

Discriminação salarial no mercado de trabalho dos engenheiros do Brasil

Resumo: Este trabalho tem por objetivo investigar a existência de discriminação salarial de gênero e raça entre os profissionais de engenharia no Brasil, utilizando os métodos de Oaxaca-Blinder (1973), de Oaxaca-Ransom (1994) e RIF-*Regression*, em conjunto com a metodologia de pseudo-painel (DEATON, 1997), com os dados da Pesquisa por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 2002 a 2015. Os resultados mostram que há discriminação tanto de gênero quanto de raça, persistente ao longo da distribuição salarial nas raças, porém, nos gêneros, a discriminação se mantém até o meio da distribuição. Esse resultado aliado ao fato de os salários dos engenheiros serem heterogêneos justifica o uso de regressões quantílicas.

Palavras-chave: Engenheiros; Discriminação; Raça; Gênero.

Abstract: *This work aims to investigate whether there is wage discrimination based on gender and race in the labor market for Brazilian engineers. We use the following methods: Oaxaca-Blinder (1973); Oaxaca-Ransom (1994) and RIF-Regression, together with the methodology of pseudo-panel (DEATON, 1997), for data from Pesquisa por Amostra de Domicílios (PNAD) for the years 2002-2015. Results show that gender and race discrimination exists and persists throughout wage distribution for races, but when it comes to gender it persists until the middle of the distribution. This result is due to the fact engineers' wages are heterogeneous, justifying the use of quantile regressions.*

Keywords: *Engineer; Discrimination; Race; Gender.*

Classificação JEL: J71; J31.

Gustavo Saraiva Frio¹

Luis Antonio Winck Cechin²

¹ Doutorando em Economia do Desenvolvimento pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). E-mail: gustavo.frio@gmail.com

² Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Pelotas/RS. E-mail: lwn_cechin@hotmail.com

1. Introdução

Nas últimas décadas tornaram-se constantes as discussões e pesquisas sobre discriminação, seja ela em relação à raça, religião ou gênero. A ciência econômica, de um modo geral, se preocupa com os fatores que levam à discriminação, sejam eles ligados a diferenças salariais ou à participação no mercado de trabalho, principalmente quando essa discriminação é percebida de forma sistêmica entre diferentes grupos.

O mercado de trabalho dos engenheiros brasileiros da iniciativa privada é composto majoritariamente por homens e brancos. Os microdados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD/IBGE) dos anos de 2002 a 2015 indicam que os engenheiros do gênero masculino, da iniciativa privada, ocupam mais de 80% dos postos de trabalho. Da mesma forma, os engenheiros autodenominados brancos possuem mais de 75% das vagas ocupadas. Nesse ambiente desfavorável às mulheres e aos não brancos, surge a necessidade de avaliar se nos rendimentos médios destes profissionais existe algum componente discriminatório.

A ciência econômica define como discriminação salarial o fato de dois indivíduos idênticos em fatores produtivos serem remunerados de maneiras diferentes por motivos alheios a atividade produtiva. Em outras palavras, diz-se que há discriminação salarial quando pessoas igualmente produtivas recebem salários diferentes devido à raça ou ao gênero (LOUREIRO, 2003).

Nesse sentido, modelos teóricos de discriminação foram desenvolvidos desde o modelo neoclássico de Becker (1957)³. E novos modelos aplicados de discriminação foram desenvolvidos a partir do modelo contrafactual conhecido por decomposição de Oaxaca-Blinder. Alguns trabalhos aplicados para o Brasil e o mundo possuem notoriedade, como os trabalhos de Ahmed, Andersson e Hammarstedt (2013), Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2004), Baumle (2009), Campante, Crespo e Leite (2004), Drydakis (2009), Giuberti e Menezes-Filho (2005) Grün (2004), Loureiro, Carneiro e Sachsida (2004) Sachsida, Mendonça e Loureiro (2008) e Vandenberghe (2011).

Especificamente no âmbito de profissões no Brasil, Frio e Uhr (2014) e Loureiro, Sachsida, e Moreira (2011) testaram a discriminação salarial no mercado de advogados. Souza e Câmara (2013) observaram a discriminação na indústria financeira (bancos, financeiras e cooperativas de crédito). No mercado de administradores, Uhr *et al.* (2014) estudaram a discriminação salarial de raça e de gênero.

De acordo com a Federação Nacional dos Engenheiros⁴, o Brasil possui menos engenheiros por 100.000 habitantes que outros países do mundo, como Japão, Estados Unidos (EUA) e China. Na contramão, Lins et al. (2014) mostram que apesar da escassez atual, a oferta de novos engenheiros tem sido maior do que a demanda, mesmo que a oferta de novos engenheiros possa ter formação profissional de qualidade inferior. Há, porém, segundo os autores, um hiato geracional nos engenheiros brasileiros, gerando um déficit de engenheiros com experiência e capacidade de liderança diante dos problemas para os novos profissionais.

Isso posto, este artigo pretende testar a hipótese de discriminação salarial no mercado de trabalho de engenheiros da iniciativa privada para a questão de discriminação contra mulheres e contra não brancos. Para tanto, utilizam-se os dados da PNAD para os anos de 2002 a 2015⁵ e os modelos de Oaxaca-Blinder, Oaxaca-Ransom e de RIF-*Regression*, em conjunto com a metodologia de pseudo-painel (DEATON, 1997). O método RIF-*Regression* é utilizado para que a avaliação de discriminação não seja estimada apenas na média, mas também nos diferentes quantis da distribuição salarial, justificado pelo fato dos engenheiros brasileiros possuírem uma distribuição salarial heterogênea, principalmente quando se dividem em tipos de engenharia e em grupos por gênero e raça.

³ Os trabalhos de Cain (1986) e Loureiro (2003) são resenhas sobre discriminação em economia.

⁴ <http://www.fne.org.br/index.php/comunicacao/noticias/12-comunicacao/noticias/2243-o-deficit-de-engenheiros-no-brasil-em-debate>.

⁵ O período compreendido corresponde ao primeiro ano da atual Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) e o último ano de PNAD disponível para consulta.

Este trabalho é relevante para a literatura econômica, pois é pioneiro no que se refere à discriminação salarial na profissão de engenheiros brasileiros, os quais estão diretamente ligados ao desenvolvimento tecnológico, que é um dos principais fatores de crescimento real dos países, segundo a teoria econômica. Além disso, o trabalho se justifica também pelo uso do RIF-*Regression*, que, por ser um modelo semi-paramétrico, ajuda a contornar o problema de distribuição de variáveis que ocorre quando utilizado modelo paramétrico.

Por fim, este trabalho está dividido em mais cinco seções, além desta introdução. Na seção seguinte, será apresentado o debate acadêmico sobre discriminação. Na terceira seção, serão apresentados os modelos teóricos e a metodologia. Em seguida, uma seção com os dados e as estatísticas descritivas. Na quinta seção, serão apresentados os resultados. Após, serão efetuadas as considerações finais.

2. Revisão da literatura

Os estudos sobre discriminação salarial na literatura econômica tiveram início na década de 1950, tendo como precursor o modelo teórico proposto por Becker (1957). Posteriormente, na década de 1970, surgiu o modelo de discriminação estatística, proposto por Phelps (1972) e Arrow (1973). Tanto o modelo teórico de Becker quanto o da discriminação estatística serão abordados da próxima seção.

Em relação à literatura empírica, diversos trabalhos investigam a existência de discriminação salarial de gênero, raça, local de nascimento, entre setor público e privado e, também, opção sexual (CAMPANTE *et al.*, 2004; FIGUEIREDO *et al.*, 2008; DRYDAKIS, 2009; CACCIAMALI *et al.*, 2010; VANDENBERGHE, 2011; e AHMED *et al.*, 2013).

Os trabalhos de Grün (2004) e Laurent e Mihoubi (2012) utilizam a mesma metodologia que será utilizada no presente estudo. Grün (2004), utilizando os dados da *October Household Survey* dos anos de 1995 a 1999 e a metodologia proposta por Blinder (1973) e Oaxaca (1973), investiga a discriminação salarial de gênero e raça na África do Sul. Os resultados indicaram que as diferenças não explicadas pela produtividade entre homens e mulheres são de 16,3%, 22,9% e 20,51% para os anos de 1995, 1997 e 1999, respectivamente. Já as diferenças não explicadas pela produtividade entre homens e mulheres de cor branca foram de 25,49%, 20,18% e 19,78%, para os anos de 1995, 1997 e 1999, respectivamente.

Laurent e Mihoubi (2012), utilizando os dados da *French Employment Survey* dos anos de 1996 a 2007 e a decomposição de Blinder (1973) e Oaxaca (1973), verificaram as diferenças salariais na França e testaram a hipótese de discriminação salarial entre heterossexuais e homossexuais do serviço público e do setor privado. Os resultados apontaram que as mulheres homossexuais têm, em média, o mesmo salário que as heterossexuais. No entanto, os homens homossexuais recebem menos que os heterossexuais. No setor privado a diferença a favor dos heterossexuais é de 6,5%, e no público, também em favor dos heterossexuais, é de 5,5%.

No âmbito do Brasil, Souza e Câmara (2005), com os microdados da PNAD de 1999, por meio dos modelos de Blinder (1973), Oaxaca (1973) e do procedimento de correção de viés de seleção amostral de Heckman (1979), investigaram a discriminação salarial de gênero e de raça entre pessoas do setor financeiro. Os resultados indicaram que a diferença salarial entre homens e mulheres foi de 35,4%, sendo 19,9% atribuídos à discriminação. A diferença entre raças foi de 30,6%, com a discriminação sendo responsável por 20,7%. Por fim, os autores concluem que a maior parte da diferença salarial de gênero e de raça é atribuída à discriminação.

Arbache e Loureiro (2012), utilizando os microdados da PNAD do período de 1981

a 1989, por meio do método de decomposição de Oaxaca e Ransom (1994), analisaram as diferenças salariais entre gêneros no funcionalismo público brasileiro. Os autores avaliaram o impacto da lei que estabelece o concurso público como forma de ingresso ao serviço público. A pesquisa apontou que houve redução nas diferenças salariais entre homens e mulheres após a implantação de concurso público como forma de investidura em cargos públicos.

Estudos de discriminação salarial em relação a uma classe específica do mercado de trabalho brasileiro foram propostas por Loureiro, Sachsida e Moreira (2011), Uhr *et al.* (2014), Loureiro, Moreira e Júnior (2016) e Bonini e Pozzobon (2016). Loureiro, Sachsida e Moreira (2011), utilizando os microdados das PNADs de 1992 a 1999 e as metodologias de pseudo-painel e decomposição de Oaxaca e Ransom (1994), avaliaram a discriminação por gênero entre os advogados brasileiros. A evidência econométrica apontou que as diferenças salariais atribuídas à discriminação salarial por gênero reduziu ao longo do tempo. No entanto, os resultados apontam que os advogados do gênero masculino recebem, em média, 20% a mais do que os advogados do gênero feminino, sendo que aproximadamente 60% desta diferença é atribuído à discriminação.

Uhr *et al.* (2014), por meio dos microdados das PNADs de 2002 a 2012 e das metodologias de Oaxaca-Blinder (1973), de Heckman (1979) e de Oaxaca-Ransom (1994), verificaram a hipótese da existência de discriminação salarial por gênero e raça no mercado de trabalho dos administradores brasileiros. Os resultados mostram que há discriminação tanto de gênero quanto de raça. As diferenças salariais médias entre homens e mulheres situaram-se entre 21% e 25%, sendo a discriminação responsável por cerca de 18,4 pontos percentuais da totalidade da diferença. Por fim, a diferença salarial entre as raças está próxima de 22%, em média.

Por fim, Loureiro, Moreira e Junior (2016), investigaram a existência de discriminação salarial por raça entre os profissionais de enfermagem no Brasil. Os autores utilizaram os microdados das PNADs de 1992 a 2011 e a metodologia de decomposição de Oaxaca-Ransom (1994, 1999), juntamente com a metodologia de dados em painel. Os resultados apontam que os brancos experimentaram aumentos salariais maiores no período 1992-2011. Já a decomposição mostrou que 33,78% da diferença salarial se devem às características entre os enfermeiros brancos e não brancos, enquanto 66,22% são atribuídos à discriminação.

Modelos teóricos e metodologia

Esta seção está dividida em duas subseções: i) Modelos Teóricos de Discriminação, que aborda os principais modelos teóricos da literatura econômica; e ii) Metodologia, que apresenta a estratégia empírica adotada neste trabalho.

Modelos teóricos de discriminação

Becker (1957) faz o artigo seminal sobre o tema de discriminação para a ciência econômica. O modelo proposto por ele é conhecido como o modelo neoclássico de discriminação. Os pressupostos por trás do modelo incluem a racionalidade total dos agentes, a perfeita informação para todos os agentes que maximizam suas utilidades, além de a remuneração ser igual a produtividade do trabalhador (caso onde a discriminação é inexistente).

Dentro do conjunto de preferências dos agentes pode estar a preferência por discriminar. Porém, ao escolher discriminar, o indivíduo deve abrir mão de parte da renda por esta discriminação, gerando uma ineficiência e essa preferência pode ser

expressa pelo coeficiente D, que será utilizado na determinação dos salários dos agentes. Segundo Becker (1957), três são os tipos de discriminação: discriminação do empregado, discriminação do empregador e discriminação do cliente.

Quando a discriminação é por parte do empregado, ele prefere trabalhar apenas com pessoas que ele não discrimina. Por exemplo, quando o trabalhador homem discrimina as mulheres, ele adiciona ao mínimo que precisa receber para trabalhar o coeficiente de discriminação, assim, ele só trabalha com mulheres se receber a sua produtividade mais o coeficiente D. Neste caso, mulheres serão contratadas até que seus salários se igualem ao salário dos homens adicionado da discriminação, onde o empregador será indiferente.

No caso de discriminação por parte dos empregadores, eles enxergam o salário (custo) acima do valor monetário a ser pago. Por exemplo, no caso de o empregador ser branco e discriminador, quando ele contrata não brancos ele vê o seu pagamento como a produtividade adicionada ao coeficiente de discriminação. Assim, ele contratará brancos até o ponto onde o salário dos brancos seja igual ao salário dos não brancos adicionado do coeficiente de discriminação.

Há, ainda, o caso da discriminação da clientela. Os clientes, ao enxergarem pessoas que eles discriminam, adicionam ao custo do produto o custo, virtual, da discriminação. Em um caso hipotético de a clientela ser formada por homens brancos discriminadores, o custo que eles percebem dos produtos é igual ao custo do produto mais o coeficiente de discriminação, caso a empresa tenha mulheres e/ou não brancos.

No caso hipotético de discriminação até o limite, haverá segmentação no mercado de trabalho. Isto é, brancos e não brancos trabalharão em funções diferentes ou empresas diferentes. Isto também seria válido para o caso de homens e mulheres.

Nos anos setenta, surgiu o modelo de discriminação estatística. Originalmente proposta pelos trabalhos de Arrow (1973) e Phelps (1972), essa não é uma discriminação direta, e é fruto do problema de assimetria informacional. Quando um empregador se depara com duas pleiteantes diferentes a uma vaga, ele observa suas características produtivas (experiência no ramo, anos de educação, entre outras). No entanto, quando as características produtivas dos indivíduos são muito parecidas, fica difícil para o empregador saber qual é o indivíduo mais produtivo. Nesse caso, o empregador vai procurar nas características médias de trabalhadores parecidos com ele saber se esse grupo que ele pertence tende a ser mais produtivo que os outros grupos.

Nesse contexto, Phelps (1972) e Aigner e Cain (1977) propõem testes de escores para ajudar na seleção de candidatos. Phelps diz que se candidatos possuírem médias parecidas no teste, o empregador avesso ao risco vai olhar a variância dos resultados do grupo étnico, do gênero ou da opção sexual dos candidatos e escolher o candidato que pertença ao grupo com menor desvio em torno da média. Já Aigner e Cain (1977) dizem que o teste de escore pode determinar não só a produtividade do trabalhador, mas também servem para determinar o salário dele através de um coeficiente de correlação entre produtividade do trabalhador e o resultado do teste. Como esse coeficiente varia de 0 até 1, se o coeficiente for igual a unidade, o salário do empregado deve ser totalmente baseado no teste de escore. Em caso de a correção ser 0, o salário deve ser com base na média do resultado das pessoas de seu grupo no teste de escore.

Posteriormente, diversos estudos sobre o modelo de discriminação estatística foram publicados (SPENCE, 1973; OATE; LOURY, 1993; ROSÉN, 1997; MAILATH et al., 2000; MORO; NORMAN, 2004; LANG; MANOVE; DICKENS, 2005; e GNEEZY et al., 2012).

3. Metodologia

A fim de avaliar e mensurar a discriminação salarial no mercado de trabalho dos

engenheiros brasileiros utiliza-se a metodologia de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), que juntas formam a decomposição factual conhecida na literatura de discriminação salarial como decomposição de Oaxaca-Blinder, em conjunto com a metodologia de pseudo-painel de Deaton (1997), conhecida por idade-período-coorte.

Partindo da equação de rendimentos, conforme Mincer (1974), que é escrita da seguinte forma:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \mu_i \quad (1)$$

Em que o salário (Y) é estimado pelo seu logaritmo, β_0 é o coeficiente constante, β_1 é um vetor de coeficientes associados às variáveis explicativas, X_i (dentre essas variáveis, as principais são: escolaridade, experiência, experiência específica). Por fim, μ_i é o termo de erro da função.

Uma limitação desse método é o fato de ele testar o diferencial salarial através de uma equação de rendimentos na média. Para contornar essa limitação, novos métodos incorporaram a decomposição através da distribuição salarial, como o método conhecido por RIF-*Regression (Recentered Influence Function)*. Assim, é possível fazer uma análise de diferencial salarial através de toda a distribuição salarial, não apenas na média de salários.

Idade-Período-Coorte

Há muito a literatura em economia aplicada tem discutido métodos de análise para pseudo-painéis, dada a dificuldade de obtenção de bases de dados completas e que acompanham indivíduos ao longo do tempo. Uma forma, bastante simples, porém não considerando o tempo é empilhar as bases de dados e rodar os modelos de regressão. Essa abordagem, além de não considerar o tempo como fator determinante também não tenta se aproximar de um acompanhamento de indivíduos semelhantes.

Outra abordagem bastante utilizada na literatura empírica consiste em definir coortes de pessoas de acordo com o ano de nascimento e fazer a média das características de pessoas com algumas características idênticas, como gênero, raça, etc. O problema dessa abordagem é que elimina as variáveis binárias, além de atenuar as características devido ao fato de utilizar apenas a média, não levando em conta a importância da variância da variável sobre o resultado.

Dados os problemas supracitados, este artigo segue o modelo de pseudo-painel conhecido por idade-período-coorte. Esse modelo não pode ser replicado apenas colocando dummies para idades, períodos e coortes porque resultaria em multicolinearidade perfeita, dado que a soma da idade com a coorte é igual ao período em que a análise foi feita. Para resolver o problema, seguimos Deaton (1997) em que o efeito período é inexistente quando considerado o período inteiro e ortogonal à tendência de tempo. Assim sendo, calcula-se o período através da seguinte equação:

$$A_t^* = A_t - (A_2(t-1) - A_1(t-2)) \quad (2)$$

Em que A é uma variável *dummy* que assume valor igual a 1 em caso de o ano ser t e 0, caso contrário.

Assim, as *dummies* de idade-período-coorte serão incorporadas nos modelos de Oaxaca-Blinder, Oaxaca-Ransom e RIF-*Regression*. Dessa forma, o empilhamento das PNADs de 2002 a 2015 forma um pseudo-painel.

⁶ A_t^* é igual a zero em caso de t ser igual a 1 ou 2.

Oaxaca-Blinder

A partir da equação [1] pode-se fazer essa regressão para dois grupos A e B, em que A e B podem ser homens e mulheres e brancos e não brancos. Assim, de maneira resumida, é possível decompor o diferencial salarial entre os grupos em duas partes: a parte explicada pelos atributos produtivos e a parte não explicada. As diferenças salariais totais podem ser expressas pela subtração da esperança salarial de cada grupo, que correspondem a diferença da esperança das variáveis multiplicadas por seus respectivos coeficientes, como segue:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B^7 \quad (3)$$

Considerando a matriz de coeficientes β^* , é possível reescrever a equação (3) subtraindo e adicionando os componentes $E(X_A)' \beta^*$ e $E(X_B)' \beta^*$ de forma que a decomposição se divida em duas partes:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta^* + [E(X_A)'(\beta_A - \beta^*) + E(X_B)'(\beta^* - \beta_B)] \quad (4)$$

Assim, é possível separar a equação [4] em duas partes e tornar o diferencial uma soma de dois componentes:

$$R = E + U \quad (5)$$

$$E = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta^* \quad (5.a)$$

$$U = [E(X_A)'(\beta_A - \beta^*) + E(X_B)'(\beta^* - \beta_B)] \quad (5.b)$$

Assim, o componente E é a parte explicada pelos diferenciais de atributos produtivos e a parte U é a parte não explicada, atribuída comumente na literatura à discriminação salarial.

Oaxaca-Ransom

Oaxaca e Ransom (1994) contribuem no modelo inicial de Oaxaca-Blinder ao alterarem a equação [4] da seguinte maneira:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]' [W \beta_A + (1 - W) \beta_B] + [(1 - W)' E(X_A) + W' E(X_B)] (\beta_A - \beta_B) \quad (6)$$

Em que o coeficiente de pesos relativos para o primeiro grupo (A) é representado por W e I é a matriz identidade.

Os autores mostram ainda que a matriz de pesos é igual a ômega, que é uma matriz de variáveis de ambos os grupos:

$$\hat{W} = \Omega = (X_A' X_A + X_B' X_B)^{-1} X_A' X_A \quad (7)$$

Em que X é a matriz de variáveis observáveis (tanto para o grupo A quanto para o grupo B), que é como utilizar os coeficientes de referência com os coeficientes do modelo empilhado.

RIF-Regression

Dado o problema de distribuição estatística, muito debatido na literatura, de que variáveis não necessariamente possuem distribuições normais, o método de Firpo, Fortin e Lemieux (2009) de regressão incondicional permite computar uma função de influência (*Influence Function* - IF) para qualquer distribuição estatística. Ao trocar a variável explicada por uma função de influência, o procedimento fica igual a uma regressão comum. O modelo pressupõe uma abordagem linear para a esperança condicional da RIF. Assim a função pode ser escrita como:

$$E[RIF(Y; v) | X] = X\gamma + \varepsilon \quad (8)$$

⁷ Por suposição, as igualdades a seguir são válidas para ambos os grupos testados:
 $E(Y_A) = E(X_A' \beta_A + \varepsilon_A) = E(X_A' \beta_A) + E(\varepsilon_A) = E(X_A)' \beta_A$,
 pois $E(\beta_A) = \beta_A$ e $E(\varepsilon_A) = 0$.

Em que o parâmetro γ pode ser estimado pelo modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Quando o caso é de regressões quantílicas não condicionais, existe uma igualdade entre $Q_\tau + IF(Y, Q_\tau)$ e $RIF(Y; Q_\tau)$. Desse modo, podemos reescrever $RIF(Y; Q_\tau)$ da seguinte maneira:

$$RIF(Y; Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau + 1 \{Y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)} \quad (9)$$

Em que $1\{\cdot\}$ é uma função indicadora, Q_τ é a amostra τ -quantílica da não condicional distribuição da variável dependente e a função de densidade da distribuição é $f_Y(\cdot)$.

Através dos métodos de *Kernel*, estima-se a densidade pontual computacionalmente. Com os coeficientes da regressão quantílica não condicional para cada grupo, temos:

$$\hat{\gamma}_{g,\tau} = (\sum_{i \in G} X_i X_i')^{-1} \sum_{i \in G} RIF(Y_{gi}; Q_{g,\tau}) X_i \quad (10)$$

Em que o subscrito g representa os grupos A e B.

A partir das equações supracitadas, é possível reescrever o modelo de Oaxaca-Blinder de maneira quantílica não condicional:

$$\hat{R}^\tau = E(X_A)(\hat{\gamma}_{A,\tau} - \hat{\gamma}_{B,\tau}) + (E(X_A) - E(X_B))\hat{\gamma}_{B,\tau} \quad (11)$$

R continua sendo a diferença total salarial, porém o sobrescrito τ representa o τ -quantílico diferencial salarial.

4. Dados

Neste estudo, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), dos anos de 2002 a 2015. Para os propósitos deste trabalho, foi necessário fazer alguns cortes na amostra total. Inicialmente, foram selecionadas somente pessoas identificadas como engenheiros, de qualquer área.

Após os cortes, a amostra final é composta por indivíduos identificados como engenheiros de qualquer área, com idade entre 18 e 65 anos, que trabalhavam na iniciativa privada⁸, ou seja, foram excluídos os funcionários públicos e/ou militares.

Essa exclusão se torna relevante uma vez que o ingresso ao serviço público se dá por meio de concurso público, via pela qual está descartada a hipótese de discriminação por gênero ou raça, que é o objeto deste estudo. Mesmo não havendo discriminação, conforme Campante *et al.* (2004) os não brancos estão em menor número no setor público brasileiro.

Além disso, o salário dos funcionários públicos é estabelecido por lei, de modo que a hipótese de discriminação salarial por gênero ou raça no serviço público somente seria possível em casos onde a chefia imediata tem sob seu poder a gerência de Funções Comissionadas/Gratificadas. Por fim, como não é possível identificar na PNAD se o entrevistado exerce Função Comissionada ou Função Gratificada no serviço público, optou-se por excluí-los da amostra, para evitar ruídos nas estimativas.

Realizados os cortes suprarreferidos, restaram no banco 6.795 engenheiros, sendo 5.881 homens (79,92% brancos e 20,08% não brancos) e 914 mulheres (80,53% brancas e 19,47% não brancas). Do total da amostra, 87,64% são bacharéis em engenharia, 4,12% estão cursando pós-graduação (mestrado ou doutorado) e 8,24% possuem mestrado ou doutorado.

A distribuição geográfica dos engenheiros brasileiros da amostra final ocorre da seguinte forma: i) 63,09% estão na Região Sudeste (87,99% homens e 12,01% mulheres; 87,21% brancos e 12,79% não brancos); ii) 16,66% estão na Região Sul (87,11% homens e 12,89% mulheres; 95,74% brancos e 4,26% não brancos); iii) 10,35% estão na Região Nordeste (83,35% homens e 16,65% mulheres; 59,85% brancos e 40,15% não brancos);

⁸ Os engenheiros do serviço público e/ou militares representavam 17,18% da amostra total.

iv) 6,55% estão na Região Centro-Oeste (85,19% homens e 14,81% mulheres; 74,42% brancos e 25,58% não brancos); e v) 3,33% estão na Região Norte (87,59% homens e 12,41% mulheres; 50,07% brancos e 49,93% não brancos).

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) cataloga o mercado de trabalho dos engenheiros em 13 famílias (setores) distintas. Para os anos de 2002 a 2015, a tabela 1 apresenta a participação de cada família no mercado de trabalho, bem como o rendimento médio por hora dos engenheiros em cada setor. A tabela 1 apresenta, ainda, dentro de cada setor, a participação dos engenheiros por gênero e raça.

As três famílias com maior participação dos engenheiros brasileiros, para o período de 2002 a 2015, são: i) Engenheiros civis e afins, com 41,93%; ii) Engenheiros eletricitistas, eletrônicos e afins, com 17,42%; e iii) Engenheiros mecânicos e afins, com 16,53%. Somente essas três famílias somam 75,88% da participação total no período analisado. Em todos os setores se observa a dominância da participação dos homens e dos brancos, sendo que a maior desigualdade em favor da participação dos homens foi observada na família dos engenheiros mecânicos (95,10%). Já em relação à raça, as maiores disparidades em favor dos brancos foram observadas entre os engenheiros ambientais (94,74%) e os engenheiros em computação (85,85%).

Tabela 1. Características de gênero e raça do mercado de trabalho dos engenheiros

Setor	Frequência percentual Por setor	Rendimento médio (hora) por setor	Participação %			
			Homens	Mulheres	Brancos	Não brancos
Engenheiros agrimensores e engenheiros cartógrafos	0,81%	R\$ 24,94	90,91%	9,09%	72,73%	27,27%
Engenheiros agrossilvipecuários	9,68%	R\$ 39,17	84,65%	15,35%	78,27%	21,73%
Engenheiros ambientais e afins	0,28%	R\$ 30,35	73,68%	26,32%	94,74%	5,26%
Engenheiros civis e afins	41,93%	R\$ 58,50	84,59%	15,41%	79,12%	20,88%
Engenheiros de alimentos e afins	0,00%	R\$ 0,00	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Engenheiros de controle e automação, engenheiros mecatrônicos e afins	0,52%	R\$ 30,98	91,43%	8,57%	85,71%	14,29%
Engenheiros de minas e afins	0,99%	R\$ 126,79	89,55%	10,45%	68,66%	31,34%
Engenheiros de produção, qualidade, segurança e afins	4,14%	R\$ 38,42	75,80%	24,20%	80,43%	19,57%
Engenheiros eletricitistas, eletrônicos e afins	17,42%	R\$ 51,56	91,47%	8,53%	79,31%	20,69%
Engenheiros em computação	1,56%	R\$ 40,02	85,85%	14,15%	85,85%	14,15%
Engenheiros mecânicos e afins	16,53%	R\$ 42,75	95,10%	4,90%	82,46%	17,54%
Engenheiros metalurgistas, de materiais e afins	0,82%	R\$ 61,19	91,07%	8,93%	80,36%	19,64%
Engenheiros químicos e afins	5,33%	R\$ 41,89	69,61%	30,39%	84,53%	15,47%

Fonte: PNADs de 2002 a 2015. Os salários foram deflacionados para o ano de 2015.

Os setores com menor desigualdade de gênero são engenharia ambiental e engenharia química, únicas famílias em que as mulheres têm mais de 25% das vagas ocupadas. Entretanto, esses dois setores representam praticamente 6% do total dos engenheiros brasileiros. No que tange à desigualdade de raça, os engenheiros de minas e os agrimensores e cartógrafos apresentam as maiores taxas de ocupação dos não brancos. Porém, esses dois setores representam menos de 2% da população total de engenheiros.

A terceira coluna da tabela 1 apresenta o rendimento médio, em reais, por hora de trabalho, para cada setor. Para fins de comparação dos rendimentos, os salários foram deflacionados para o ano de 2015, através do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA). Percebe-se grande variação da remuneração entre os diversos setores, com destaque para os engenheiros de minas, que percebem o maior rendimento médio por hora de trabalho (R\$ 126,79). Por outro lado, os engenheiros agrimensores e cartográficos possuem a menor remuneração média por hora, R\$ 24,94. A avaliação da família dos

engenheiros de alimentos e afins fica prejudicada neste estudo, pois não há nenhuma observação na amostra que pertença à referida família, razão pela qual todos os campos apresentam valor zero.

Tabela 2. Estatísticas descritivas por gênero e raça

Variável	Homens		Mulheres		Branços		Não brancos	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Wage (salário/hora)	52,36	161,73	38,97	127,28	51,69	164,35	45,23	118,31
Graduado	0,89	0,32	0,84	0,36	0,87	0,33	0,90	0,29
Pós-graduando	0,03	0,18	0,06	0,23	0,04	0,19	0,04	0,19
Pós-graduado	0,08	0,27	0,10	0,3	0,09	0,28	0,06	0,23
Exp (experiência)	22,74	12,11	15,84	9,85	21,99	12,11	21,16	11,79
Exp2 (experiência ao quadrado)	663,63	599,82	347,73	397,17	630,08	590,9	587,1	567,69
Expersp (experiência específica)	108,65	106,71	76,52	83,23	106,59	104,99	93,94	101,61
Sind (sindicalizado)	0,38	0,48	0,33	0,47	0,37	0,49	0,35	0,49
Urbano (zona urbana)	0,99	0,09	0,99	0,08	0,99	0,08	0,98	0,13
Metrop (região metropolitana)	0,53	0,5	0,55	0,5	0,53	0,5	0,51	0,5
Chefe	0,23	0,42	0,20	0,4	0,23	0,42	0,19	0,39
SUL	0,17	0,37	0,17	0,37	0,19	0,39	0,04	0,2
SUDESTE	0,64	0,48	0,59	0,49	0,66	0,47	0,50	0,5
NORTE	0,03	0,18	0,03	0,18	0,02	0,14	0,10	0,3
NORDESTE	0,10	0,3	0,13	0,34	0,07	0,26	0,26	0,43
CENTRO-OESTE	0,06	0,24	0,08	0,26	0,06	0,23	0,10	0,3

Fonte: PNADs de 2002 a 2015. As estatísticas descritivas possuem peso amostral.

De acordo com a tabela 2, os engenheiros brasileiros estão concentrados na zona urbana (total de 99%, sendo 86,49% homens e 13,51% mulheres) e nas regiões Sudeste (aproximadamente 63%) e Sul (17%). A região que menos abriga os engenheiros brasileiros é a Norte, com apenas 3%. Em relação à experiência⁹, medida em anos de trabalho, observa-se que os homens apresentam uma média de 22,74 anos de trabalho e as mulheres 15,84 anos, em média. Essa diferença, em parte, pode ser explicada pelo fato de os homens entrarem mais cedo no mercado de trabalho¹⁰. A experiência específica, medida em meses, é o tempo que a pessoa se encontra na mesma empresa. Os homens possuem média muito acima das mulheres. Tal diferença não é tão grande quando comparados os brancos aos não brancos.

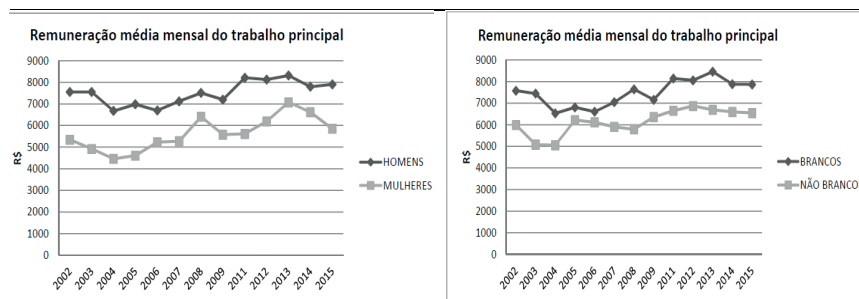
A tabela 2 informa que os salários de homens são, na média, mais de R\$ 13,00 maiores que os das mulheres, por hora de trabalho, enquanto o diferencial de salário nas raças é superior aos R\$ 16,00. Homens e brancos são mais sindicalizados que mulheres e não brancos, respectivamente. O mesmo acontece para o caso da variável chefe (pessoas que são donas de empresa ou autônomas).

Diante desses dados, torna-se necessário, inicialmente, avaliar a evolução do rendimento médio por gênero e raça, para o período dos dados, ou seja, de 2002 a 2015. De acordo com a figura 1, a remuneração média mensal do trabalho principal dos engenheiros homens é superior a das mulheres ao longo de todo o período analisado. Nesse período, a diferença da remuneração mensal entre os gêneros variou de R\$ 1.099,53 (em 2008) a R\$ 2.633,78 (em 2003). Na média, as mulheres receberam aproximadamente 25% a menos do que os homens.

⁹ A experiência aqui é definida da seguinte forma: idade da pessoa diminuída da idade que a mesma começou a trabalhar.

¹⁰ Vide Alves e Cavenaghi (2013).

Figura 1. Remuneração média mensal do trabalho principal por gênero e raça



Fonte: PNADs de 2002 a 2015. Os salários foram deflacionados para o ano de 2015.

Por fim, de acordo com a figura 1, a remuneração média mensal entre as raças também apresenta diferenças, pois a trajetória salarial dos engenheiros brancos é superior à dos não brancos ao longo de todo o período analisado. A diferença da remuneração mensal entre brancos e não brancos variou de R\$ 494,93 (em 2006) a R\$ 2.365,33 (em 2003). Na média, os engenheiros não brancos receberam aproximadamente 18% a menos do que os brancos.

5. Resultados

A tabela 3 apresenta os resultados para as equações de rendimentos tanto para gênero quanto para raças. Dessa forma, os coeficientes apresentados para feminino e branco são, respectivamente, o coeficiente de discriminação que serão apresentados quando das decomposições.

Tabela 3. Equação de rendimentos

	Raça	Gênero
Pós-graduando	0,096* (0,05)	0,102** (0,05)
Pós-graduado	0,337*** (0,03)	0,346*** (0,03)
Experiência	0,006 (0,00)	0,004 (0,00)
Experiência^2	-0,000*** (0,00)	-0,000*** (0,00)
Experiência Específica	0,001*** (0,00)	0,001*** (0,00)
Sindicalizado	0,093*** (0,02)	0,093*** (0,02)
Urbano	0,168* (0,09)	0,181** (0,09)
Metropolitano	0,165*** (0,02)	0,167*** (0,02)
Chefe	-0,102*** (0,02)	-0,099*** (0,02)
Sul	-0,205*** (0,03)	-0,186*** (0,03)
Sudeste	-0,047 (0,03)	-0,037 (0,03)
Norte	-0,131*** (0,04)	-0,158*** (0,04)
Nordeste	-0,160*** (0,03)	-0,174*** (0,03)
Branco	0,103*** (0,03)	
Feminino		-0,122*** (0,02)
Constante	2,624*** (0,10)	2,720*** (0,10)
D_Idade-período-coorte	SIM	SIM
R2 Ajustado	0,1754	0,1759
F	39,48	40,04
Prob>F	0,00	0,00

Fonte: Elaboração própria. Nota: p-valor: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; robusto à heterocedasticidade. Resultados ponderados pelo peso amostral. D_Idade-período-coorte refere-se às dummies para pseudo-painel.

Primeiramente, o R^2 ajustado é bem próximo em ambos os casos (17,54% e 17,59%). A regressão, de acordo com a estatística F, é robusta. Grande parte das variáveis é significativa a 1% ou 5%. A variável de experiência não é significativa na média, em ambos os casos, porém a experiência ao quadrado mostra que os retornos são decrescentes.

Em relação à base, que é o Centro-Oeste, em todas as outras regiões, os engenheiros da iniciativa privada recebem menos, exclusive no Sudeste, onde não há diferença estatisticamente significativa. Conforme esperado, os que estão cursando pós-graduação (mestrado ou doutorado) e os que já possuem pós-graduação (mestrado ou doutorado) recebem maiores salários que graduados.

Duas variáveis binárias quanto à localização dos engenheiros apresentam

sinal positivo: morar na região metropolitana e morar na zona urbana. Esse resultado possivelmente é explicado pelo fato de a ampla maioria dos engenheiros estarem em zona urbana.

Os indivíduos autodeclarados brancos ou amarelos recebem maiores rendimentos, em média, do que os autodeclarados negros, pardos ou índios. No caso das mulheres, elas recebem menos do que os homens na média salarial por hora. A diferença que aparece na equação salarial é o componente não explicado (discriminação) do modelo de Oaxaca-Blinder.

Raça

A tabela 4 apresenta os resultados de diferencial em média horária do logaritmo natural e dos valores monetários reais para os engenheiros que se autodeclararam brancos e para os autodeclarados não brancos.

Os resultados abaixo dispostos correspondem aos engenheiros que foram entrevistados pelas PNADs dos anos de 2002 a 2015, com 6.795 observações, representativa de mais de 3,7 milhões de engenheiros. Os resultados tanto para a estimação salarial horária quanto para as diferenças são significativos a 1%. Em logaritmo natural, os salários dos brancos são 3,55 e dos não brancos 3,40, apresentando uma diferença total de 0,149 distribuída diferentemente entre os modelos. Enquanto em Oaxaca-Ransom a diferença é dividida em 0,057 em atributos e 0,92 em diferença não explicada, em Oaxaca-Blinder as diferenças explicada e não explicada são de 0,045 e de 0,103, respectivamente. Quando colocados em diferença total pelos valores monetários pagos aos trabalhadores por hora de serviço, a diferença é de 16%. Os autodeclarados brancos recebem R\$ 34,70 e os não brancos R\$ 29,90, em média, para valores de 2015.

Tabela 4. Diferenças de raça

Modelo	Oaxaca-Blinder		Oaxaca-Ransom	
	Coef(b)	Exp(b)	Coef(b)	Exp(b)
Branco	3,55 (0,01)	34,70 (0,38)	3,55 (0,01)	34,70 (0,38)
Não Branco	3,40 (0,02)	29,90 (0,70)	3,40 (0,02)	29,90 (0,70)
Diferença	0,149 (0,03)	1,160 (0,03)	0,149 (0,03)	1,160 (0,03)
Explicada	0,045 (0,01)	1,046 (0,01)	0,057 (0,01)	1,058 (0,01)
Não explicada	0,103 (0,03)	1,109 (0,03)	0,092 (0,02)	1,097 (0,03)
Observações	6.795		6.795	
População	3.721.986		3.721.986	

Fonte: Elaboração própria. Nota: p-valor: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. Coef(b) refere-se ao resultado em logaritmo, Exp(b) refere-se aos valores em nível.

No que tange à diferença atribuída aos fatores produtivos, os brancos recebem, em média, 4,6% a mais do que os não brancos, segundo o modelo de Oaxaca-Blinder. Através do modelo de Oaxaca-Ransom essa diferença se acentua em 1,2 pontos percentuais (p.p.), chegando a 5,7%.

Na outra parte do diferencial, àquele atribuído a discriminação, o modelo de Oaxaca-Ransom encontra uma diferença de 9,7% pró-brancos. Ainda a favor dos brancos, essa diferença aumenta para 10,9% quando observado o modelo de Oaxaca-Blinder. Nesse contexto, a diferença considerada “discriminação” representa 69% do diferencial total. Esse percentual, em comparação com os trabalhos presentes na literatura empírica nacional, ficou próximo somente do percentual para o mercado de enfermeiros, que

atribuiu dois terços do diferencial total à discriminação de raça (LOUREIRO *et al.*, 2016).

A comparação dos resultados aqui obtidos com outros trabalhos para o mercado de trabalho de engenheiros fica prejudicada, pois não foi localizado na literatura nacional outro trabalho empírico sobre discriminação salarial exclusivamente no mercado de engenheiros. Por outro lado, é interessante compará-lo com estudos que abordam esse mesmo tema em outras profissões brasileiras (profissionais do mercado financeiro, enfermagem e advogados). Porém, evidentemente, são mercados de trabalho diferentes, com características discriminatórias distintas.

O mercado de engenheiros brasileiros da iniciativa privada, conforme tabela 4, apresenta uma diferença salarial entre brancos e não brancos de 16%. Para o setor financeiro, Souza e Câmara (2005) encontraram discriminação de raça de 6%. No que tange aos advogados, a diferença total entre raças foi de 10%, em Frio e Uhr (2014). No mercado de enfermagem, a diferença foi de 14% em Loureiro *et al.* (2016), um pouco abaixo dos 16% aqui encontrados.

A tabela 5 mostra os ganhos salariais de engenheiros ao longo da distribuição, distinguindo-os por raça. Também apresenta as diferenças salariais entre os grupos, separando-as por diferenças de atributos produtivos e diferença não explicada.

Tabela 5. Diferenças salariais nos quantis de renda para as raças

	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Branco	14,73	22,87	34,67	52,98	78,26
Não Branco	12,30	19,49	29,96	44,26	70,10
Diferença	1,20*** (0,05)	1,165*** (0,03)	1,151*** (0,03)	1,195*** (0,03)	1,109*** (0,04)
Explicada	1,067*** (0,02)	1,052*** (0,01)	1,047*** (0,01)	1,053*** (0,01)	1,046*** (0,01)
Não Explicada	1,125*** (0,04)	1,108*** (0,03)	1,099*** (0,03)	1,135*** (0,03)	1,061* (0,04)

Fonte: Elaboração própria. Nota: p-valor: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

No que tange a valores monetários, deflacionados para 2015, as pessoas autodeclaradas brancas ganham entre R\$ 14,73 e R\$ 78,26 por hora trabalhada. A diferença é acentuada, o que colabora na justificativa de olhar os salários pela distribuição. Essa acentuada diferença também se mantém quando se olha para os salários dos não brancos (estes recebem entre R\$ 12,30 e R\$ 70,10). Interessante observar que as diferenças são todas significativas, sendo a maioria a 1%.

A diferença salarial total é consideravelmente elevada nos quatro primeiros quintis e se reduz acentuadamente após, pouco acima da metade da diferença na cauda superior em relação à cauda inferior. Em números, 20% é a diferença salarial entre brancos e não brancos no menor quintil de renda. Ao olharmos o outro lado da distribuição, essa diferença é de 10,9%. Nota-se um processo de redução do diferencial total ao longo da distribuição de renda, porém no quarto quintil há um aumento no valor da discriminação.

Quanto à diferença explicada por atributos produtivos, como experiência específica e educação, se observa o mesmo movimento da diferença total, reduzindo até o quarto quintil, em que há uma suba, e reduzindo-se novamente. A diferença de atributos produtivos de brancos em relação a não brancos na cauda inferior é de 6,7%. Essa diferença, conforme aumentam os quintis, vai reduzindo-se para 5,2% e 4,7% até que acelera no quarto quintil (5,3%). Dessa forma, mesmo que haja uma persistência de diferenças explicadas, a redução ajuda a entender porque o diferencial total se reduz ao longo da distribuição.

Por fim, também as diferenças não explicadas, comumente atribuídas à discriminação,

possuem uma forma de comportamento, reduzindo-se até o quarto quintil, em que sobe e volta a descer na cauda inferior. A diferença atribuída a discriminação é da ordem de 12,5% na cauda inferior, reduzindo para 10,8% e 9,9% no segundo e terceiro quartis, respectivamente. O ponto onde tem maior diferença não explicada é no quarto quartil, 13,5% e a menor, no último (6,1%).

Gênero

As diferenças salariais médias entre homens e mulheres estão expostas na tabela 6. Os resultados estão dispostos em coeficiente da diferença do logaritmo natural e diferença nos valores reais (Exp(b)), para os modelos de Oaxaca-Blinder e Oaxaca-Ransom.

Tabela 6. Diferenças entre gêneros

Modelo	Oaxaca-Blinder		Oaxaca-Ransom	
	Coef(b)	Exp(b)	Coef(b)	Exp(b)
Homens	3,550*** (0,01)	34,81*** (0,37)	3,550*** (0,01)	34,81*** (0,37)
Mulheres	3,338*** (0,02)	28,16*** (0,70)	3,338*** (0,02)	28,16*** (0,70)
Diferença	0,212*** (0,03)	1,236*** (0,03)	0,212*** (0,03)	1,236*** (0,03)
Explicada	0,090*** (0,01)	1,095*** (0,01)	0,096*** (0,01)	1,101*** (0,01)
Não Explicada	0,122*** (0,02)	1,129*** (0,03)	0,116*** (0,02)	1,123*** (0,03)
<i>Observações</i>	6.795		6.795	
<i>População</i>	3.721.986		3.721.986	

Fonte: Elaboração própria. Nota: p-valor: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Os modelos acima dispostos foram estimados com uma amostra de 6.795 engenheiros dispostos entre 2002 e 2015. Todas as diferenças apresentam 1% de significância. O salário real médio de um engenheiro é de R\$ 34,81, enquanto uma engenheira recebe, em média, R\$ 28,16, ambos por hora de trabalho. Em log natural, o coeficiente dos homens é de 3,55 e das mulheres 3,338. Por meio do modelo de Oaxaca-Blinder, obtém-se uma diferença total de 0,212, sendo 0,09 explicada por fatores produtivos e 0,122 não explicado. O modelo de Oaxaca-Ransom suaviza a diferença não explicada para 0,116, porém a diferença de produtividade sobe para 0,096.

Quanto à diferença explicada por atributos produtivos, ao olharmos os valores depois do exponencial, segundo o modelo de Oaxaca-Blinder, os homens possuem fatores produtivos que fazem seus salários ser 9,5% superiores aos das mulheres. O modelo de Oaxaca-Ransom aumenta essa diferença em 0,6 pontos percentuais (para 10,1%). Esses resultados mostram que a diferença de atributos produtivos é bastante relevante em favor dos engenheiros.

Na parte não explicada, atribuída à discriminação salarial, o modelo de Oaxaca-Ransom mostra uma discriminação na ordem de 11,6% em favor dos homens. O modelo de Oaxaca-Blinder constata uma diferença de 12,2% atribuída à discriminação, aumentando em 0,6 pontos percentuais o resultado do outro modelo. Essa diferença é maior que a encontrada no setor financeiro por Camara e Souza (2005), de 4%. No que mercado de trabalho de advogados, a diferença total entre gêneros foi de 20% em Loureiro et al. (2011) e de 22,8% em Frio e Uhr (2014), um pouco abaixo dos 23,6% aqui encontrados.

A tabela 7 mostra como se comporta a distribuição salarial de engenheiros no Brasil,

sendo separados em dois grupos: homens e mulheres. Além da distribuição salarial, mostra também a diferença salarial total, diferindo-a em diferença explicada e diferença não explicada.

Tabela 7. Diferenças salariais nos quantis de renda para os gêneros

	Q.10	Q.25	Q.50	Q.75	Q.90
Homens	14,73	22,87	34,47	52,98	78,25
Mulheres	11,36	18,73	28,50	42,95	65,36
Diferença	1,305*** (0,07)	1,215*** (0,04)	1,209*** (0,04)	1,225*** (0,04)	1,193*** (0,05)
Explicada	1,083*** (0,02)	1,094*** (0,01)	1,097*** (0,01)	1,118*** (0,02)	1,105*** (0,02)
Não Explicada	1,205*** (0,06)	1,110*** (0,04)	1,103*** (0,03)	1,095*** (0,03)	1,080* (0,05)

Fonte: Elaboração própria. Nota: p-valor: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Os salários de homens e mulheres se diferenciam bastante ao longo da distribuição de ganhos da amostra. As mulheres que menos recebem por hora de trabalho, percebem R\$ 11,36. Já os homens, R\$ 14,73. A diferença monetária se expande até chegar em R\$ 12,89, no último quintil de renda. A diferença percentual é bastante elevada no primeiro quintil de renda, 30%, se reduzindo a 19,3% no último quintil da distribuição. Nos três quintis médios, a diferença total ainda se mantém elevada (acima dos 20 por cento), porém menor do que as diferenças apresentadas na parte inferior da distribuição. As diferenças totais são significativas a 1%.

A diferença explicada por atributos produtivos aumenta de acordo com o aumento dos níveis de renda, reduzindo-se um pouco do quarto para o quinto quintil (11,8% para 10,5%). Em números, a diferença explicada pelos atributos produtivos pró-homens é de 8,3% no primeiro quintil e passa a ser 10,5% no último, aumento de 2,2 pontos percentuais. Por fim, destaca-se que quanto mais o salário aumenta, mais os atributos produtivos ficam diferentes entre os engenheiros homens e mulheres.

Na questão da análise de diferenças não explicadas (comumente atribuída a discriminação), há uma diminuição ao longo da distribuição salarial no total de 12,5 pontos percentuais (de 20,5% no primeiro quintil para 8% no último). A diferença média na média da distribuição é de 10,3%.

6. Considerações finais

Este trabalho teve por objetivo entender melhor a dinâmica de salários no mercado de trabalho de engenheiros no Brasil. Por ser uma profissão diretamente ligada à tecnologia, tratada pela ciência econômica como fator principal da dinâmica de crescimento real, é interessante saber como se comporta a questão de discriminação salarial, pois este fator pode ser inibitivo para não brancos e mulheres na hora da escolha da profissão.

Utilizam-se os dados das PNADs de 2002 a 2015 e a metodologia de pseudo-painel (DEATON, 1997) associada aos modelos de Oaxaca-Blinder, Oaxaca-Ransom e o modelo de regressões quantílicas, proposto por Firpo et al. (2009), que é um modelo semi-paramétrico. Essa metodologia se justifica porque ajuda a contornar o problema de distribuição de variáveis e analisa a distribuição salarial como um todo, não apenas a média de salários.

Em linhas gerais, os resultados apontaram 16% de diferencial total de salários entre raças, na média. Desse total, aproximadamente de 9,7% a 10,9% são atribuídos

à discriminação. Em geral, ao longo da distribuição vai reduzindo o componente não explicado do diferencial, no último quintil tal componente é de 6,1%.

No diferencial salarial de gêneros, a diferença média é ainda mais profunda: 23,6%. O componente atribuído à discriminação varia entre 12,3 e 12,9 por cento, e a diferença vinculada aos atributos produtivos varia entre 9,5% e 10,1%. Ao longo da distribuição salarial, há reduções, partindo de 20,5% no primeiro quintil até 8% no último – significativo a 10%, apenas. Cabe destaque que o diferencial salarial entre homens e mulheres no quarto e quinto quintis são explicados mais por diferenças de atributos produtivos do que diferenças não explicadas. Apesar de tais diferenças, é impossível inferir se essas diferenças são fruto de discriminação por parte do cliente, do trabalhador ou chefe.

Por fim, fica como sugestão para futuros trabalhos o acompanhamento de engenheiros e a utilização de modelos de dados em painel para avaliar a discriminação, bem como fazer estudos sobre a profissão de engenheiros em países latino-americanos ou em desenvolvimento, que sejam semelhantes ao Brasil, para que possam ser comparados aos resultados aqui encontrados.

Referências

- AHMED, A.; ANDERSSON, L.; HAMMARSTEDT, M. Sexual orientation and full-time monthly earnings, by public and private sector: evidence from Swedish register data. *Review of Economics of the Household*, v. 11, n. 1, p. 83–108, 2013.
- AIGNER, D. J.; CAIN, G. G. Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor relations review*, p. 175–187, 1977.
- ARABSHEIBANI, G. R.; MARIN, A.; WADSWORTH, J. In the pink: Homosexual-heterosexual wage differentials in the UK. *International Journal of Manpower*, v. 25, n. 3/4, p. 343–354, 2004.
- ARROW, K. The theory of discrimination. *Discrimination in labor markets*, v. 3, n. 10, 1973.
- BAUMLE, A. K. The Cost of Parenthood: Unraveling the Effects of Sexual Orientation and Gender on Income*. *Social Science Quarterly*, v. 90, n. 4, p. 983–1002, 2009.
- BECKER, G. S. *The Economics of Discrimination*. first ed. [s.l.: s.n.].
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, p. 436–455, 1973.
- BONINI, P.; POZZOBON, F. Discriminação Salarial Feminina e o Prêmio Salarial de TI na Indústria de Tecnologia da Região Sul. *Análise Econômica*, v. 34, n. 66, 2016.
- CAIN, G. G. *The economic analysis of labor market discrimination: A survey*. [s.l.: University of Wisconsin–Madison, Institute for Research on Poverty, 1986.
- CAMPANTE, F. R.; CRESPO, A. R. V.; LEITE, P. G. P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, p. 185–210, 2004.
- DEATON, A. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. [s.l.: World Bank Publications, 1997.
- DRYDAKIS, N. Sexual orientation discrimination in the labour market. *Labour Economics*, v. 16, n. 4, p. 364–372, 2009.
- FIRPO, S.; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, v. 77, n. 3, p. 953–973, 2009.
- FRIO, G. S.; UHR, D. DE A. P. Existe Discriminação Salarial no Mercado de Trabalho dos

- Advogados? Evidências Adicionais. VI Congresso Anual da AMDE. Anais...2014
- 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. 369–384, 2005.
- GRÜN, C. Direct and indirect gender discrimination in the South African labour market. *International Journal of Manpower*, v. 25, n. 3/4, p. 321–342, 2004.
- LINS, L. M. et al. Escassez de engenheiros no Brasil? Uma proposta de sistematização do debate. *Novos Estudos-CEBRAP*, n. 98, p. 43–67, 2014.
- LOUREIRO, P. R. A. Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 1, p. 125–157, 2003.
- LOUREIRO, P. R. A.; CARNEIRO, F. G.; SACHSIDA, A. Race and gender discrimination in the labor market: an urban and rural sector analysis for Brazil. *Journal of Economic Studies*, v. 31, n. 2, p. 129–143, 2004.
- LOUREIRO, P. R. A.; MOREIRA, T. B. S.; JÚNIOR, A. N. Discriminação Racial no Mercado de Enfermagem no Brasil: Evidências a Partir de Estimativa de Dados em Pannel. *Análise Econômica*, v. 34, n. 66, 2016.
- LOUREIRO, P. R. A.; SACHSIDA, A.; MOREIRA, T. B. S. Is There Discrimination Among Brazilian Lawyers? A Random-Effects Approach. *Análise Econômica*, v. 29, n. 56, p. 293–307, 2011.
- MINCER, J. Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2. 1974.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, p. 693–709, 1973.
- OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of econometrics*, v. 61, n. 1, p. 5–21, 1994.
- PHELPS, E. S. The statistical theory of racism and sexism. *The american economic review*, p. 659–661, 1972.
- SACHSIDA, A.; MENDONÇA, M. J. C. DE; LOUREIRO, P. R. A. Wage punishment and place of residence. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 3, p. 443–461, 2008.
- SOUZA, M. DE O.; CÂMARA, O. R. A. Discriminação e Viés de seletividade: uma análise da Indústria Financeira Brasileira. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v. 5, n. 1, 2013.
- UHR, D. DE A. P. et al. Um estudo sobre a discriminação salarial no mercado de trabalho dos administradores do Brasil. *Revista de Economia e Administração*, v. 13, n. 2, 2014.
- VANDENBERGHE, V. Firm-level Evidence on Gender Wage Discrimination in the Belgian Private Economy. *Labour*, v. 25, n. 3, p. 330–349, 2011.