

ABERTURA ECONÔMICA E DISCRIMINAÇÃO SALARIAL: UM ESTUDO PARA O SETOR INDUSTRIAL DO PARANÁ

Júlio Vicente Cateia¹
Maurício vaz Lobo Bittencourt²

Resumo: A teoria neoclássica assegura que, à medida que um país ou região expande seu comércio internacional, a demanda por fator que é relativamente abundante aumenta e reduz o gap salarial entre os diferentes grupos de trabalhadores nos setores da economia. Este estudo objetiva analisar o efeito da abertura econômica sobre a diferença salarial entre sexos e entre raças através dos microdados de 21 indústrias do Paraná no ano de 2015. Seguindo o procedimento de decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), os resultados das estimativas estatisticamente significativas mostram que, com a abertura, os salários entre brancos e não-brancos se equalizam nas indústrias, mas a diferença de salário entre homens e mulheres persiste, sendo a maior parte dessa diferença explicada pelas mudanças na estrutura salarial ou pelas mudanças nos retornos, o que não é consistente com a literatura neoclássica. Considerando as 16 principais indústrias exportadoras paranaenses de acordo com a classificação da RAIS, em geral, os coeficientes estimados também são significativos em termos estatísticos, mas as regressões do salário residual e da diferença das médias dos salários sugeriram uma maior discriminação contra o sexo feminino. Diferentemente, a diferença de salário entre brancos e não-brancos é muito baixa quando a variável dependente é o salário residual e inexistente se a variável dependente é a diferença das médias do salário por hora contratada, corroborando assim com as previsões da teoria padrão.

Palavras-Chave: Abertura Econômica. Discriminação salarial. Decomposição de Oaxaca-Blinder.
Classificação JEL: C21; D00; F14.

Abstract: Conventional theory argues that as a country or region expands its international trade, the demand for a relatively abundant factor increases and reduces the wage gap between different groups of workers in different sectors of the economy. This study aims to analyze the effect of economic openness on the wage gap between sexes and between races, through micro data of 21 industries of the economy of Paraná in 2015. Following the Oaxaca-Blinder (1973) decomposition technique, the results of the estimates statistically significant show that, with openness, wages between whites and non-whites are equalized in industries, but the wage gap between men and woman persists, and that most of this difference is explained by changes in the wage structure or changes in returns, which is not consistent with neoclassical literature. Considering the 16 main export industries of Paraná according to the RAIS classification, in general, the estimated coefficients are also significant in statistical point of view, but the residual wage and difference of the average wage regressions suggested a greater discrimination against the woman. Differently, the wage difference between whites and non-whites is very low when the dependent variable is the residual wage and does not exist if the dependent variable is the difference of the averages hourly wage, which corroborates with the standard theory predictions.

Keywords: Economic opening. Gender and race wage discrimination. Decomposition of Oaxaca-Blinder.

JEL Codes: C21; D00; F14.

¹ Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômica (PPGDE) da Universidade Federal do Paraná. E-mail: juliocateia@yahoo.com.br.

² Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômica (PPGDE) da Universidade Federal do Paraná. E-mail: mbittencourt@msn.com.

INTRODUÇÃO

O crescimento dos fluxos de comércio internacional pode gerar potenciais efeitos benéficos para os trabalhadores, mas também pode afetar a distribuição de recursos no país e provocar conflitos distributivos substanciais (GOLDBERG & PAVCNİK, 2007; LIU, 2013). A teoria neoclássica assegura que, à medida que um país ou uma região em desenvolvimento expande seu comércio internacional, a demanda por fator que é relativamente abundante, mão-de-obra pouca qualificada, aumenta e reduz a diferença salarial entre os diferentes grupos de trabalhadores em diferentes setores da economia. Outro benefício de mudança da exposição do país ao comércio internacional são as alterações que ocorrem no grau de concorrência entre as indústrias nacionais e estrangeiras por mão-de-obra, promovendo a elevação dos salários para todos os funcionários no interior das indústrias localmente instaladas. À medida que este último benefício predomina, a teoria convencional é capaz de prever efeitos de longo prazo de distribuições salariais entre homens e mulheres ou entre raças.

Em países de renda média, como o Brasil, um fato estilizado é que os homens e indivíduos brancos são predominantemente agrupados em trabalhos que exigem mais habilidade e qualificação, enquanto as mulheres e não-brancos se agrupam nos postos de trabalho que requerem a habilidade e níveis de educação baixos. Como resultado, os homens e brancos ficam no topo da hierarquia salarial e as mulheres e não-brancos na outra extremidade oposta (BERIK *et al.*, 2004).

De que forma os fluxos de comércio explicam essas diferenças aparentes? Os modelos econométricos, em especial aqueles baseados na discussão sobre a questão de distribuição salarial via comércio, são especificados a ponto de captar o real impacto da abertura comercial sobre o diferencial de salários entre raças e entre sexos de acordo com o perfil das indústrias? Essas e outras questões que este artigo objetiva responder, focando particularmente na análise dos efeitos de abertura econômica no diferencial de salários entre homens e mulheres e entre brancos e não-brancos nas indústrias paranaenses.

A literatura neoclássica argumenta que o comércio entre duas sociedades é maximizada quando não há discriminação, e diminui com aumento de todas as formas de discriminação. Em um caso limite em que o gosto pela discriminação se torna predominante ou bastante grande, tem-se uma situação de autarquia em que cada sociedade se encontra isolada das demais, cuja implicação é a segregação econômica completa dentro de cada país. Essa segregação diminui conforme uma nação mantém a relação de comércio com outras nações, já que as remunerações no mercado doméstico tendem a aumentar com a concorrência entre as indústrias nacionais e indústrias estrangeiras por trabalhadores.

A hipótese de efeito de comércio sobre a discriminação no mercado de trabalho tem sido crescentemente testada na literatura empírica de comércio internacional. Por exemplo, Berik *et al.* (2004) investigaram como a competição a partir do comércio internacional afeta a discriminação de salário de gênero. Contrariamente ao previsto, os resultados obtidos sugeriram que, para Taiwan e Coreia, a concorrência nas indústrias concentradas incentiva a discriminação de salários contra o sexo feminino.

Breau e Rigby (2010) investigaram o impacto do comércio internacional sobre salários e sobre desigualdade salarial entre as indústrias e regiões do Canadá. Os autores mostram que a concorrência das importações de países de baixa renda reduz os salários dos trabalhadores menos qualificados em relação aos de trabalhadores altamente qualificados. O efeito negativo da concorrência das importações sobre os salários dos trabalhadores menos qualificados se mostra mais evidente em Quebec e nas províncias da Prairie, mas também nas indústrias intensivas em mão-de-obra e de produtos diferenciados.

Macor *et al.* (2011) estimaram o impacto de mudanças de comércio internacional sobre a desigualdade de salário nos setores industriais na Argentina (1998-2006) e concluíram que a penetração de importação e intensidade de exportações geram uma alta dispersão e uma alta equidade, respectivamente.

Liu (2013) examinou a relação não-linear entre abertura econômica e desigualdade de salário inter-industrial nos Estados Unidos. O estudo concluiu que a desigualdade intra-grupo primeiro aumenta com o grau de abertura e então diminui.

Por sua vez, Lee (2017) estimou os impactos de comércio internacional e condições de mercado de trabalho sobre as desigualdades salariais intersetoriais na Coreia. Os resultados sugerem que ocorreu mudança estrutural nos determinantes de desigualdades salariais antes e depois da década de 1990 e que o efeito do comércio internacional através do aumento de importação sobre a dispersão de salário tornou-se mais evidente nas duas últimas décadas.

O fluxo de comércio normalmente é representado como uma quantidade contínua de consumo ou de oferta ao longo de um ciclo de negócios. Quando tomada desta forma, a natureza dos dados sugere que a demanda por consumo dos indivíduos se dá de forma continuada e que a sua redução implica apenas em influxos de bens e serviços cada vez menores, explicados pela queda na remuneração, pelas preferências ou gostos que mudam de região para região e de tempo em tempo. Naturalmente, os modelos apropriados que têm sido utilizados para estimação desses dados são modelos especificados por meio de variáveis contínuas, com a incorporação de variáveis *dummies* para captar os efeitos específicos de cada estado do sistema representado. Muitos estudos empíricos, como aqueles acima citados, utilizam abordagens de equilíbrio parcial para estimar o impacto do comércio internacional (penetração de importações, taxas de câmbio, taxas de proteção e reforma comercial) nos diferenciais de salários nos países em desenvolvimento. Esses trabalhos encontram que o nível de remuneração nos países em desenvolvimento, dentro das indústrias e dentro das firmas, sobe conforme aumenta a globalização (BEYER *ET AL.*, 1999; BERIK *ET AL.*, *IDEM*, p.237; FAJGELBAUM *ET AL.*, 2009; HELPMAN *ET AL.* 2010).

O modelo empírico aqui adotado compartilha o mesmo espírito do modelo de Berik *et al.*(2004) e Liu (2013). Esses autores testaram o grau ao qual o aumento de concorrência entre as indústrias pode provocar a discriminação de salários por sexo. O presente estudo testa em que medida a exposição das indústrias ao comércio internacional pode explicar a diferença salarial entre os sexos e entre as raças.

O artigo avança em duas direções principais. Primeiro, até ao nosso conhecimento, poucos são os estudos empíricos que têm como propósito avaliar os efeitos de comércio internacional sobre os salários pagos por unidades indústrias nos Estados brasileiros de acordo com a raça ou sexo do empregado. A maior parte de literatura empírica neste campo no Brasil concentra em avaliar os ganhos de habilidade com a abertura da economia. Por exemplo, Gonzaga *et al.* (2006) avaliaram o impacto da liberalização comercial sobre o movimento dos diferenciais de ganhos de habilidade, entre as conclusões, foi o resultado de que o declínio nos diferenciais de habilidades (qualificações) pela variação de preço prevista pelo comércio é muito próximo do observado. Por meio do modelo de equilíbrio geral computável (CGE), Corseuil e Kume (2003) avaliaram o impacto de abertura econômica sobre a estrutura do emprego e dos salários no Brasil. Os resultados dos efeitos agregados da abertura sobre o emprego e salários não foram muito significativos. A nível regional, Hidalgo e Sales (2014) avaliam efeitos da abertura comercial e da globalização sobre a distribuição da renda nas regiões brasileiras e encontram que o comportamento dos salários relativos nas regiões desenvolvidas parece seguir as previsões da teoria de Stolper-Samuelson, mas nas regiões norte e nordeste os salários relativos para o trabalho não-qualificado são menores, contrariando as previsões teóricas de Stolper-Samuelson.

Além do mais, a maioria desses estudos toma por base a hipótese de que abertura da economia tem impacto igual para todas as economias e pouco tem sido o esforço para investigar os efeitos diretos sobre os salários por sexo ou por raça de acordo com o perfil industrial em que o indivíduo está empregado. Uma estimação empírica com base nessa hipótese, contudo, pode induzir a prática do Erro Tipo II, podendo ao pesquisador encontrar resultados empiricamente importantes, mas que podem ser enganosas para efeitos de uma política econômica. Isso é problemático para os países de renda média porque, quando se discute a distribuição de salário por sexo e raça nos setores da economia tendo por base os resultados de Stolper-Samuelson e com mais de um cone de diversificação, não será possível dizer algo sobre qual sexo ou setor poderia ter benefício maior em

caso de abertura de uma economia. Amity e Cameron (2012, p.277) argumentam que, em um mundo de Heckscher-Ohlin com mais de um cone de diversificação, de modo que existam três grupos de países (alta, média e baixa renda), a liberalização do comércio, ainda que esperada reduzir salários de mão-de-obra de baixa qualificação, pode aumentar ou diminuir o salário nos países de renda média e de mão-de-obra cuja qualificação é relativamente maior. Sendo assim, focando nas indústrias do Estado do Paraná, o presente estudo parte no reconhecimento de que a abertura comercial pode ter impactos diferentes tanto a nível regional como também entre os trabalhadores de acordo com o sexo, a raça e o setor industrial em que estes estão empregados em um ponto de tempo específico.

A segunda contribuição deste estudo em relação ao método de estimação adotado. Diferentemente de Berik et al. (2004) que estimou o diferencial de salário através de dados em painel estático, serão utilizados os microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), que tem se tornado uma das fontes estatísticas mais confiáveis sobre o mercado de trabalho formal no Brasil, e a técnica de decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) estimando o salário residual e a diferença de salário médio intragrupo.

O restante do estudo é estruturado como segue. A Seção 2 descreve o modelo e a estratégia de estimação, reportando também as estatísticas descritivas dos dados sobre as principais variáveis do modelo. A Seção 3 discute os resultados e a Seção 4 conclui a discussão.

2 MÉTODO

O modelo estocástico que testa em que grau o comércio internacional gerador da concorrência entre as indústrias afeta a discriminação de salário por sexo e raça é representado como segue:

$$W_l = \delta_0 + \delta_l X_l + v_l, \quad E(v_l) = 0 \quad l \in (n = 1, 2, N) \quad (1)$$

em que W_l é a variável de resultado que indica o nível de salário do grupo l ; X_1, X_2, \dots, X_n são n características observáveis dos indivíduos usados para explicar W_l . Chamamos X_l de vetores de preditores; δ_0 e δ_l é o intercepto e os parâmetros de inclinação, respectivamente; e v_l é um termo de erro assumido ser bem-comportado.

Considere dois grupos de indivíduos: grupo 1 de indivíduos do sexo masculino ou brancos e o grupo 2 de indivíduos do sexo feminino ou negros. Considerando as demais características iguais para ambos, como o grupo 1 é melhor remunerado do que o grupo, então há discriminação contra esse último. Segundo Jann (2008, p.454), a questão agora é saber a quantidade de diferença média de resultados. Para tanto, decomposmos a equação minceriana seguindo o procedimento de Oaxaca-Blinder (1973), tal que:

$$W_1^H = \delta_0^H + (X_1^H)' \delta_1^H + v_1^H \quad (2)$$

$$W_2^M = \delta_0^M + (X_2^M)' \delta_2^M + v_2^M \quad (3)$$

em que os sobrescritos H e M indicam grupos de maioria (homens ou brancos) e minoria (mulheres ou negros), respectivamente. Estime as Equações (2) e (3) para cada um dos grupos e tire as médias em dois períodos.

A média para o grupo 1

$$E(W_1^H) = \delta_0^H + E(X_1^H)' \delta_1^H$$

ou

$$\bar{W}_1^H = \delta_0^H + (\bar{X}_1^H)' \delta_1^H \quad (4)$$

A média para o grupo 2

$$E(W_2^M) = \delta_0^M + E(X_2^M)' \delta_2^M$$

ou

$$\bar{W}_2^M = \delta_0^M + \bar{X}_2' \delta_2^M \quad (5)$$

$$E(\delta_i) = \delta_i;$$

Por pressuposto $E(v_i) = 0 \rightarrow E(v_1^H), E(v_2^M) = 0$

Como o interesse é na diferença dos salários, $\bar{W}_1^H - \bar{W}_2^M$, então subtrai a Equação(5) na Equação(4), o que rende:

$$(\bar{W}_1^H - \bar{W}_2^M) = (\delta_0^H - \delta_0^M) + (\bar{X}_1^H)' \delta_1^H - (\bar{X}_2^M)' \delta_2^M \quad (6)$$

$$(\bar{W}_1^H - \bar{W}_2^M) = (\delta_0^H - \delta_0^M) + (\bar{X}_1^H)' \delta_1^H + (\bar{X}_1^H)' \delta_2^M - (\bar{X}_2^M)' \delta_2^M - (\bar{X}_1^H)' \delta_2^M$$

Some e subtrai $(\bar{X}_1^H)' \delta_2^M$

$$(\bar{W}_1^H - \bar{W}_2^M) = (\delta_0^H - \delta_0^M) + (\bar{X}_1^H)' \delta_1^H + (\bar{X}_1^H)' \delta_2^M - (\bar{X}_2^M)' \delta_2^M - (\bar{X}_1^H)' \delta_2^M \quad (7)$$

Com os termos de interação fica:

$$(\bar{W}_1^H - \bar{W}_2^M) = (\delta_0^H - \delta_0^M) + (\bar{X}_1^H)' \delta_1^H + (\bar{X}_1^H)' \delta_2^M - (\bar{X}_2^M)' \delta_2^M - (\bar{X}_1^H)' \delta_2^M -$$

$$(\bar{X}_1^H)' \delta_2^M + (\bar{X}_2^M)' \delta_2^M - (\bar{X}_1^M)' \delta_1^H - (\bar{X}_1^M)' \delta_1^H \quad (8)$$

Rearranjando os termos, a diferença do salário médio em termos do grupo 2 fica:

$$\begin{aligned} (\bar{W}_1^H - \bar{W}_2^M) &= (\delta_0^H - \delta_0^M) + (\bar{X}_1^H - \bar{X}_2^M)' \delta_2^M + (\bar{X}_1^H)' (\delta_1^H - \delta_2^M) + \\ &(\bar{X}_1^H - \bar{X}_2^M)' (\delta_1^H - \delta_2^M) \end{aligned} \quad (9)$$

Define $\hat{W} = \bar{W}_1^H - \bar{W}_2^M$; $\phi_0 = \delta_0^H - \delta_0^M$; $D = (\bar{X}_1^H - \bar{X}_2^M) \delta_2^M$; $C = \bar{X}_1^H' (\delta_1^H - \delta_2^M)$ e $(\bar{X}_1^H - \bar{X}_2^M)' (\delta_1^H - \delta_2^M) = T$

$$\hat{W} = \phi_0 + D + C + T \quad (10)$$

O método de decomposição pela média de Oaxaca-Blinder (1973) é fundamental porque explica a discriminação de salário através de três componentes: (a) uma parte explicada pelas características dos indivíduos ganhadores de salários, ou seja, mudanças na composição $\bar{X}_1^H - \bar{X}_2^M$, (b) uma parte capturada pela mudança nos coeficientes, isto é, mudanças na estrutura salarial, $\delta_1^H - \delta_2^M$ e (3) uma terceira parte explicada pelas interações entre (a) e (b). Em outras palavras, D é a quantidade da parte do diferencial de salário que é devido a diferenças de grupos nos preditores e indica as mudanças na composição que são ditas "atribuíveis às dotações", enquanto C mede a contribuição das diferenças nos coeficientes e representa mudanças na estrutura salarial ou nos retornos que são "atribuíveis aos coeficientes". Para Blinder (1973, p.438-439), mudanças na estrutura dos salários são um reflexo da discriminação tanto quanto o coeficiente de mudança e existem apenas porque o mercado avalia de forma diferente o conjunto idêntico de traços, se possuídos por membros de diferentes grupos de indivíduos. T é um termo de interação indicando que existem diferenças simultâneas entre os dois grupos em suas dotações e coeficientes (ver JANN, 2008). Ademais, ϕ_0 é proporção não explicada do diferencial.

Além disso também será estimado o salário residual. Assim, as estimativas da Equação (1) podem ser escritas como:

$$\hat{v}_i = \hat{W}_i - \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_i' \hat{X}_i \quad (11)$$

e a esperança do resíduo ao quadrado estimado como:

$$E \left[(\hat{v}_i)' (\hat{v}_i) \right] = E \left[(\hat{W}_i - \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_i' \hat{X}_i)' (\hat{W}_i - \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_i' \hat{X}_i) \right] \quad (12)$$

Isso consiste em utilizar a média dos resíduos ao quadrado como uma variável dependente medindo a desigualdade salarial intragrupo, uma estratégia que está de acordo com a estratégia de estimação adotada por Liu (2013).

2.1 Base e tratamento de dados

Para testar em que grau a concorrência entre indústrias através do comércio internacional impacta no diferencial de salário entre brancos e não-brancos e entre homens e mulheres, a base de dados utilizada é da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS 2015, dados disponíveis quando do início desta pesquisa. A RAIS é disponível para a consulta pública, bastando realizar o cadastro prévio, e tornou-se em uma das fontes estatísticas mais confiáveis sobre o mercado de trabalho formal no Brasil, uma vez que por meio dela todo o estabelecimento deve fornecer ao Ministério de Trabalho (MTb) as informações referentes a cada um dos seus empregados. Também são relacionados pessoa física ou jurídica, servidores públicos e dirigentes sindicais, não incluindo as pessoas para as quais não é possível recolher o Fundo de Garantia por Tempo de Serviço como, por exemplo, autônomos e todos os diretores sem vínculo empregatício. As informações da entidade com vínculo empregatício são fornecidas ao MTb por meio do Programa Gerador de Declaração RAIS (GDRAISAnobase) e compete a esta instituição homologar as informações processadas, dar o tratamento estatística adequado e divulgar os resultados que permitem monitorar as tendências do emprego e da renda (MTb, 2016).

A RAIS é organizada quanto à Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE2.0), à categoria e quanto ao valor na fonte. A CNAE2.0 contém informações referentes a classe da atividade econômica do trabalhador e do empregador, incluindo a faixa etária do empregado, a raça ou cor do trabalhador, a faixa de remuneração média, faixa do tempo de emprego, grau de escolaridade, quantidade de horas contratuais por semana, idade do trabalhador, município onde o empregado esteja trabalhando ou prestando serviço, município de localização do estabelecimento, nacionalidade do empregado, a natureza jurídica do estabelecimento (Sociedade de quantidade limitada, por exemplo), indicador de se o empregado/servidor é portador de deficiência habilitado.

Na Subclasse de atividade econômica segundo CNAE 2.0 estão as informações relacionadas ao sexo do trabalhador e subsetor de atividade. A presente pesquisa trabalha com 21 subsetores de atividade da CNAE2.0 Subclasse, cada um dos quais contendo várias atividades econômicas importantes que, para estimação, foram realizadas algumas agregações. Os subsetores da atividade são: Indústria extrativa com 38 atividades, indústria de produtos minerais não-metálicos contendo 22 atividades econômicas, indústria metalúrgica com 43 atividades, Indústria Mecânica tendo 27 atividades, Indústria de material elétrico e de comunicação com 34 atividades agregadas, Indústria do material de transporte 28 atividades, Indústria da madeira e do mobiliário com 11 atividades, Indústria do papel, papelão, editorial e gráfica com 22 atividades, indústria da borracha, fumo, couros, peles, similares, indústrias diversas agregando 11 atividades, Indústria Química de Produtos farmacêuticos, Veterinários, Perfumaria tem 6 atividades considerados, Indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos com 27 atividades, Indústria de calçados contém 6 atividades, Indústria de produtos alimentícios, Bebidas e álcool etílico tem 56 atividades, Serviços industriais de utilidade pública 35 atividades, Construção civil com 35 atividades, Comércio varejista com 78 atividades, comércio atacadista agregando 116 atividades, Instituições de crédito, seguros e capitalização tem 65 atividades consideradas, Comércio e administração de imóveis, valores mobiliários, serviço Técnico 21 atividades inclusas, Transportes e comunicações com 67 atividades e Educação contendo 23 tipo de ensino.

Quanto à categoria, estão relacionadas as informações referentes a classe da CNAE como, por exemplo, se o empregado é analfabeto, completou o ensino fundamental, médio e superior. Inclui também se o empregado é da cor branca, preta, parda ou indígena, se é masculino ou feminino, o vínculo é por CLT U/PJ IND; descreve também as indústrias ou setores que contêm as atividades econômicas. Enquanto isso, o valor na fonte é o código atribuído a cada classe. Por exemplo, “2” indica se o trabalhador é da cor branca ou “4” se é da cor preta. Da mesma forma, “1”

indica se o trabalhador é do sexo masculino e “2” se ele é do sexo feminino. Vale observar que nem todas as variáveis são codificadas desta forma e, na indicação de valor na fonte, nem todos os códigos são previamente observados no dicionário da RAIS, sendo necessário abrir a base de dados para se ter uma visão completa dos códigos que representam as principais variáveis.

A base de dados inicial para o Estado do Paraná utilizada contém 57 variáveis e 4.756.402 observações. Nela foram retiradas as principais variáveis utilizadas na estimação e após o tratamento, como aplicação dos logaritmos naturais, a base final conta com 1.888.401 observações e as variáveis do modelo são:

Salh: Remuneração média mensal do trabalhador em Reais. Essa variável é padronizada por quantidade de horas contratuais por semana: variável dependente em log

Exper: idade do trabalhador

Exper2: Idade do trabalhador ao quadrado

Educ: Grau de escolaridade do trabalhador

2.2 Estatísticas descritivas

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas do salário de acordo com o sexo do trabalhador em 21 indústrias da economia paranaense no ano de 2015. As observações variam de 834.86 a 289465 para o primeiro sexo e de 564 a 296081 para o segundo, com o comércio atacadista apresentando menor observação e o comércio varejista o maior valor para os homens. Para as mulheres a menor observação foi na indústria extrativa e a maior no comércio varejista. O salário médio varia de acordo com a atividade econômica em que o trabalhador está envolvido. As Instituições de crédito, seguros e capitalização, com maior desvio-padrão, remuneram melhor tanto os homens quanto as mulheres, com a indústria de calçados oferecendo um salário médio menor para ambos os grupos.

Tabela 1 – Estatística descritiva do salário médio (padronizado) por sexo

Indústrias	Observações		Médias		Desvios-padrão	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher	Homem	Mulher
Extrativa	5655	564	11.5709	9.6843	10.5775	7.7987
Produtos minerais não-metálicos	31090	5119	10.3058	9.4713	10.9646	8.4525
Metalúrgica	40549	7968	11.8043	9.7577	10.6629	7.6697
Mecânica	27704	4463	17.5008	15.1722	20.717	17.2692
Material elétrico e de comunicações	22611	11891	17.459	12.4001	21.1828	13.1007
Material de transporte	31825	7382	23.796	17.2172	27.9952	21.6117
Madeira e do mobiliário	62001	20282	9.6773	8.2221	9.4760	7.8081
Papel, papelão, editorial e gráfica	21705	7351	14.8582	9.861	17.7395	9.7261
Borracha, fumo, couros, peles, similares, indústrias diversas	9920	4603	11.4174	8.3203	11.2457	7.4657
Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria	2780	3573	20.0450	13.7198	24.7377	12.3720
Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	24894	63010	9.1531	6.5743	11.0458	4.8071
Calçados	1980	1681	8.1915	6.2546	5.7248	2.5780
Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	67756	31979	12.3372	9.0155	13.6426	9.0906
Serviços industriais de utilidade pública	56711	9088	17.9946	19.1712	22.9508	22.0161
Construção civil	149948	11028	10.0549	10.276	14.2017	11.1804
Comércio varejista	289465	296081	9.3100	7.9058	8.5576	5.9832
Comércio atacadista	834.86	40015	13.9894	10.2925	17.3147	10.0116
Instituições de crédito, seguros e capitalização	29222	33747	42.0862	28.6010	39.0330	25.174
Comércio e administração de Imóveis, valores mobiliários, serv. técnico	29392	3063	15.4932	11.7484	20.3347	13.1830
Transportes e comunicações	158051	30066	11.6149	[9.9268]	9.2832	9.1616
Educação	36473	75934	34.0478	21.1608	72.4864	49.4323

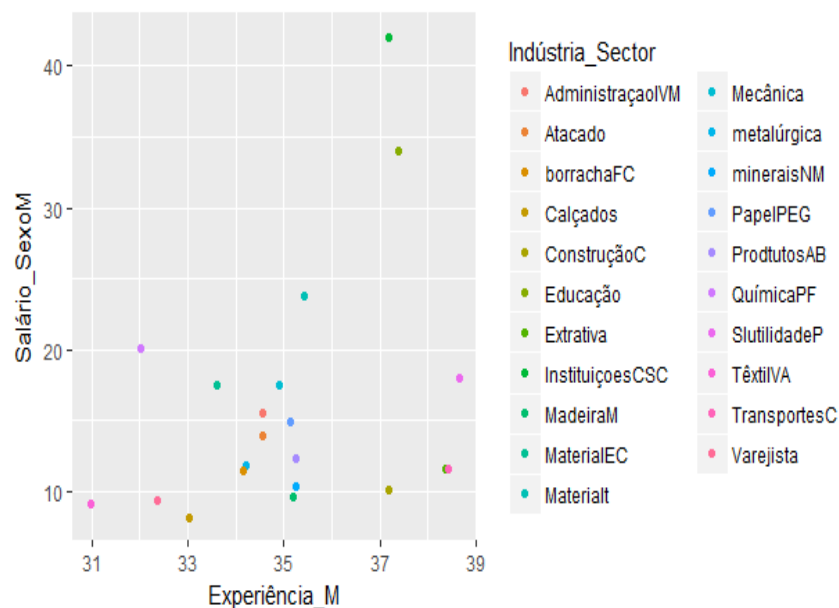
Fonte: Elaborada pelos autores. Dados da RAIS.

Algumas informações relevantes sobre os dados podem ser melhor visualizadas através do mapeamento da relação do salário médio com cada uma das principais variáveis do modelo. Um

exercício deste tipo é feito a seguir, onde a Figura 1 ilustra o movimento do salário explicado por experiência profissional dos trabalhadores do sexo masculino que se encontram empregados, inclusive a título de experiência, nas indústrias ou setores do Paraná. Em geral, a experiência impacta muito pouco a variação do salário do grupo1 no comércio e administração de imóveis e valores mobiliários (AdministraçãoIVM), comércio atacadista (Atacado), Indústria da borracha, fumo, couros, peles, similares e indústrias diversas (borrachaFC), Calçados, na construção civil (ConstruçãoC), Indústria da madeira e do mobiliário (MadeiraM), Indústria de material elétrico e de comunicação (MaterialEC), Indústria têxtil do vestuário e artefatos (TêxtilVA), Transportes e comunicações (TransportesC), Serviços industriais de utilidade pública(SutilidadeP), Indústria de produtos alimentícios e Bebidas (ProdutosAB), Indústria do papel, papelão, editorial e gráfica (PapelPEG), Indústria metalúrgica e Indústria de produtos minerais não-metálicos (MineraisNM). Os salários na indústria do material de transporte e Indústria Química de Produtos Farmacêuticos, Veterinários e Perfumaria (QuímicaPF) de Produtos Farmacêuticos respondem bem a variação da experiência, mas a variação proporcional ocorre na educação e Instituições de crédito, seguros e capitalização.

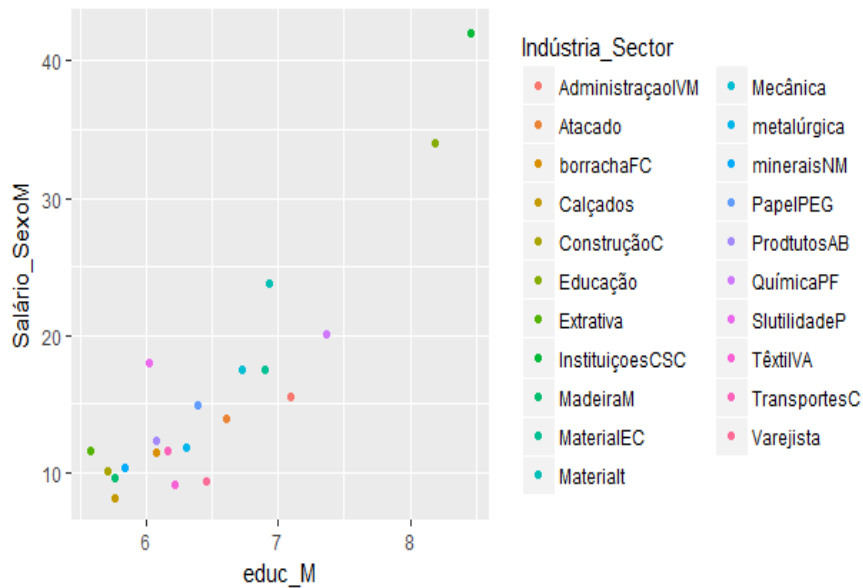
A Figura 2 completa a análise para o primeiro grupo mostrando que o salário no setor de educação responde positivamente a variação do grau de escolaridade dos trabalhadores do sexo masculino empregados no setor. A mesma coisa poderia ser dita para Instituições de crédito, seguros e capitalização, cujos trabalhadores são melhores remunerados se aumenta seus níveis de qualificação.

Figura 1 – Relação entre salário e experiência: Sexo masculino



Fonte: Elaborada pelos autores.

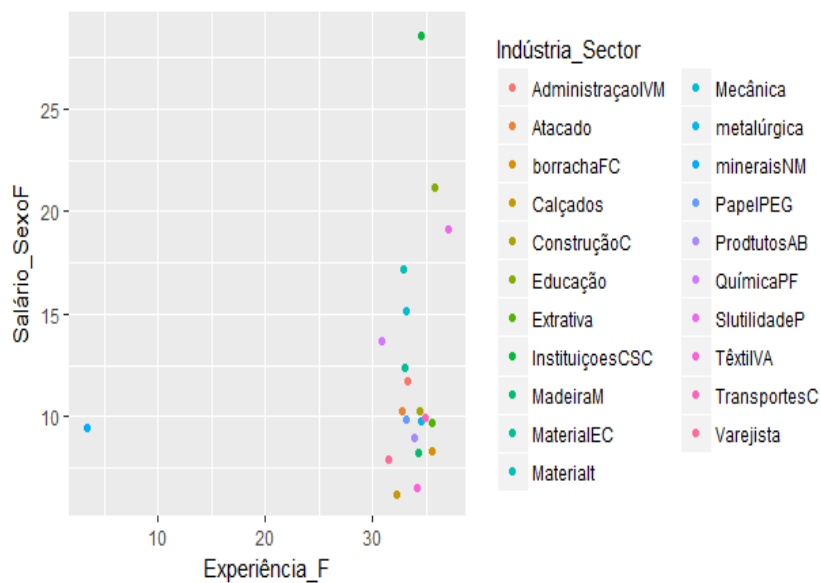
Figura 2 – Relação entre salário e grau de escolaridade: Sexo masculino



Fonte: Elaborada pelos autores.

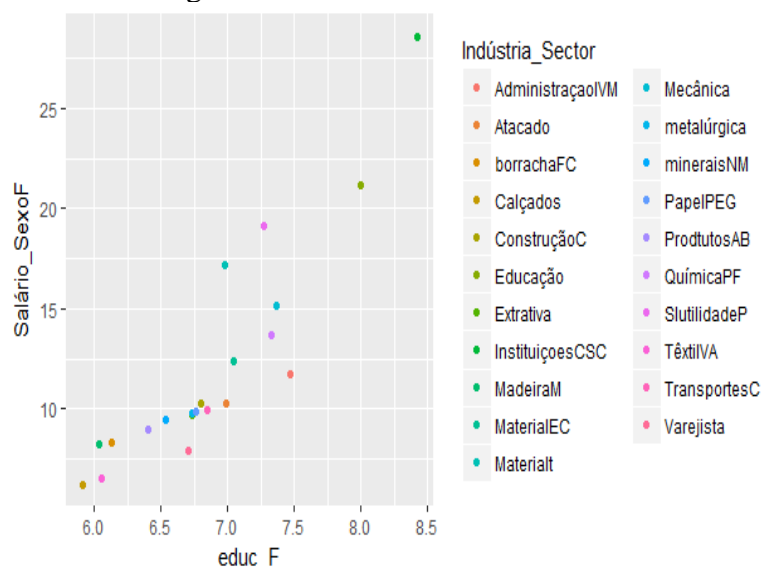
Da mesma forma, as Figura 3 e 4 representam o comportamento do salário conforme varia a experiência e a escolaridade do grupo 2. A resposta do salário a um aumento adicional da experiência e do grau de escolaridade é maior nas instituições de crédito, seguros e capitalização, no setor de educação, na indústria mecânica e na Indústria Química de Produtos Farmacêuticos, Veterinários e Perfumaria, sendo muito baixo nas demais indústrias e setores da economia.

Figura 3 – Relação entre salário e experiência: sexo feminino



Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 4 – Relação entre salário e grau de escolaridade: Sexo feminino



Fonte: Elaborada pelos autores.

Na Tabela 2 estão reportadas as estatísticas descritivas do salário de acordo com a raça do empregado, considerando também as 21 indústrias do Paraná no mesmo ano. As observações para os brancos variam de 453 a 571766 e para os não-brancos de 80 a 14070. Os brancos são melhores remunerados nas Instituições de crédito, seguros e capitalização, no setor de educação, na indústria de transporte, na indústria de material elétrico e de comunicações e na indústria mecânica.

Tabela 2 – Estatística descritiva do salário médio (padronizado) por raça do trabalhador

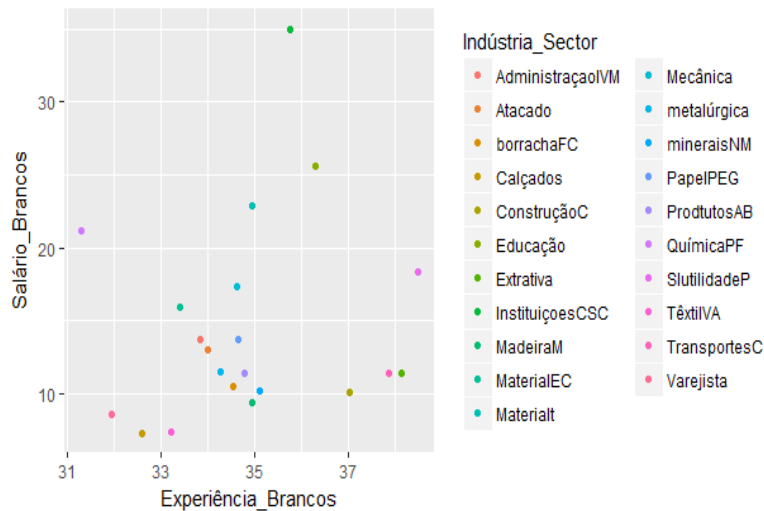
Indústrias	Observações		Médias		Desvios-padrão	
	Branco	Não-branco	Branco	Não-branco	Branco	Não-branco
Extrativa	6008	211	11.4045	11.2663	10.4705	6.9341
Produtos minerais não-metálicos	34986	1223	10.2421	8.6349	10.7951	4.6447
Metalúrgica	46397	2120	11.5406	9.8840	10.4173	5.5935
Mecânica	30650	1517	17.3709	13.2734	20.6789	8.5799
Material elétrico e de comunicações	33294	1208	15.9187	10.1143	19.1852	8.7275
Material de transporte	37711	1496	22.8866	14.274	27.4289	10.6814
Madeira e do mobiliário	79616	2667	9.3440	8.5617	9.2205	4.968
Papel, papelão, editorial e gráfica	28108	948	13.6876	10.8250	16.3938	10.3244
Borracha, fumo, couros, peles, similares, indústrias diversas	453	14070	10.5003	8.4316	10.4249	4.7530
Química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria	6090	263	16.5877	14.1704	19.1806	16.1507
Têxtil do vestuário e artefatos de tecidos	84731	3173	7.3251	6.7586	7.3410	3.7566
Calçados	3581	80	7.3155	6.7060	4.6392	5.4618
Produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico	93851	5884	11.4134	9.0193	12.7684	5.2269
Serviços industriais de utilidade pública	62554	3245	18.3997	13.4806	23.1662	14.061
Construção civil	152182	8794	10.1143	9.3056	14.3138	7.0474
Comércio varejista	571766	13780	8.6171	7.8902	7.4502	4.9900
Comércio atacadista	128117	4111	12.9706	9.7571	15.7419	7.7669
Instituições de crédito, seguros e capitalização	61927	1042	35.0328	24.5357	33.1388	24.7024
Com. e administração de Imóveis, valores mobiliários, serv. técnico	58065	1958	13.7512	8.5691	17.3845	6.6954
Transportes e comunicações	181521	6596	11.3762	10.4910	9.3588	[6.8777
Educação	109784	2623	25.5992	14.5882	58.7527	27.6463

Fonte: Elaborada pelos autores. Dados da RAIS.

O menor salário médio é na indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos, indústria de calçados e no comércio varejista. Os não-brancos recebem maior salário nas Instituições de crédito, seguros e capitalização, na indústria química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria, nos serviços industriais de utilidade pública, indústria extrativa, indústria mecânica, indústria de Papel, papelão, editorial e gráfica e na Construção civil, sendo menor remuneração na indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos e indústria da madeira e do imobiliário.

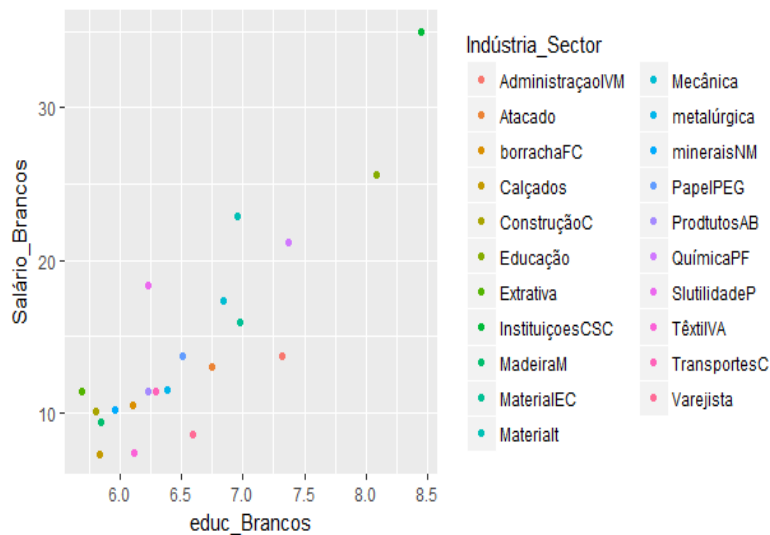
A mesma representação gráfica feita anteriormente para os sexos é também realizada para as raças. O efeito da experiência profissional e do grau de escolaridade dos brancos sobre os salários por tipo de indústria e setor é mostrado nas Figuras 5 e 6, enquanto para os não-brancos (lê-se negros nas Figuras) é representado nas Figuras 7 e 8. Um mês adicional de experiência profissional impacta mais intensamente os salários dos negros nas instituições de crédito e na educação, enquanto os retornos de educação são diferentes para ambas as raças na maioria das indústrias.

Figura 5 – Relação entre salário e experiência profissional dos brancos



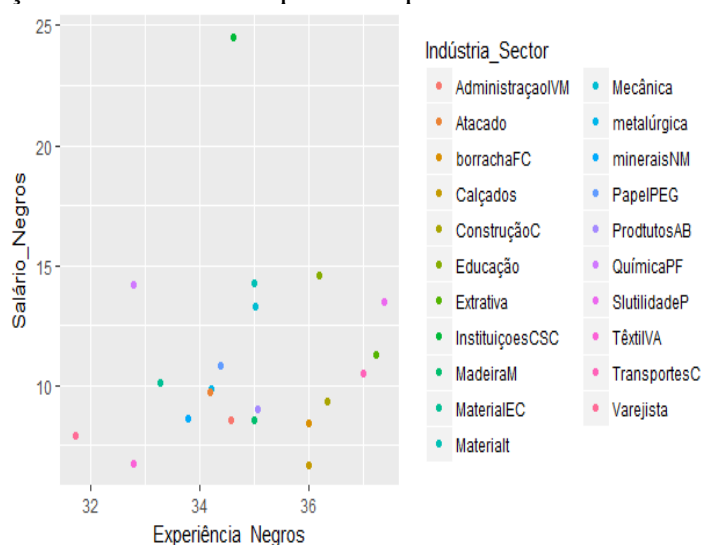
Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 6 – Relação entre salário e grau de escolaridade dos brancos



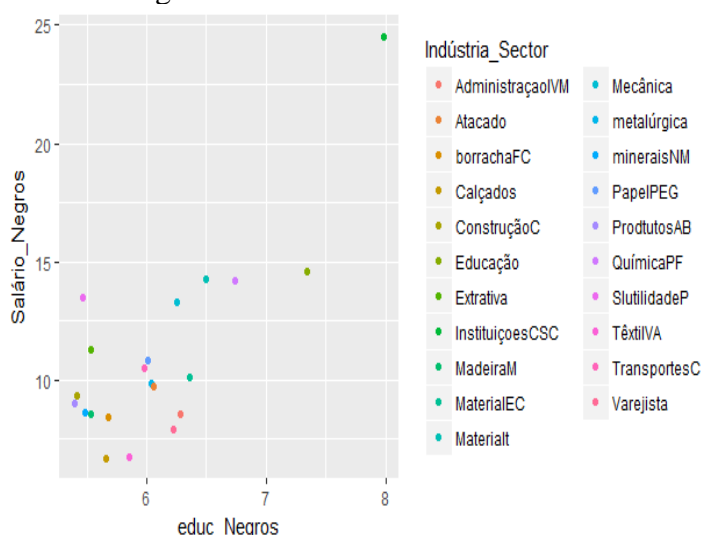
Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 7 – Relação entre salário e experiência profissional dos não-brancos



Fonte: Elaborada pelos autores.

Figura 8 – Relação entre salário e grau de escolaridade dos não-brancos



Fonte: Elaborada pelos autores.

A próxima Seção reporta os principais resultados da estimação do efeito da abertura econômica sobre a discriminação de salários por sexo e por raça nas indústrias acima apresentadas.

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta Seção discute as estimativas do modelo econométrico da indústria paranaense de acordo com os procedimentos de decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) e do salário residual de Liu (2013). Os parâmetros estimados da equação minceriana de discriminação do salário industrial estão mostrados na Tabela 3. Em primeiro lugar, foi estimado o salário residual ou a média do resíduo ao quadrado do log do salário médio por hora de contratação seguindo a estratégia de Liu (2013). Em segundo lugar, a estimação segue o procedimento padrão em que o log da diferença média de salário é a variável dependente. A diferença salarial entre homens e mulheres explicada pelas diferenças nos determinantes dos salários (experiência profissional e a escolaridade do trabalhador) está apresentada nas Colunas 2 e 3, enquanto a parte explicada por diferenças desses

grupos é mostrada na Coluna 4. As Colunas 5, 6 e 7 repetem respectivamente as Colunas 2, 3 e 7, mas tomando o log da diferença do salário médio por hora entre os grupos como variável dependente.

Nas Colunas 2 e 3 pode ser visto que a experiência profissional é um fator importante para a remuneração dos empregados do mesmo sexo. Quanto mais experiência profissional do trabalhador do sexo masculino ou dos trabalhadores do sexo feminino maiores são as diferenças de salários intra-grupos. Entretanto, essa relação estatisticamente significativa aos níveis de significância convencionais, tanto para os homens quanto para as mulheres, não é monotônica, uma vez que o termo quadrático de experiência profissional tem sinal negativo dentro de cada grupo de trabalhadores. A diferença salarial para o grupo de homens aumenta em 0.15 pontos percentuais para cada aumento adicional em meses de escolaridade. Para o grupo de mulheres este número é ainda mais expressivo, sendo de 0.32 pontos percentuais.

A decomposição realizada permite verificar as previsões de salário médio para ambos os grupos de homens e mulheres e suas diferenças, relações positivas e estatisticamente significantes aos níveis de significância usuais (Coluna 4). A previsão média para a diferença salarial é de 11.30 para homens e 11.28 para mulheres, resultando em uma diferença de salários entre homens e mulheres de 0.0093 pontos percentuais, da qual -0.14671 pontos percentuais são explicados pelas dotações iniciais dos trabalhadores, 0.0695 pontos percentuais pelas mudanças na estrutura salarial ou nos retornos e 0.07 pela interação das duas partes.

Considerando o log da diferença média de salário-hora como variável dependente, os parâmetros estimados para os determinantes de salário permanecem com os mesmos sinais e todos são estatisticamente significativos para qualquer nível de significância, mas mudaram de magnitude. O impacto de um ano de experiência profissional na diferença salarial intra-grupo é de 0.087 pontos percentuais para homens e 0.06 pontos percentuais para mulheres. A relação não monotônica também é mostrada pelo termo quadrático da experiência, cujos coeficientes são negativos. Além disso, para cada aumento adicional de ano de escolaridade do trabalhador, a diferença salarial intra-grupo aumenta 0.20 e 0.26 pontos percentuais para homens e mulheres, respectivamente.

A diferença salarial média predita intra-grupo é de 3.4 para homens e 3.27 pontos percentuais para mulheres, gerando uma diferença de salários intra-grupos de 0.14 pontos percentuais. A maior parte dessa diferença é explicada pelas mudanças na estrutura salarial (0.2 pontos percentuais), -0.09 pontos percentuais devido as diferenças na composição e 0.03 pelas interações.

Tabela 3 – Diferença salarial por sexo nas indústrias exportadoras

Variável	Variável dependente: Salário residual			Variável dependente: ln(Δsalário)		
	2	3	4	5	6	7
exper	0.0335 (0.00034)***	0.0237 (0.00067)***		0.0865 (0.0004)***	0.0605 (0.0006)***	
(exper) ²	-0.00028 (4.41e-06)***	-0.00009 (9.05e-06)***		-0.00076 (5.20e-06)***	-0.00046 (7.5e-06)***	
educ	0.14804 (0.00043)***	0.3242 (0.0008)***		0.2022 (0.0005)***	0.2554 (0.0007)***	
Previsão1			11.290 (0.00075)***			3.4081 (0.0009)***
Previsão2			11.2811 (0.0014)***			3.2675 (0.0012)***
Diferença			0.0093 (0.0016)***			0.1405 (0.0014)***
Dotações			-0.14671 (0.0009)***			-0.0947 (0.0008)***
Coefficientes			0.0695 (0.0015)***			0.2026 (0.0014)***
Interações			0.0865 (0.0007)***			0.0327 (0.0005)***
Constante	9.5496 (0.0067)***	8.3470 (0.0125)***		0.1204 (0.0079)***	0.04204 (0.0103)***	
R ²	0.1094	0.1972		0.2106	0.2397	
N	1,209,124	713,980	1,923,104	1,181,905	699,893	1,881,798

Fonte: Elaborada pelos autores. Indústria extrativa; indústria de produtos minerais não-metálicos; indústria metalúrgica; indústria mecânica; indústria de material elétrico e de comunicação; indústria do material de transporte; indústria da madeira e do mobiliário; indústria do papel, papelão, editorial e gráfica; indústria da borracha, fumo, couros, peles, similares, indústrias diversas; Indústria química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria; indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos; indústria de calçados; Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico; Transportes e comunicações; Serviços industriais de utilidade pública; Construção civil; Comércio varejista; comércio de atacado; Instituições de crédito, seguros e capitalização; Com. e administração de imóveis, valores mobiliários, serv. Técnico e Educação. * p < 0:10, ** p < 0:05, *** e p < 0:01. () Erros-padrão.

A Tabela 4 mostra a estimação do diferencial de salário entre brancos e não-brancos. Um ano adicional de experiência leva a quase o mesmo aumento de 0.030 pontos percentuais na diferença de salário entre os brancos (Coluna 2) e entre os não-brancos (Coluna 3), uma relação também decrescente. Enquanto isso, para cada aumento adicional de ano escolaridade, a diferença de salário intragrupo aumenta respectivamente em 0.10 e 0.19 pontos percentuais para brancos e não-brancos. A diferença média predita é de 11.22 para o primeiro grupo e de 11.25 para o segundo, implicando em uma diferença de salário de -0.030 entre brancos e não-brancos nas indústrias do Paraná.

Assumindo que os não-brancos têm as mesmas características dos brancos, diferenças na experiência profissional e no grau de escolaridade explicam em 0.17 pontos percentuais a diferença salarial entre eles e, aplicando os coeficientes dos brancos às características dos não-brancos, o salário residual diminui em -0.19 (Coluna 4).

Assim como na tabela anterior, as Colunas 5, 6 e 7 reportam as estimativas considerando o log da diferença do salário médio entre as raças. Os coeficientes estimados também são estatisticamente significativos para os níveis de significância convencionais e aguardam as mesmas relações analisadas até aqui.

Tabela 4 – Diferença de salário por raça nas indústrias exportadoras

Variável	Variável dependente: Salário residual			Variável dependente: ln(Δsalário)		
	2	3	4	5	6	7
exper	0.0296 (0.0017)***	0.0325 (0.0003)***		0.0634 (0.0017)***	0.0788 (0.0003)***	-
(exper) ²	-0.00025 (0.00002)***	-0.00026 (4.30e-06)***		-0.0005 (0.000022)***	-0.00069 (4.4e-06)***	
educ	0.0979 (0.0018)***	0.1873 (0.0004)***		0.1091 (0.0020)***	0.00042 (0.00042)***	
Previsão1			11.2242 (0.0032)***			3.1665 (0.0035)***
Previsão2			11.254 (0.00069)***			3.3312 (0.0007)***
Diferença			-0.0304 (0.0032)			-0.1647 (0.0036)***
Dotações			-0.1114 (0.0013)***			-0.1087 (0.0017)***
Coefficientes			0.0258 (0.0034)***			-0.1066 (0.0036)***
Interações			0.0551 (0.0014)***			0.0507 (0.0014)***
Constante	9.9560 (0.0310)***	9.2527 (0.0063)***		1.0461 (0.0333)***	0.2510 (0.0064)***	
R ²	0.0534	0.1146		0.1087	0.1897	
N	63,392	1,825,009	521,210	61,875	1,785,392	508,194

Fonte: Elaborada pelos autores. Indústria extrativa; indústria de produtos minerais não-metálicos; indústria metalúrgica; indústria mecânica; indústria de material elétrico e de comunicação; indústria do material de transporte; indústria da madeira e do mobiliário; indústria do papel, papelão, editorial e gráfica; indústria da borracha, fumo, couros, peles, similares, indústrias diversas; Indústria química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria; indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos; indústria de calçados; Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico; Transportes e comunicações; Serviços industriais de utilidade pública; Construção civil; Comércio varejista; comércio de atacado; Instituições de crédito, seguros e capitalização; Com. e administração de imóveis, valores mobiliários, serv. Técnico e Educação. * p < 0:10, ** p < 0:05, *** e p < 0:01. () Erros-padrão.

Os resultados sugerem que a abertura econômica, ao aumentar a concorrência por trabalhadores entre as indústrias paranaenses e estrangeiras, pode diminuir a diferença de salário inter-grupos (brancos e não-brancos) em função do aumento da remuneração no interior das indústrias. Para homens e mulheres, porém, a abertura não mostra ser um fator importante para diminuir o gap salarial entre eles.

Um fator que vem sendo observado, principalmente para economia brasileira, em geral, é o desempenho das firmas após a abertura. Hidalgo e Da Mata (2009) mostraram que, a fim de inserirem de forma competitiva no mercado internacional, as empresas melhoram a produtividade em decorrência do processo de abertura. Outros fatores que poderiam explicar esses resultados, é o fato de que as regiões com a característica do Paraná podem eventualmente se beneficiar mais com a abertura, porque as indústrias podem adquirir insumos produtivos, incluindo a mão-de-obra em outras regiões ou países, com maior facilidade a um custo muito baixo. Portanto, os custos são importantes para explicar as diferenças nas remunerações. Helpman et. al. (2017) mostram que as reduções nos custos comerciais têm um efeito considerável sobre a desigualdade salarial no Brasil.

As estimativas aqui reportadas estão de acordo com as predições da teoria neoclássica de comércio internacional, pois os salários se equalizaram com abertura econômica. Uma forma de checar isso é realizar a análise de robustez, o que exige que os efeitos da abertura sejam levados em conta durante a estimação. A consideração sobre indústrias abertas foi baseada na observação feita das indústrias exportadoras ou importadoras classificadas pela RAIS.

Controlando os efeitos da abertura comercial, a Tabela 4 reporta os principais resultados para os sexos. Em geral, para os níveis de significância usuais, os coeficientes estimados continuam sendo estatisticamente significativos e, tomando o salário residual como variável dependente, foram ligeiramente menores do que aqueles apresentados na Tabela 3, mas diminuem sensivelmente se a

variável dependente é o log da diferença salarial média por hora contratada, exceto os coeficientes de experiência no grupo 2, que aumentaram no primeiro caso e diminuíram no segundo.

Entretanto, uma mudança importante a ser observada é que na Coluna 4 a diferença salarial entre homens e mulheres é positiva e estatisticamente significativa, sugerindo uma maior discriminação contra o sexo feminino nos setores mais abertos a competição internacional.

Tabela 5 - Diferencial de salário por sexo controlando os efeitos da abertura comercial

Variável	Variável dependente: Salário residual			Variável dependente: ln(Δ salário)		
	2	3	4	5	6	7
exper	0.029 (0.0005)***	0.0252 (0.00097)***		0.1026 (0.0008)***	0.0622 (0.0011)***	-
(exper) ²	-0.0003 (7.07e-06)***	-0.0003 (0.000013)***		-0.00097 (9.8e-06)***	-0.0006 (0.00002)***	
educ	0.084 (0.00067)***	0.1037 (0.0011)***		0.1813 (0.0009)***	0.16547 (0.0125)***	
Previsão1			11.0889 (0.0011)**			3.5065 (0.0016)**
Previsão2			10.6592 (0.0018)**			3.1508 (0.0021)**
Diferença			0.4296 (0.0021)***			0.3557 (0.0026)***
Dotações			-0.01756 (0.0006)***			-0.0154 (0.0009)***
Coeficientes			0.4410 (0.002)***			0.3674 (0.0024)***
Interações			0.00619 (0.0003)**			0.0038 (0.00054)***
Constante	9.986 (0.0103)***	9.5597 (0.0182)**		0.12204 (0.0142)***	0.7438 (0.0210)***	
R ²	0.0544	0.0564		0.2088	0.1340	
N	351,058	.000013	521,210	342,837	165,357	508,194

Fonte: Elaborada pelos autores. Foram consideradas as seguintes indústrias: Indústria extrativa; indústria de produtos minerais não-metálicos; indústria metalúrgica; indústria mecânica; indústria de material elétrico e de comunicação; indústria do material de transporte; indústria da madeira e do mobiliário; indústria do papel, papelão, editorial e gráfica; indústria da borracha, fumo, couros, peles, similares, indústrias diversas; Indústria química de produtos farmacêuticos, veterinários, perfumaria; indústria têxtil do vestuário e artefatos de tecidos; indústria de calçados; Indústria de produtos alimentícios, bebidas e álcool etílico e Transportes e comunicações. * p < 0:10, ** p < 0:05, *** e p < 0:01. () Erros-padrão.

Estimativas do diferencial de salário entre brancos e não-brancos controlando os efeitos da abertura são mostradas na Tabela 6. As principais diferenças em relação aos resultados da Tabela 4 ocorrem em termos de magnitude dos coeficientes estimados, que diminuíram nas Colunas 2 e 4, mas ligeiramente aumentam para experiência nas Colunas 5 e 7. Para a escolaridade, a análise de robustez mostra coeficiente de escolaridade que diminui na Coluna 5, mas aumentou na Coluna 7. Além disso, a diferença de salário residual entre brancos e não brancos agora é positiva e significativa também em termos estatísticos.

Tabela 6 - Diferencial de salário por raça controlando os efeitos da abertura comercial

Variável	Variável dependente: Salário residual			Variável dependente: ln(Δ salário)		
	2	3	4	5	6	7
exper	0.026 (0.0024)***	0.0230 (0.00051)***		0.0678 (0.0030)***	0.0864 (0.0006)***	-
(exper) ²	-0.0003 (0.00003)***	-0.00025 (6.72e-06)***		-0.00062 (0.00004)***	-0.0008 (8.5e-06)***	
educ	0.0617 (0.0028)***	0.0892 (0.0006)***		0.0876 (0.0034)***	0.1776 (0.0078)***	
Previsão1			10.9752 (0.0046)***			3.2623 (0.0057)***
Previsão2			10.9472 (0.0010)***			3.3963 (0.0013)***
Diferença			0.0279 (0.0047)***			-0.1340 (0.0060)***
Dotações			-0.0423 (0.0011)***			-0.0812 (0.0027)***
Coeficientes			0.0559 (0.0050)***			-0.0967 (0.0060)***
Interações			0.01434 (0.0015)***			0.0438 (0.0022)***
Constante	10.0859 (0.0478)***	9.9243 (0.0097)***		1.2298 (0.0574)***	0.3566 (0.0122)***	
R ²	0.0284	0.0456		0.0969	0.1781	
N	21,243	499,093	520,336	20,736	486,611	507,347

Um fator importante a observar nesses resultados é que o poder explicativo das variáveis independentes difere entre as duas estratégias de estimação. Os R² para os dois grupos de trabalhadores nas indústrias paranaenses, embora baixos, são muito semelhantes aos encontrados por Liu (2013), que foram de 0.06 para ambos os grupos. Os R² obtidos considerando a diferença de salário médio por hora entre homens e mulheres como a variável dependente são mais elevados do que normalmente obtidos pela literatura empírica com o mesmo propósito de estimação. Em geral, não houve ganhos em termos do poder de explicação conjunta das variáveis independentes ao controlar pelos efeitos da abertura.

4 CONCLUSÕES

O presente trabalho analisou o efeito de abertura econômica sobre a desigualdade salarial entre sexos e entre raças, através dos microdados de 21 indústrias da economia do Paraná no ano de 2015. Seguindo o procedimento de decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), duas estratégias de estimação foram adotadas, a tradicional, em que o diferencial de salário médio é a variável dependente e a estimação de acordo com Liu (2013), na qual a variável dependente é o salário residual.

As duas estratégias fornecem resultados bastante semelhantes, ao menos em termos de sinais e níveis de significância. Verificou-se que a diferença salarial entre os sexos ainda persiste, apesar da abertura que, por sua vez, elimina a discriminação contra os não-brancos nas indústrias do Estado. A maior parte da diferença de salário entre homens e mulheres é explicada pela mudança na estrutura salarial ou pela mudança nos retornos, o que não é consistente com a literatura neoclássica, uma vez que os salários de todos os trabalhadores não se equalizaram nas indústrias apesar da abertura.

Uma análise de robustez feita foi considerar apenas as 16 principais indústrias exportadoras do Estado, compatíveis com a classificação industrial da RAIS. Em geral, para os níveis de significância convencionais, os coeficientes estimados também são estatisticamente significativos, mas as regressões do salário residual e do salário médio sugeriram uma maior discriminação contra o sexo feminino. Diferentemente, a diferença de salário entre brancos e não-brancos continua sendo

baixa quando a variável dependente é o salário residual e inexistente se a variável dependente é a média do salário por hora contratada.

Com base nesses resultados, sugere-se que a forma pela qual o Paraná se inseriu no comércio internacional com indústrias pouco competitivas não é capaz promover a redução de desigualdade de salários entre os sexos. A confirmação desta hipótese, entretanto, requer estudos mais detalhados, pois o que está implícito no argumento de que o comércio internacional promove a equalização de salários é a preposição de que as indústrias regionais e estrangeiras operam com a mesma tecnologia de produção, inclusive no curto prazo, e que quaisquer desajustes no mercado de trabalho que levam a diferença de salários intra-indústria não devem ser motivos de grande preocupação, pois são falhas nas políticas protecionistas ou imperfeições temporais passíveis de correção, bastando apenas abri-las para a concorrência internacional. O critério para escolha de setores abertos foi baseado nos fluxos de comércio observados entre uma indústria e o resto do mundo, o que sugere alguma limitação, uma vez que nem todas as indústrias exportadoras estão em condições de concorrer com as suas congêneres estrangeiras por pagamento de salários. Um estudo mais aprofundado requer concentrar na literatura de heterogeneidade das firmas, um arcabouço teórico mais restrito, porém de suma importância para verificar se os trabalhadores empregados em uma indústria que comercializa com uma outra indústria estrangeira são igualmente remunerados à medida que estas indústrias heterogêneas aumentam fluxos de comércio entre si. Ademais, uma característica das indústrias e setores produtivos é que a discriminação tende a ser maior em algumas indústrias do que em outras, mesmos supondo que o grau de abertura seja o mesmo para todas elas. Portanto, o nível de agregação feito até aqui permite apenas saber o conjunto das indústrias cujo grau de abertura pode ou não explicar a diferença de salário intra e intergrupos. A desvantagem disso é que quanto maior a agregação, menor é a possibilidade de testar a hipótese neoclássica do efeito da concorrência da indústria através do comércio internacional sobre a discriminação salarial para cada tipo de indústria no Paraná. Tecnicamente, procurou-se contornar este problema potencial estimando as regressões individuais para as indústrias exportadoras e foi observado que os resultados dos parâmetros estruturais estimados diferem significativamente daqueles previamente reportados. Porém, seria necessário adotar outras estratégias de estimação e estender o número de regressores, que são muito reduzidos, ainda que as variáveis do modelo sejam as mesmas que frequentemente aparecem na investigação empírica com o mesmo propósito deste estudo.

Entretanto, o que se tem nos resultados desta pesquisa é um indício de que, enquanto as remunerações das mulheres podem ser aumentados em alguns setores como na educação e em instituições de crédito regionais mediante mais experiência profissional e graus de instruções escolares, os não-brancos se beneficiaram mais com abertura econômica. Isto parece ser uma matéria de política importante para os primeiros, pois uma política estadual focada na redução de desigualdade de renda industrial via abertura econômica por si só seria impotente em uma economia regional.

REFERÊNCIAS

AMITI, M.; CAMERON, L. Trade Liberalization and the Wage Skill Premium: Evidence from Indonesia. **Journal of International Economics**, v.87, p.277-287, 2012

BECKER, G. *The Economics of Discrimination*, Chicago: University of Chicago Press, 1957.

BERIK, G.; RODGERS, Y. VAN DER MEULEN.; ZVEGLICH JR, J. E. International Trade and Gender Wage Discrimination: Evidence from East Asia. **Review of Development Economics**, v.8, n.2, p.237-254, 2004.

BEYER, H.; ROJAS, P.; VERGARA, R. Trade Liberalization and Wage Inequality, **Journal of Development Economics**, v.59: 103-123, 1999.

- BLINDER, A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates Author. **The Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- BREAU, S.; RIGBY, D.L. International trade and wage inequality in Canada. **Journal of Economic Geography**, v.10, p. 55–86, 2010.
- CORSEUIL, H. C.; E KUME, H. (coordenadores). A Abertura Comercial Brasileira nos Anos 1990: impactos sobre emprego e salário Rio de Janeiro: IPEA; Brasília: MTE, 2003.
- FAJGELBAUM, P. D.; GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Income distribution, product quality, and international trade. National Bureau of Economic Research, Working Paper n. 15329, 42p.,2009. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w15329> : Acesso em: 04 jul. 2017.
- GOLDBERG, P. K; PAVCNIK, N. Distributional effects of globalization in developing countries. **Journal of Economic Literature**, v. 45, n.1, p.39–82, 2007.
- GONZAGA, G.; FILHO, N.M.; TERRA, C. Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil. *Journal of International Economics*, v.68, p.345–367, 2006.
- HELPMAN, E.; ITSKHOKI, O.; REDDING, S. INEQUALITY AND UNEMPLOYMENT IN A GLOBAL ECONOMY. *Econometrica*, v. 78, n. 4, p.1239–1283, 2010.
- HELPMAN, E.; ITSKHOKI, O.; MUENDLER, M-A.; REDDING, S. Trade and Inequality: From Theory to Estimation. **The Review of Economic Studies**, p.357–405,v.84,2017.
- HIDALGO, A. B.; SALES, M. F. Abertura Comercial e Desigualdade de Rendimentos: Análise para as Regiões Brasileiras. **Revista de Economia Contemporânea**, v.18, n.3, p. 409-434, 2014.
- HIDALGO; A. B.; DA MOTA; D. Produtividade e Desempenho Exportador das Firmas na Indústria de Transformação Brasileira. **Estudos Econômicos.**, v. 39, n. 4, p. 709-735, 2009.
- JANN, B. The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. **The Stata Journal**, v.8.n4, p. 453–479, 2008.
- LIU, A. International trade and wage inequality: A non-monotonic relationship. **Journal of Economic Literature**, v. 121, p.244–246, 2013.
- LEE, S. International trade and within-sector wage inequality: The case of South Korea. **Journal of Asian Economics**, v.48, p.38-47, 2017.
- MACOR, C.F.; Perticarari, N. BELTRÁN, C. The Impact of International Trade on Wage Inequality Recent Evidence From Argentina. **Revista de Economía Política de BS**, v.9 e 10, p.145-179, 2011.
- MTb. Ministério do Trabalho. Manual de Orientação. Relação Anual de Informações Sociais: Ano base 2016. Disponível em: < http://www.rais.gov.br/sitio/rais_ftp/ManualRAIS2016.pdf >. Acesso em 18 de agosto, 2017.
- OAXACA, R. University Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. **International Economic Review**,v.14, n.3, p. 693-709, 1973.

Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Base de dados. Disponível em: <http://bi.mte.gov.br/bgcaged/rais.php> >. Acesso em 04 jul.2017.