim, em melhores rendimentos para elas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As mulheres têm obtido avanços importantes no sentido de obterem melhores condições de vida, trabalho e participação política e social, embora ainda persistam o preconceito e a desigualdade provocados pela diferenciação de gênero, com destaque para os menores rendimentos do trabalho percebidos por elas quando comparados aos verificados para os homens.

A fim de tentar melhorar esse quadro, os três primeiros governos federais do PT no Brasil (2003 a 2014) estabeleceram uma agenda de políticas voltadas para as mulheres, culminando em três PNPMs. Em termos de resultados no eixo de igualdade no mundo do trabalho e autonomia econômica, destacaram-se a PEC nº 72, o Programa Bolsa Família e a política de valorização do salário mínimo, que provocaram aumento no rendimento auferido pelas mulheres.

Nesse sentido, o presente estudo utilizou a decomposição de Oaxaca-Blinder, a partir dos dados da Pnad de 2002 e 2014, para verificar se tais políticas foram capazes de diminuir possível discriminação enfrentada pelas mulheres em termos

de menores rendimentos do que os homens sem nenhuma justificativa embasada em diferenças de atributos produtivos ou inserção no mercado de trabalho.

Um primeiro ponto a destacar é que o diferencial de rendimento médio a favor dos homens em relação às mulheres diminuiu cerca de 2 p.p. no período 2002-2014, indicando que, em termos médios, elas têm conseguido, ainda que de forma lenta, aproximar os seus rendimentos daqueles recebidos pelos homens. Outro ponto importante é que, analisando o efeito coeficiente, que mede, na decomposição de Oaxaca-Blinder, a discriminação entre os grupos, verificou-se que ele foi positivo e significativo para os dois anos em estudo. Isso significa que, mantidas constantes as características produtivas dos indivíduos, os retornos dessas últimas são menores para as mulheres quando comparados aos recebidos pelos homens. Portanto, parece haver tratamento desigual entre os gêneros no mercado de trabalho no que diz respeito aos rendimentos.

Entretanto, os resultados mostraram que houve redução de 6 p.p. na referida discriminação, indicando que as políticas adotadas pelos três primeiros governos federais do PT parecem ter tido algum efeito nesse sentido, embora ainda persista diferencial de cerca de 30% a mais de rendimento não explicado dos homens em relação às mulheres.

Dessa forma, há ainda um longo caminho a percorrer para alcançar a igualdade de gênero no mercado de trabalho, não apenas em termos de rendimento, como também em termos de taxa de participação, formalização do emprego e acesso a cargos de direção. Portanto, é necessário que as políticas públicas destinadas diretamente à questão de gênero sejam mais efetivas e passem a ter maior interface com as políticas adotadas em todos os segmentos.

Para trabalhos futuros, sugere-se, primeiramente, a adoção de métodos de avaliação de políticas públicas com o intuito de quantificar o impacto na redução da possível discriminação de rendimento contra as mulheres devido às políticas que, direta ou indiretamente, trataram da questão de gênero. Outra proposta seria a estimação das equações de rendimento excluindo-se os indivíduos localizados na área rural e nas RMs do Rio de Janeiro e de São Paulo, assim como os trabalhadores por conta própria e os empregadores, com o objetivo de tornar a amostra mais homogênea, obtendo-se, assim, estimadores com menores possibilidades de vieses.

REFERÊNCIAS

ABRAMO, L. Introdução. *In:* OIT – ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Igualdade de gênero e raça no trabalho**: avanços e desafios. Brasília: OIT, 2010. p 17-47.

AIGNER, D. J.; CAIN, G. C. Statistical theories of discrimination in labor market. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 30, n. 2, p. 175-187, 1977.

ALBANESI, S.; OLIVETTI, C. Home production, market production and gender wage gap: incentives and expectations. **Review of Economics Dynamics**, v. 12, n. 1, p. 80-107, 2009.

ARROW, K. The theory of discrimination. *In:* ASHENFELTER, O.; REES, A. (Eds.). **Discrimination in labor markets**. Princeton: Princeton University Press, 1973. p. 3-33.

BALTAR, P. E. A. *et al.* **Moving towards decent work**. Labour in the Lula government: reflections on recent Brazilian experience. Kassel: Global Labour University, 2010. (GLU Working Papers, n. 9).

BECKER, G. S. **The economics of discrimination**. Chicago: University of Chicago Press, 1957.

_____. Investment in human capital: a theorical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962. part 2.

BLAU, F. D.; FERBER, M. A.; WINKLER, A. E. **Economics of women, men, and work**. 5th ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2005.

BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.

BRASIL. Presidência da República. Medida Provisória nº 103, de 1º de janeiro de 2003. Dispõe sobre a organização da Presidência da República e dos Ministérios, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 2003.

_____. _____. Secretaria de Políticas para as Mulheres. **Plano Nacional de Políticas para as Mulheres**. Brasília: Secretaria de Políticas para as Mulheres, 2004.

_____. _____. _____. **II Plano Nacional de Políticas para as Mulheres**. Brasília: Secretaria de Políticas para as Mulheres, 2008.

_____. _____. Emenda Constitucional nº 72, de 2 de abril de 2013. Altera a redação do parágrafo único do Artigo 7º da Constituição Federal para estabelecer a igualdade de direitos trabalhistas entre os trabalhadores domésticos e os demais trabalhadores urbanos e rurais. **Diário Oficial da União**, Brasília, 2013a.

_____. _____. Secretaria de Políticas para as Mulheres. **III Plano Nacional de Políticas para as Mulheres**. Brasília: Secretaria de Políticas para as Mulheres, 2013b.

_____. _____. Lei Complementar nº 150, de 1º de junho de 2015. Regulamenta a PEC das domésticas. **Diário Oficial da União**, Brasília, 2015a.

_____. _____. Secretaria de Políticas para as Mulheres. **Relatório Anual Socioeconômico da Mulher**. Brasília: Secretaria de Políticas para as Mulheres, 2015b.

CHRISTOFIDES, L. N.; POLYCARPOU, A.; VRACHIMIS, K. Gender wage gaps, 'sticky floors' and 'glass ceilings' in Europe. **Labour Economics**, v. 21, p. 86-102, 2013.

CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Diferenças de rendimento entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 2, p. 371-389, 2012.

GARDEAZABAL, J.; UGIDOS, A. J. Gender wage discrimination at quantiles. **Journal of Population Economics**, v. 18, n. 1, p. 165-179, 2005.

GIUBERTI, A. C.; MENEZES-FILHO, N. Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. **Economia Aplicada**, v. 9, n. 3, p. 369-383, 2005.

GRUND, C. Gender pay gaps among highly educated professionals: compensation components do matter. **Labour Economics**, v. 34, p. 118-126, 2015.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HOFFMANN, R.; SIMÃO, R. C. S. Determinantes dos rendimentos das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000. **Nova Economia**, v. 15, n. 2, p. 35-62, 2005.

HORRACE, W. C.; OAXACA, R. L. Inter-industry wage differentials and the gender wage gap: an identification problem. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 54, n. 3, p. 611-618, 2001.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**: microdados Pnad 2002. Disponível em: <https://goo.gl/ZTZQEk>. Acesso em: 10 nov. 2016.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**: microdados Pnad 2014. Disponível em: <https://goo.gl/qmtvSm>. Acesso em: 10 nov. 2016.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata**. Rio de Janeiro: Ipea, 2016. Disponível em: <https://goo.gl/pTRu52>. Acesso em: 4 nov. 2016.

JANN, B. Standard errors for the Blinder-Oaxaca decomposition. *In:* GERMAN STATA USERS GROUP MEETING, 3., 2005, Berlin. **Annals...** Berlin: German Stata Users Group, 2005. Disponível em: <https://goo.gl/38Xvtp>. Acesso em: 16 set. 2016.

_____. **A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition**. Zurich: ETH Zurich Sociology, 2008. (Working Paper, n. 5).

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.

LOUREIRO, P. R. A. Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 1, p. 125-157, 2005.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; ANTIGO, M. Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 12, n. 2, p. 355-388, 2008.

MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001). **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 5-27, 2006.

MENEZES, W. F.; FERNANDEZ, J. C.; DEDECCA, C. Diferenciações regionais de rendimentos do trabalho: uma análise das regiões metropolitanas de São Paulo e Salvador. **Revista Estudos Econômicos**, v. 35, n. 2, p. 271-296, 2005.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York: NBER, 1974.

MINCER, J.; POLACHEK, S. Family investments in human capital: earnings of women. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 2, p. 76-108, 1974.

NIELSEN, H. S. Wage discrimination in Zambia: an extension of the Oaxaca-Blinder decomposition. **Applied Economics Letters**, v. 7, n. 6, p. 405-408, 2000.

O'NEILL, J. E.; O'NEILL, D. M. What do wage differentials tell us about labor market discrimination? **Research in Labor Economics**, v. 24, p. 293-357, 2006.

OAXACA, R. L. Male-female differentials in urban labor market. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.

OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. Identification in detailed wage decomposition. **The Review of Economics and Statistics**, v. 81, n. 1, p. 154-157, 1999.

OLIVEIRA, A. L. M.; COLOMBI, A. P. F. Avanços e contradições no mercado de trabalho brasileiro de 2003 a 2012: uma análise da desigualdade a partir da perspectiva de gênero. *In:* ENCONTRO NACIONAL DA ABET, 15., Campinas, 2015. **Anais...** São Paulo: Abet, 2015. Disponível em: <https://goo.gl/zsDnqB>. Acesso em: 7 nov. 2016.

OLIVEIRA, G. C. Avanços e recuos nas políticas de promoção da igualdade e direitos para as mulheres. *In:* PAULA, M. (Org.). **"Nunca antes na história desse país...?"**. Um balanço das políticas do governo Lula. Rio de Janeiro: Fundação Henrique Böll, 2011. p. 33-59.

ONU MULHERES – ENTIDADE DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A IGUALDADE DE GÊNERO E O EMPODERAMENTO DAS MULHERES. **Mais igualdade para as mulheres brasileiras**: caminhos de transformação econômica e social. Brasília: ONU Mulheres, 2016.

PEREIRA, R. M.; OLIVEIRA, C. A. Os diferenciais de salários por gênero no Rio Grande do Sul: uma aplicação do modelo de Heckman e da decomposição de Oaxaca-Blinder. **Revista do Desenvolvimento Regional (Redes)**, v. 21, n. 1, p. 148-173, 2016.

PHELPS, E. S. The statistical theory of racism and sexism. **The American Economic Review**, v. 62, n. 4, p. 659-661, 1972.

PRONI, M. W.; GOMES, D. C. Precariedade ocupacional: uma questão de gênero e raça. **Estudos Avançados**, v. 29, n. 85, p. 137-151, 2015.

REINDEL, C. C.; PEREIRA, M. W. G. Diferencial entre níveis de rendimento por gêneros na região Centro-Oeste brasileira. **Acta Scientiarum. Human and Social Sciences**, v. 36, n. 1, p. 27-34, 2014.

ROEMER, J. E. **Equality of opportunity**. Cambridge: Harvard University Press, 1998.

SANCHES, S.; GEBRIM, V. L. M. O trabalho da mulher e as negociações coletivas. **Estudos Avançados**, v. 17, n. 49, p. 99-116, 2003.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Impacto da participação das mulheres na evolução da distribuição de renda no trabalho no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n. 2, p. 245-266, 2005.

SCORZAFAVE, L. G.; PAZELLO, E. T. Using normalized equations to solve the indetermination problem in the Oaxaca-Blinder decomposition: an application to the gender wage gap in Brazil. **Revista Brasileira de Econometria**, v. 61, n. 4, p. 535-548, 2007.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da Pnad: incorporando a estrutura do plano amostral. **Cadernos de Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

SOARES, S. S. D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho**: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. (Texto para Discussão, n. 769).

UN WOMEN – THE UNITED NATIONS ENTITY FOR GENDER EQUALITY AND THE EMPOWERMENT OF WOMEN. **Progress of the world´s women 2015-2016**: transforming economies, realizing rights. New York: UN Women, 2016.

VAN ZAIST, J. K.; NAKABASHI, L.; SALVATO, M. A. Retornos privados de educação individual no Paraná. **Economia**, v. 11, n. 1, p. 175-198, 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2011.

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

Data de submissão: 22/02/2017
Primeira decisão editorial em: 17/03/2017
Última versão recebida em: 20/04/2017
Aprovação final em: 20/04/2017