

**DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS E ORIENTAÇÃO SEXUAL NA REGIÃO  
NORDESTE\***

**Daniel Tomaz de Sousa**

Doutorando pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba  
(PPGE-UFPB)

E-mail: daniel25tomaz@gmail.com

**Cássio da Nóbrega Besarria**

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba  
(PPGE-UFPB)

E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br

**RESUMO:** Este artigo tem o propósito de verificar se há ganhos diferenciados entre os trabalhadores da Região Nordeste dada sua orientação sexual. Para responder a essa questão, foram utilizados os dados do Censo 2010, que classifica os indivíduos por orientação sexual. Pelas estimações das regressões salariais, foi possível verificar que tanto *gays* quanto *lésbicas* possuem rendimentos mais elevados do que os heterossexuais. Pela análise da decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), foi possível evidenciar que a maior parte dessa diferença é explicada pelos atributos observados dos homossexuais, entre eles, escolaridade e não há presença de componentes discriminatórios.

**Palavras-chave:** Orientação sexual; Oaxaca-Blinder (1973); Discriminação.

**Classificação JEL:** J15; J20; J70.

**INCOME DIFFERENTIAL AND SEXUAL ORIENTATION IN NORTHEAST REGION**

**ABSTRACT:** This article has the purpose of verifying if there are differentiated gains among the workers of the Northeast Region, given their sexual orientation. To answer this question were used the data of CENSO 2010, which classifies individuals by sexual orientation. From the estimations of the wage regressions it was possible to verify that both *gays* and *lesbians* have higher incomes than heterosexuals. By analyzing the Oaxaca-Blinder decomposition (1973) it was possible to show that most of this difference is explained by the observed attributes of homosexuals, among them, schooling and there is no presence of discriminatory components.

**Keywords:** Sexual orientation; Oaxaca-Blinder (1973); Discrimination.

**JEL Codes:** J15; J20; J70.

## 1. Introdução

A pesquisa sobre os impactos econômicos da orientação sexual é uma área ainda em ascensão, como destacado por Ahmed, Andersson e Hammarstedt (2013). Por outro lado, existe uma ampla agenda de pesquisa que trata tanto de determinantes salariais quanto de diferenciais de rendimentos atrelados às mais diversas situações, como gênero, raça, condição de migração e outros. Contudo, a orientação sexual é ignorada.

Há uma parte da literatura que se dedica a tratar homens e mulheres de forma homogênea, justamente por não ser levada em consideração a orientação sexual (TEBALDI; ELMSLIE, 2006). Com os novos arranjos familiares, essa visão homogênea não pode ser mais usada como algo prevalente na sociedade, pois até mesmo a instituição do casamento civil entre pessoas de mesmo sexo é legalizada no Brasil e outros países<sup>1</sup>.

No mercado de trabalho, a discriminação ocorre quando indivíduos são tratados de forma diferente devido às características corporais que os identificam e que não se relacionam diretamente com a produtividade. Assim, além de cor, raça e religião, a homossexualidade, que está presente em todas as raças, etnias e sexos, pode ser fonte de discriminação laboral. Medeiros (2007) destaca que é no ambiente profissional que a discriminação contra homossexuais é mais incidente e quando esse ingressa no mercado acaba por optar por não revelar sua orientação sexual. Há diversas razões para explicar essa decisão, uma delas é a exposição e uma possível demissão.

Há relatos na literatura internacional, entre eles destaca-se Clain e Leppel (2001), Berg e Lien (2002), Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005), que evidenciam que os homossexuais possuem níveis de capital humano mais elevados do que os heterossexuais. Apesar disso, os resultados empíricos mostram que, em específico para os homens homossexuais, essa maior escolaridade não está associada a maiores rendimentos ou ganhos salariais (BADGETT, 1995). O argumento apresentado por Heineck (2009) é que essa desvantagem salarial pode ser explicada por componentes discriminatórios. Essa é uma discussão ainda recente para a economia brasileira e que foi impulsionada com a classificação dos homossexuais no Censo Demográfico do Brasil em 2010 (IBGE, 2010), sendo possível obter registros quantitativos dos indivíduos por orientação sexual.

Dos estudos nacionais, tem-se Casari, Monsueto e Duarte (2013) que fazem uso de equações mincerianas estimadas via regressões quantílicas. Suliano et al. (2016) estimam o mesmo tipo de equação, só que na média e corrige seletividade amostral. Ambos os estudos observam que os homossexuais têm níveis de instrução mais elevados e esses ganham mais do que os heterossexuais. Jacinto et al. (2017), em vez de trabalharem com modelos salariais, estudam a oferta de horas de trabalho, observando que apenas homens sofrem discriminação, por serem homossexuais, no ingresso ao mercado de trabalho.

No âmbito do mercado de trabalho e também pelo número restrito de estudos nacionais sobre orientação sexual e sua associação com fatores econômicos, este artigo irá contribuir para a temática ao verificar por meio de equações salariais, tal como proposto por Mincer (1974), os determinantes salariais e a possibilidade de haver ganhos (perdas) salariais devido à orientação sexual. De forma complementar, será utilizada a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) com o propósito de explicar uma possível diferença salarial entre pessoas heterossexuais e homossexuais na Região Nordeste. A abordagem de decomposição permite atribuir a diferença salarial às características observadas, representadas pelo conjunto de variáveis exógenas e que irão ser apresentadas na seção 3, e aos fatores não observáveis, que podem expressar, por exemplo, discriminação.

Da análise descritiva da amostra, percebe-se que os homossexuais apresentam níveis mais elevados de instrução e de rendimento mensal. Do modelo minceriano, as *dummies* de orientação sexual indicam que os homossexuais possuem vantagem salarial frente aos heterossexuais e, da

---

<sup>1</sup> A Resolução nº 175, de 14 de maio de 2013, do Conselho Nacional de Justiça, legaliza o casamento de pessoas de mesmo sexo no Brasil. A Holanda foi o primeiro país a garantir os mesmos direitos dos casais heterossexuais aos casais homossexuais, no ano de 2000.

decomposição, aferiu-se que a maior parte da diferença entre os grupos é devido às características observadas dos indivíduos, como a educação, e não devido a componentes não explicados.

Além desta introdução, o presente artigo se divide em mais quatro seções. Na segunda seção, é feita uma revisão de literatura, após, na seção três, são expostas a fonte de dados e a metodologia adotada. Na seção quatro, os resultados são discutidos e, por fim, na seção cinco, estão as considerações finais.

## 2. Revisão de literatura

A homossexualidade é campo de estudo de diversas áreas, como Ciências Sociais e Direito, no Brasil (CASARI; MONSUETO; DUARTE, 2013). Entretanto, apenas a partir do trabalho de Badgett (1995), a economia passou a se preocupar mais com essa temática. As análises já realizadas na literatura internacional fazem uso de modelos mincerianos em que são inseridas variáveis que captam a orientação sexual dos indivíduos ou estudam esse fenômeno a partir de modelos de decomposição.

O primeiro estudo a utilizar técnicas econométricas para estudar o impacto da orientação sexual sobre questões econômicas foi o de Badgett (1995) para os Estados Unidos da América (EUA). Nessa pesquisa, com o uso de equações salariais e incorporação de *dummies* de orientação sexual – *gays*, lésbicas e bissexuais –, os resultados indicam que os homens *gays* e/ou bissexuais ganham entre 5% e 27% menos do que os homens heterossexuais e para as mulheres os resultados indicam que lésbicas ganham menos, entretanto não houve significância estatística dos coeficientes estimados.

Clain e Leppel (2001) encontram resultado semelhante ao de Badgett (1995), para os EUA, onde homens *gays* ganham menos do que homens heterossexuais; já para as lésbicas observou-se que elas ganham mais do que mulheres heterossexuais. Além do mais, homossexuais (*gays* e/ou lésbicas) são em sua maioria brancos e a média de idade é menor do que a dos heterossexuais, além disso, possuem um maior nível educacional.

Fazendo uma agregação por níveis exigidos de habilidades nas ocupações, Berg e Lien (2002) verificam que o percentual de homens *gays* no grupo dos executivos (maior nível de habilidade) é maior do que o de homens heterossexuais; no caso das mulheres, ocorre o contrário e há prevalência de mulheres heterossexuais neste grupo nos EUA. Homens *gays* ganham 22% menos do que homens heterossexuais, evidência que vai de acordo com Badgett (1995) e Clain e Leppel (2001), e as lésbicas ganham 30% mais do que as mulheres heterossexuais; contudo, os resultados foram inconclusivos no que diz respeito à questão da discriminação.

Plug e Berkhout (2004) estudam a relação entre orientação sexual e rendimentos no início de carreira na Holanda. Os autores destacam que esse país é um dos mais tolerantes quanto a questões de gênero, como a homossexualidade. Os resultados indicam que os jovens e mais educados *gays* ganham 3% menos do que os heterossexuais; já os resultados para as mulheres jovens e lésbicas indicam que essas ganham 3% mais do que as heterossexuais; apesar dos dados não comparáveis e grupos etários diferentes, os resultados vão no mesmo sentido de Berg e Lien (2002) e Clain e Leppel (2001).

A fim de compreender o porquê da vantagem/desvantagem salarial devido à orientação sexual dos indivíduos, alguns estudos fazem uso da decomposição de Oaxaca e Blinder (1973). Antecol, Jong e Steinberger (2008) e Heineck (2009) evidenciam, para os EUA, que os homens *gays* ganham menos do que os heterossexuais e, ao avaliar os componentes da decomposição, encontram que a maior parte da diferença salarial é resultante do componente não explicado; nessa parcela da decomposição, pode haver presença de efeitos discriminatórios. Para ambos, os resultados de Heineck (2009) para lésbicas não indicaram presença de diferenças salariais e/ou componentes de discriminação como fator explicativo.

Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005) fazem estudo para o Reino Unido usando dados da *Labor Force Survey* (LFS) e observam que os homossexuais possuem melhor nível de educação do que os heterossexuais e também apresentam os níveis mais elevados de rendimento por hora. Os autores fazem uso da decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) e averiguam que, apenas na comparação entre *gays* e heterossexuais que vivem com parceiras (casados ou não), há uma evidência

de componentes discriminatórios para explicar a diferença salarial; *gays* poderiam ganhar 5% mais caso fossem heterossexuais com as mesmas características observadas. Para mulheres, não há perfil discriminatório nas comparações realizadas.

Tebaldi e Elmslie (2006) analisam o quão ser *gay/lésbica* impacta na oferta de trabalho para dados dos EUA. Pelos dados do estudo, *gays* ofertam menos horas de trabalho e *lésbicas* mais horas do que suas contrapartes heterossexuais. Outro resultado da pesquisa mostra que os *gays* têm maior probabilidade de não trabalhar tempo completo na semana<sup>2</sup>; no entanto, as mulheres *lésbicas* têm maior chance de trabalhar em período integral do que em apenas parte do tempo ou estarem sem emprego.

Ahmed, Andersson e Hammarstedt (2013) investigam se há discriminação contra homossexuais no processo de entrevista ou oferta de trabalho pelos empregadores no mercado de trabalho sueco. A presença de discriminação varia de acordo com a categoria ocupacional estudada e é concentrada no setor privado. Além disso, *gays* sofrem discriminação em ocupações dominadas por homens e as *lésbicas* nas dominadas por mulheres<sup>3</sup>.

No Brasil, ainda não há uma literatura consolidada sobre os impactos da orientação sexual sobre variáveis econômicas. Os principais estudos acerca do tema começaram a surgir após o Censo 2010, que permitiu melhor classificação dos homossexuais. Têm-se os trabalhos de Casari, Monsueto e Duarte (2013), Silva e Santos (2015), Monsueto, Duarte e Casari (2015), Suliano et al. (2016) e Jacinto et al. (2017).

Casari, Monsueto e Duarte (2013), usando dados do Censo 2010, limitando-se à Região Metropolitana de São Paulo (RMSP)<sup>4</sup> e estimando regressões salariais quantílicas, mostraram que ser homossexual é vantajoso tanto para homens quanto para mulheres, no sentido de possuir maior ganho salarial. O efeito fica mais forte nos quantis de maior rendimento.

Silva e Santos (2015) comparam o nível de bem-estar entre casais heterossexuais e homossexuais, utilizam dados do Censo 2010 e usam como *proxy* do nível de bem-estar o nível de renda total familiar. Ao comparar os casais homossexuais masculinos com os heterossexuais a diferença de renda familiar é de R\$ 4.180,82, sendo este valor favorável aos homossexuais. Esta diferença é explicada, principalmente, pelo capital humano acumulado entre os grupos. Da parte da diferença atribuída à orientação sexual, não se pode concluir que haja discriminação contra os *gays*, pois há um efeito positivo para esse grupo<sup>5</sup>.

Ao comparar casais homoafetivos femininos e heterossexuais, há uma vantagem para as homossexuais de R\$ 503,83, contudo, a diferença é bem menor do que aquela observada para os homens homossexuais. Aqui também há relevância dos fatores associados ao capital humano para explicar a diferença positiva, ou seja, mulheres homossexuais investem mais em educação. Outro fator que se destaca é que há presença de discriminação de gênero (mulheres com características iguais às dos homens são menos remuneradas), as mulheres homossexuais não sofrem discriminação por orientação sexual (SILVA; SANTOS, 2015).

Monsueto, Duarte e Casari (2015) realizam um estudo descritivo e comparativo entre heterossexuais e homossexuais com dados do Censo 2010. Verifica-se que os homossexuais possuem nível de escolaridade mais elevado; quanto aos índices de mercado de trabalho, entre os homossexuais, há menor taxa de inatividade, que pode estar ligada ao menor número de aposentados dentro dessa classe e casais com número menor de filhos. Homossexuais se concentram em atividades ligadas a serviços e empresas públicas; quanto às ocupações, esses estão naquelas que exigem maior nível de formação.

<sup>2</sup> Os autores consideram trabalhadores em período completo durante a semana quem trabalha mais do que 34 horas.

<sup>3</sup> Ver o artigo original para um melhor entendimento sobre a classificação de ocupações dominadas por homens e mulheres.

<sup>4</sup> Segundo os autores, essa limitação foi imposta a fim de lidar com uma amostra mais homogênea e para evitar fortes diferenças regionais.

<sup>5</sup> O fato de ser homossexual acresce à renda do homem, em média, R\$ 336,57. Para outros cenários analisados, ver Silva e Santos (2015).

De acordo com o estudo de Suliano et al. (2016), via estimação de regressões salariais com correção de seletividade amostral, os homens *gays* ganham mais do que suas contrapartes sexuais<sup>6</sup>. Para mulheres, o modelo sem correção aponta que as heterossexuais ganham, em média, mais do que as lésbicas; contudo, quando se controla por setores de atividade econômica e categorias ocupacionais, além da seletividade amostral, há a evidência inversa, portanto, mulheres lésbicas ganham mais.

Ao estudar a perspectiva de oferta de trabalho e orientação sexual, Jacinto et al. (2017) concluem que apenas homens sofrem discriminação, por serem homossexuais, ao ingressarem no mercado de trabalho, já as mulheres homossexuais não são discriminadas.

A seção seguinte apresenta os aspectos metodológicos do artigo, em que são expostos a fonte dos dados e o procedimento econométrico utilizado para captar o diferencial de rendimentos.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Dados

Os dados utilizados neste estudo são provenientes do Censo 2010, realizado pelo IBGE. A escolha dessa base se dá pelo fato que há a possibilidade de identificação, mesmo que indireta, da orientação sexual dos indivíduos<sup>7</sup>; além disso, é possível identificar no Censo outras características individuais que podem impactar nos rendimentos. Nesta base, há uma variável que especifica se o cônjuge do responsável pelo domicílio é do mesmo sexo, o que, juntamente com o sexo do indivíduo, caracteriza a orientação sexual (LENA; OLIVEIRA, 2015).

O problema dessa identificação é o fato de que não é possível captar homossexuais que não vivem em companhia de cônjuge e/ou solteiros. Assim, dada essa limitação, as comparações realizadas neste estudo são feitas entre os componentes de casais heterossexuais e homossexuais, ficando a discussão restrita à análise da Região Nordeste. Uma análise com foco em uma única região permite resultados mais homogêneos, como destacado por Casari, Monsueto e Duarte (2013), que fazem seu estudo apenas para a RMSP.

Para simplificar, usa-se o termo *gay* para homem homossexual e *lésbica* para mulher homossexual. A Tabela 1 apresenta o percentual de casais homossexuais na amostra. Sem distinção de gênero, os casais homossexuais representam 0,09%. Dos 1.055 casais homossexuais, 432 (40,90%) são de *gays* e 623 (59,10%) são de lésbicas.

**Tabela 1 – Orientação sexual dos casais – Região Nordeste – 2010**

	Frequência	Percentual
Heterossexuais	1.206.530	99,91
Homossexuais	1.055	0,09
Total	1.207.585	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

É importante ressaltar que os estudos aplicados à economia brasileira encontram resultados que devem ser observados com cautela, não é diferente para o caso tratado neste artigo. Parte dessa limitação está ligada ao conjunto de elementos disponíveis. Por exemplo, os dados da pesquisa só permitem captar os homossexuais que vivem em companhia do cônjuge, não sendo possível observar os homossexuais solteiros. Os baixos percentuais podem tanto estar associados à restrição da pesquisa quanto à classificação dos homossexuais, representados pela não declaração dos pesquisados. Uma

<sup>6</sup> Esse resultado foi encontrado no modelo sem correção de seletividade amostral; nos modelos com correção, os resultados não foram significativos estatisticamente.

<sup>7</sup> Casari, Monsueto e Duarte (2013) fazem uma explanação sobre as dificuldades de identificação dos homossexuais nas pesquisas, sendo esse um dos maiores empecilhos para análises com enfoque econômico.

série de fatores pode explicar essa subnotificação quanto à exposição da sexualidade, entre esses destacam-se as questões culturais, as religiosas e o preconceito.

O Quadro 1 apresenta as variáveis, suas descrições e os respectivos códigos, disponíveis no dicionário do Censo 2010, que foram utilizados na criação das variáveis utilizadas nesta pesquisa.

**Quadro 1 – Descrição das variáveis**

Variáveis		Código
<i>Variável dependente</i>		
W	Rendimento do trabalho principal por hora	V6513, V0653
<i>Variáveis independentes</i>		
Homossexual	=1 se é homossexual, 0 se heterossexual	V0502
Gay	=1 se homem homossexual, 0 se homem heterossexual	V0502, V0601
Lésbica	=1 se mulher homossexual, 0 se mulher heterossexual	
Educ1	=1 se sem instrução e fundamental incompleto, 0 caso contrário	V6400
Educ2	=1 se fundamental completo e médio incompleto, 0 caso contrário	
Educ3	=1 se médio completo e superior incompleto, 0 caso contrário	
Educ4	=1 se superior completo, 0 caso contrário	
Idade	Idade calculada em anos, <i>proxy</i> para experiência	V6036
Idade2	Termo quadrático da idade	
Urbano	=1 se reside em zona urbana, 0 caso contrário	V1006
RM	=1 se reside em região metropolitana, 0 caso contrário	V1004
Raça	=1 se é branco, 0 caso contrário	V0606
Chefe	=1 se é chefe de domicílio, 0 caso contrário	V0502
Ocup	<i>Dummies</i> para 11 categorias ocupacionais	V6461
Estados	<i>Dummies</i> para os 9 estados da Região Nordeste	V0001
NFAM <sup>a</sup>	Número de componentes da família	V5060
RNT <sup>a</sup>	Renda não proveniente do trabalho	V6527, V6525

Nota: (a) Variáveis utilizadas apenas na equação de seleção.

Fonte: Elaboração própria a partir do dicionário do Censo Demográfico 2010.

A escolha desse conjunto de variáveis se dá de acordo com a teoria do capital humano (MINCER, 1974), em que as variáveis de educação e experiência (a idade é utilizada como *proxy* da experiência dos indivíduos) são utilizadas como regressores; além disso, são inseridos controles para localização geográfica dos agentes (zona urbana, região metropolitana e estados de residência), pois, mesmo que se trabalhe apenas com uma região do Brasil, ainda há características distintas entre estados, por exemplo. Assim como proposto por Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005), foram utilizados controles para as categorias ocupacionais.

### 3.2. Estratégia econométrica

A estimação de regressões salariais, tal como proposto por Mincer (1974), está sujeita ao problema de seletividade amostral, como destacado por Heckman (1979). O problema surge, por exemplo, quando os pesquisadores selecionam apenas a massa de pessoas que possuem salário e não levam em consideração a decisão entre estar ocupado ou não, que depende do salário reserva<sup>8</sup> de cada indivíduo. Para corrigir esse problema, Heckman (1979)<sup>9</sup> propôs um método em dois estágios, em que em um primeiro momento é estimada a probabilidade de estar ocupado ou não:

<sup>8</sup> O salário de reserva pode ser interpretado como o valor mínimo a partir do qual os indivíduos optam por trabalhar ou não.

<sup>9</sup> Cameron e Trivedi (2005) apresentam algumas razões para a popularidade do estimador de Heckman em dois estágios.

$$L_i^* = Y' \beta_i + u_i \quad (1)$$

em que  $L_i^*$  designa a decisão de estar ocupado,  $Y$  representa um conjunto de variáveis exógenas que explicam essa decisão. A variável latente  $L_i^*$  é não observada, no entanto, o seu sinal determinará o comportamento da variável binária,  $L_i$ :

$$\begin{aligned} L_i &= 1 \text{ se } L_i^* > 0 \\ L_i &= 0 \text{ se } L_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Nesta etapa, será utilizado o modelo *probit* para computar essa probabilidade. O passo seguinte é estimar a equação de rendimentos levando em consideração o viés de seleção amostral; para tal, insere-se na equação a razão inversa de Mills, dada por:

$$\lambda_i = \frac{\phi(Y' \beta)}{\Phi(Y' \beta)} \quad (3)$$

E a equação de rendimento é dada por:

$$\ln w_i = Z' \gamma_i + \lambda_i \delta_\lambda + \mu_i \quad (4)$$

em que  $i$  = amostra completa, homens e mulheres,  $\ln w_i$  é o logaritmo natural do rendimento por hora de cada agente,  $Z$  é um subconjunto das variáveis utilizadas na Equação (1) e descritas no Quadro 1,  $\lambda_i$  é a razão inversa de Mills e  $\mu_i$  um termo de erro aleatório.

Nas equações de participação e salário, são colocadas como regressores as *dummies* que indicam a orientação sexual do indivíduo. Para cada caso, são realizadas duas especificações; a primeira não inclui as *dummies* para as categorias ocupacionais; já a segunda as inclui. A ideia aqui é verificar se os parâmetros são sensíveis à escolha ocupacional dos agentes. Os grupos das ocupações foram definidos usando a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) de 2010.

Após a inspeção dos modelos estimados pela Equação (4), é realizada a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), com correção de seletividade amostral. Para esse caso, são realizadas regressões salariais, para cada grupo:

$$\ln w_j = X' \beta_j + \varepsilon_j \quad (5)$$

em que  $j = A$  (Heterossexuais),  $B$  (Homossexuais).

De acordo com Jann (2008) a decomposição *two-fold* (em dois termos) é dada por:

$$D = \ln \hat{w}_A - \ln \hat{w}_B = (X_A - X_B)' \beta^* + [X_A' (\beta_A - \beta^*) + X_B' (\beta_B - \beta^*)] \quad (6)$$

em que  $D$  é a diferença entre os dois grupos analisados,  $\beta^*$  é um vetor de coeficientes não discriminatórios<sup>10</sup> estimados a partir do *pooled model*, dado pela Equação (4) (NEUMARK, 1988; OAXACA; RANSOM, 1994). O primeiro termo da decomposição,  $(X_A - X_B)' \beta^*$ , está associado à diferença entre as características observadas dos grupos A e B (efeito dotação, efeito quantidade, parte explicada, entre outras, são algumas das denotações usadas para esse termo). O segundo termo,  $X_A' (\beta_A - \beta^*) + X_B' (\beta_B - \beta^*)$ , é a parte não explicada pelas características observadas dos indivíduos. Essa última é usualmente atribuída à discriminação, mas é importante ressaltar que ela também captura todos os efeitos potenciais de diferenças em variáveis não observadas (JANN, 2008). Na

<sup>10</sup> Para mais detalhes sobre esse e outros tipos de decomposição, ver Jann (2008).

próxima seção, são expostos os resultados encontrados. Em primeiro lugar, levantam-se as características descritivas e, logo após, são apresentados e discutidos os modelos estimados.

#### 4. Resultados e discussão

##### 4.1. Análise descritiva

Nesta seção, serão expostas algumas características gerais dos indivíduos que compõem a Região Nordeste, conforme sua orientação sexual. Na Tabela 2, serão apresentados os dados sobre o nível de instrução e, como pode ser visto, a classe dos homossexuais é a que possui maior grau de escolaridade; sem fazer distinção de gênero e comparados com os heterossexuais da amostra, eles possuem 50,26% de indivíduos com ensino médio completo e superior incompleto e nível superior completo. Apenas 31,73% não têm instrução e ensino fundamental incompleto.

**Tabela 2 – Nível de instrução por orientação sexual (%) – Região Nordeste – 2010**

	Todos		Homens		Mulheres	
	Heterossexual	Homossexual	Heterossexual	Gay	Heterossexual	Lésbica
Sem instrução e fundamental incompleto	66,21	31,73	70,84	26,77	61,65	35,19
Fundamental completo e médio incompleto	12,26	18,01	11,10	15,87	13,40	19,50
Médio completo e superior incompleto	14,40	35,06	14,73	37,89	19,51	33,09
Superior completo	4,39	15,20	3,33	19,47	5,44	12,22

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

Ao analisar apenas os homens da amostra, os *gays* também se sobressaem na comparação dos níveis de educação, 19,47% dos homens *gays* possuem ensino superior, em contraste com apenas 3,33% dos homens heterossexuais. No que compete às mulheres, 12,22% das lésbicas possuem superior completo. Esses resultados vão de acordo com as pesquisas nacionais de Suliano et al. (2016) e Casari, Monsueto e Duarte (2013). Além disso, resultados semelhantes se repetem em países como EUA, reportados por Clain e Leppel (2001), Berg e Lien (2002), Antecol, Jon e Steinberg (2008), e Reino Unido, evidenciado por Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005).

A Tabela 3 apresenta os valores em percentuais para heterossexuais, homossexuais (*gays*/lésbicas), *gays* e lésbicas, conforme a distribuição por categorias ocupacionais<sup>11</sup>. Para os heterossexuais, a categoria com maior participação é a de Ocupações Elementares (aqui estão incluídas ocupações como: trabalhadores dos serviços domésticos em geral, limpeza de edifícios, ajudantes de cozinha). Para o grupo de homossexuais, a categoria com mais representatividade é a de Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio e Mercados (21,76%), seguida das Ocupações Elementares (18,13%).

*Gays* se concentram em maior número na classe dos Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio e Mercados, seguidos de Profissionais das Ciências e Intelectuais (18,18%), fato que pode estar associado a seu elevado nível de instrução, como descrito na Tabela 2. Para as mulheres lésbicas, o grupo com maior representatividade é Ocupações Elementares; essa alta concentração pode estar associada ao tipo de ocupação presente nesse grupo.

Uma categoria ocupacional que possui um resultado interessante é a de Diretores e Gerentes, o grupo com maior percentual é o de *gays* (6,78%); novamente, isso pode estar atrelado à formação elevada dos *gays*, pois essa categoria é marcada por profissionais de maior qualificação. 2,9% dos heterossexuais estão nessa categoria.

<sup>11</sup> Para detalhes sobre a composição dos agrupamentos ocupacionais, ver CBO 2010.

**Tabela 3 – Distribuição das categorias ocupacionais por orientação sexual (%) – Região Nordeste – 2010**

Categoria Ocupacional	Heterossexual	Homossexual	Gay	Lésbica
Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares	0,37	0,25	0,58	0,00
Diretores e Gerentes	2,90	5,47	6,78	4,44
Profissionais das Ciências e Intelectuais	7,32	16,67	18,18	15,47
Técnicos e Profissionais de Nível Médio	4,08	8,27	9,52	7,28
Trabalhadores de Apoio Administrativo	3,19	7,38	7,50	7,28
Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio e Mercados	13,38	21,76	21,65	21,84
Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, da Caça e da Pesca	20,97	4,77	6,20	3,64
Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios	9,73	4,45	5,92	3,30
Operadores de Instalações e Máquinas e Montadores	7,21	5,22	3,75	6,37
Ocupações Elementares	25,52	18,13	10,97	23,78
Ocupações Mal Definidas	5,33	7,63	8,95	6,60

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

A Tabela 4 exibe as médias das demais variáveis utilizadas para traçar o perfil dos heterossexuais e dos homossexuais da amostra utilizada. A idade dos heterossexuais é maior do que a dos homossexuais. 77% dos homens heterossexuais são chefes de domicílio, já no caso das mulheres esse percentual é maior para as lésbicas (50%). A quantidade de indivíduos declarados brancos, entre as diferentes categorias, concentra-se na vizinhança dos 30%.

**Tabela 4 – Média das demais variáveis por orientação sexual – Região Nordeste – 2010**

	Todos		Homens		Mulheres	
	Heterossexual	Homossexual	Heterossexual	Gay	Heterossexual	Lésbica
Idade	42,80	34,10	44,80	34,50	40,80	33,70
Chefe do Domicílio (%)	50	50	77	50	23	50
Raça (%)	29	33	28	34	28	32
Urbano (%)	64	89	64	89	63	90
Região Metropolitana (%)	26	54	25	60	25	51
Rendimento Mensal	684,17	1.262,63	755,86	1.540,65	555,47	1.043,44
Horas Semanais	37,79	38,90	40,30	40,30	33,33	37,89

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

Os homossexuais residem em sua maioria na zona urbana (89%); desse percentual, 54% vivem em Regiões Metropolitanas. Essa questão da área de residência, como destacado por Suliano et al. (2016), pode estar associada ao fato de que nestes ambientes, zona urbana e/ou região metropolitana, há uma maior tolerância aos diferentes padrões sexuais e, conseqüentemente, espera-se que haja menos discriminação.

Quanto aos rendimentos do trabalho principal, esse é mais elevado para os homossexuais, tanto visto de forma agregada, como ao analisar gays e lésbicas. O fato de possuírem um melhor nível educacional pode justificar o fato de possuírem melhores salários. As horas de trabalho de homens gays e heterossexuais são semelhantes; no caso das mulheres, as lésbicas possuem tanto maior rendimento quanto maior jornada de trabalho semanal. A seguinte subseção explora informações mais precisas sobre a relação das características selecionadas e rendimentos.

## 4.2. Equações mincerianas e decomposição de Oaxaca e Blinder (1973)

A Tabela 5 exhibe os modelos mincerianos estimados<sup>12</sup>, com e sem controles para as categorias ocupacionais. Os modelos das colunas 1 e 2 dizem respeito à amostra como um todo, sem distinção de sexo, apenas uma *dummy* para indicar se o indivíduo é homossexual (*gay* ou *lésbica*). O resultado para essa *dummy* sugere que os homossexuais possuem vantagem salarial frente aos heterossexuais.

As variáveis de educação impactam de forma positiva os salários quando comparadas com a categoria de referência (Educ1 = Sem Instrução e Fundamental Incompleto), sendo esse impacto maior na *dummy* Educ4, que representa as pessoas com nível superior completo. Idade também tem relação positiva, contudo decrescente. Residir em área urbana e em região metropolitana, ser branco e ser chefe de domicílio tem impacto positivo nos salários.

**Tabela 5 – Modelos mincerianos com correção de seletividade amostral – Região Nordeste – 2010**

Variável dependente: logaritmo natural do rendimento mensal por hora

Especificação	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Homossexual	0,059** (0,010)	0,057** (0,009)	-	-	-	-
Gay	-	-	0,122* (0,000)	0,091** (0,005)	-	-
Lésbica	-	-	-	-	0,072*** (0,019)	0,091** (0,002)
Educ2	0,323* (0,000)	0,233* (0,000)	0,317* (0,000)	0,235* (0,000)	0,323* (0,000)	0,258* (0,000)
Educ3	0,630* (0,000)	0,434* (0,000)	0,627* (0,000)	0,455* (0,000)	0,654* (0,000)	0,466* (0,000)
Educ4	1,466* (0,000)	1,089* (0,000)	1,607* (0,000)	1,227* (0,000)	1,420* (0,000)	1,045* (0,000)
Idade	0,020* (0,000)	0,016* (0,000)	0,020* (0,000)	0,015* (0,000)	0,012* (0,000)	0,014* (0,000)
Idade2	-0,00009* (0,000)	-0,00007* (0,000)	-0,00008* (0,000)	-0,00005* (0,000)	0,00002*** (0,030)	-0,00003** (0,003)
Urbano	0,212* (0,000)	0,147* (0,000)	0,194* (0,000)	0,111* (0,000)	0,113* (0,000)	0,167* (0,000)
RM	0,245* (0,000)	0,235* (0,000)	0,233* (0,000)	0,214* (0,000)	0,218* (0,000)	0,244* (0,000)
Raça	0,114* (0,000)	0,095* (0,000)	0,108* (0,000)	0,088* (0,000)	0,118* (0,000)	0,101* (0,000)
Chefe	0,129* (0,000)	0,141* (0,000)	0,084* (0,000)	0,077* (0,000)	-0,006 (0,053)	0,009** (0,006)
Controle para ocupações	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controle para Estados	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Razão Inversa de Mills	-0,212* (0,000)	-0,060* (0,000)	-0,407* (0,000)	-0,291* (0,000)	-0,253* (0,000)	0,056* (0,001)
Constante	0,069* (0,000)	0,528* (0,000)	0,203* (0,000)	0,668* (0,000)	0,219* (0,000)	0,421* (0,000)
N	1.153.075	1.153.075	757.903	757.903	395.340	395.340

Nota: (a) *p*-valor entre parênteses. \*\*\* *p* < 0,05, \*\* *p* < 0,01, \* *p* < 0,001.

(b) As estimações dos coeficientes dos controles de ocupações e de estados encontram-se nos Apêndices B e C.

(c) Estimções realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

<sup>12</sup> A estimação da equação de seleção utilizada no procedimento de Heckman pode ser consultada no Apêndice A. Com o intuito de não deixar o texto excessivamente extenso, os resultados sem correção de seletividade amostral foram suprimidos; caso necessário, podem ser disponibilizados via solicitação aos autores.

As especificações 3 e 4 apresentam a estimação apenas para homens; aqui é inserida uma variável para indicar se o indivíduo é *gay* ou não. Assim como em Suliano et al. (2016), os modelos indicam que os *gays* ganham, em média, mais do que os homens heterossexuais, resultado que diverge de Clain e Leppel (2001), Berg e Lien (2002), por exemplo. As colunas 5 e 6 mostram os modelos para as mulheres, aqui também se nota que as lésbicas têm melhor remuneração do que as mulheres heterossexuais, como pode ser visto pelo sinal da variável lésbica; esse resultado vai de encontro com Plug e Berkhout (2004), além de Clain e Leppel (2001) e Berg e Lien (2002).

É importante destacar que os resultados dessas *dummies* e das demais variáveis foram alterados com a inserção dos controles de categoria ocupacional; na maioria dos casos, houve redução dos coeficientes estimados, indicação, sobrestimação do modelo sem esses controles, o que reforça a importância de utilizá-los.

Nota-se também a relevância da correção da seletividade amostral, captada pela razão inversa de Mills, que foi significativa em todas as especificações realizadas.

A segunda etapa é tentar verificar por quais motivos há essa vantagem salarial para homossexuais, se ocorre por características observáveis ou não observáveis dos indivíduos. Para atingir esse objetivo, são realizadas decomposições do tipo Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

Para realizar a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), são estimadas regressões salariais para cada grupo estudado, dadas pela Equação (5). Novamente, são realizadas duas especificações para cada grupo, com e sem controles de ocupação. As decomposições detalhadas se encontram no Apêndice D.

A Tabela 6 apresenta os resultados da decomposição. As especificações 2, 4 e 6 apresentam como controles adicionais as *dummies* de ocupação. Em todos os casos, a diferença entre os valores preditos mostrou-se negativa, indicando a vantagem salarial dos homossexuais frente aos heterossexuais, como visto tanto na análise descritiva quanto nos modelos mincerianos estimados.

A maior diferença percebida foi a do grupo dos homens, com um diferencial de -0,636. Na especificação 3, sem controles de ocupação, a parte explicada é responsável por 81% dessa diferença, o que quer dizer que as características observáveis dos homens homossexuais são melhores do que as dos homens heterossexuais. Somente a educação (soma dos coeficientes das *dummies* Educ2, Educ3, Educ4) explica 67% do diferencial. A parte não explicada também age no sentido de ampliar essa diferença em favor dos homossexuais, ainda para o modelo 3, essa representa 19% desse diferencial. Logo, não se pode concluir que haja efeito negativo da discriminação para os dados da pesquisa.

**Tabela 6 – Decomposição de Oaxaca-Blinder com correção de seletividade amostral – (1973) – Região Nordeste – 2010**

Especificação	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Heterossexuais	1,233* (0,000)	1,233* (0,000)	1,233* (0,000)	1,233* (0,000)	1,234* (0,000)	1,234* (0,000)
Homossexuais	1,634* (0,000)	1,634* (0,000)	1,869* (0,000)	1,869* (0,000)	1,446* (0,000)	1,446* (0,000)
Diferença	-0,401* (0,000)	-0,401* (0,000)	-0,636* (0,000)	-0,636* (0,000)	-0,212* (0,000)	-0,212* (0,000)
Explicada	-0,342* (0,000)	-0,344* (0,000)	-0,514* (0,000)	-0,545* (0,000)	-0,140* (0,000)	-0,122* (0,000)
Não Explicada	-0,059*** (0,014)	-0,057*** (0,014)	-0,122* (0,000)	-0,091** (0,007)	-0,072*** (0,028)	-0,091** (0,005)
N	1.153.075	1.153.075	757.903	757.903	395.340	395.340

Nota: (a) *p*-valor entre parênteses. \*\*\* *p* < 0,05, \*\* *p* < 0,01, \* *p* < 0,001.

(b) Estimações realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

Para o modelo 4, o comportamento é semelhante: 86% do diferencial é explicado pelo efeito quantidade e a educação representa 51% do poder explicativo; já a parte não explicada representa

14% da diferença entre homens heterossexuais e *gays*. Os resultados para a Região Nordeste do Brasil, aqui explanados, diferem dos trabalhos de Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005), Antecol, Jong e Steinberger (2008) e Heineck (2009), pois nessas pesquisas houve um efeito negativo da discriminação.

Para as mulheres, o diferencial foi menor do que para os homens, na ordem de -0,212, sendo que 66% é da parte explicada (44% advém da educação) e 34% da parte não explicada da decomposição. O modelo com controles ocupacionais para as mulheres apresenta como explicação da diferença salarial 57,5% da parte explicada e 42,5% da não explicada. Novamente, para as mulheres, pode-se enxergar pelo componente não explicado negativo (no sentido de aumentar a diferença em favor das lésbicas) que não há efeitos discriminatórios negativos; resultado semelhante para as mulheres foi obtido por Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005) em que para dados do Reino Unido não houve presença de impactos negativos de discriminação com mulheres lésbicas.

## 5. Considerações finais

Apesar de haver uma literatura extensa sobre determinantes salariais sob a perspectiva de gênero e raça, ainda há pouca literatura sobre os impactos da orientação sexual sobre os rendimentos, internacionalmente, e, principalmente, a nível nacional e/ou local. Dessa forma, esta pesquisa teve como objetivo principal avaliar os componentes que explicam a vantagem salarial percebida para indivíduos homossexuais, como já visto nos trabalhos de Suliano et al. (2016) e Casari, Monsueto e Duarte (2013).

Da análise do perfil da amostra selecionada, nota-se que os homossexuais possuem níveis de capital humano mais elevados do que os heterossexuais. Cerca de 15,2% dos homossexuais possuem ensino superior, já no grupo dos heterossexuais apenas 4,29% estão nesse mesmo nível de instrução. O rendimento mensal também é maior para o grupo dos homossexuais.

Dos modelos mincerianos estimados, percebe-se que tanto analisando de forma agregada os homossexuais como separando em *gays* e lésbicas, estes ganham mais do que suas contrapartes sexuais, controlando os modelos com variáveis de estudo, idade e outras características sociodemográficas. Além do mais, testou-se a hipótese de sensibilidade à inserção das *dummies* de ocupação e percebeu-se que nos modelos em que elas não estão presentes há superestimação dos parâmetros.

Pela decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), verificou-se que a maior parte da diferença salarial favorável ao grupo de homossexuais é devido às características observáveis dos indivíduos e não houve presença de fatores discriminatórios que diminuem esse diferencial. Em todos os casos, pode-se notar que o fato de ser homossexual (além das outras características não observáveis) age no sentido de ampliar a diferença.

Apesar de os resultados indicarem que não há efeito negativo em ser homossexual no mercado de trabalho do Nordeste brasileiro, é importante destacar que a pesquisa se limita a homossexuais que vivem com parceiros no mesmo domicílio. Além disto, parte dos homossexuais acaba por não revelar sua orientação sexual com receio de sofrerem consequências negativas, como destacado por Medeiros (2007). E, também, os dados utilizados foram coletados antes da legalização do casamento civil entre pessoas do mesmo sexo, que só foi permitido no Brasil em 2013, e que traria resultados benéficos para a coleta dos dados, pois haveria maior liberdade da exposição da condição sexual, agora, amparada por lei. Espera-se que em pesquisas futuras haja mais abertura quanto à homossexualidade e suas formas, para uma melhor identificação dos indivíduos.

Tanto no Brasil quanto em diversos países, as políticas estão sendo mais abertas às orientações sexuais dos indivíduos, ampliando seus direitos (como o casamento civil), o que pode agir no sentido de dirimir possíveis impactos de discriminação. Esta pesquisa não exaure os estudos necessários para esse grupo no Brasil, pois, limita-se apenas à Região Nordeste.

Em pesquisas futuras, pode-se tanto ampliar a amostra para o Brasil quanto analisar o modelo de decomposição de diferenças salariais quantílicas, pois o comportamento da distribuição de salários não é homogêneo, porquanto, como visto em Casari, Monsueto e Duarte (2013), os ganhos favoráveis

aos homossexuais são mais fortes em quantis mais elevados de renda. Como sugestão para a elaboração de pesquisas futuras, é interessante captar homossexuais solteiros e seu perfil socioeconômico, além de outras relações, como impactos na produtividade e oferta de trabalho.

## Referências

- AHMED, A. M.; ANDERSSON, L.; HAMMARSTEDT, M. Are gay men and lesbians discriminated against in the hiring process? *Southern Economic Journal*, v. 79, n. 3, p. 565-585, 2013.
- ANTECOL, H.; JONG, A.; STEINBERGER, M. The sexual orientation wage gap: the role of occupational sorting and human capital. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 61, n. 4, p. 518-543, 2008.
- ARABSHEIBANI, G. R.; MARIN, A.; WADSWORTH, J. Gay pay in the UK. *Economica*, v. 72, n. 286, p. 333-347, 2005.
- BADGETT, M. V. L. The wage effects of sexual orientation discrimination. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 48, n. 4, p. 726-739, 1995.
- BERG, N.; LIEN, D. Measuring the effect of sexual orientation on income: evidence of discrimination? *Contemporary Economic Policy*, v. 20, n. 4, p. 394-414, 2002.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, p. 436-455, 1973.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, 2005.
- CASARI, P.; MONSUETO, S. E.; DUARTE, P. H. E. Impacto da orientação sexual sobre o rendimento do trabalho. In: *Anais do 41º Encontro Nacional de Economia*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC). Foz do Iguaçu, RS, Brasil, 2013.
- CLAIN, S. H.; LEPPPEL, K. An investigation into sexual orientation discrimination as an explanation for wage differences. *Applied Economics*, v. 33, n. 1, p. 37-47, 2001.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- HEINECK, G. Sexual orientation and earnings: evidence from the ISSP. *Applied Economics Letters*, v. 16, n. 13, p. 1351-1354, 2009.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico de 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- JACINTO, P. D. A.; FRIO, G. S.; UHR, D. A. P.; UHR, J. Z. G. Offer of work and sexual orientation: evidence of Brazil. *The Empirical Economics Letters*, v. 16, p. 663-667, 2017.
- JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.
- LENA, F. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Padrões de seletividade relacionados aos casais homossexuais e heterossexuais no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 32, n. 1, p. 121-137, 2015.
- MEDEIROS, M. O trabalhador homossexual: o direito à identidade sexual e à não discriminação no trabalho. In.: POCAHY, F. (Org.). *Rompendo o silêncio: homofobia e heterossexismo na sociedade contemporânea*. Políticas, teoria e atuação. Porto Alegre: Nuances, 2007, p.81-90.

- MINCER, J. *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research, 1974.
- MONSUETO, S. E.; DUARTE, P. H. E.; CASARI, P. Orientação sexual e discriminação no mercado de trabalho: uma investigação sobre o desemprego e a segregação ocupacional de trabalhadores. In: *Anais do XIV Encontro Nacional da ABET*. Associação Brasileira de Estudos do Trabalho (ABET). Campinas, SP, 2015.
- NEUMARK, D. Employer's discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, v. 23, n. 3, p. 279-295, 1988.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.
- OAXACA, R.; BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- OAXACA, R.; RANSOM, M. On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, v. 61, n. 1, p. 5-21, 1994.
- PLUG, E.; BERKHOUT, P. Effects of sexual preferences on earnings in the Netherlands. *Journal of Population Economics*, v. 17, n. 1, p. 117-131, 2004.
- SILVA, W. R.; SANTOS, D. D. Trabalho e bem-estar - uma comparação entre casais heterossexuais e homossexuais brasileiros. In: *Anais do 43º Encontro Nacional de Economia*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC). Florianópolis, SC, 2015.
- SULIANO, D. et al. Sexual orientation and wage differentials in Brazilian labour market. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 3, p. 195-221, 2016.
- TEBALDI, E.; ELMSLIE, B. Sexual orientation and labour supply. *Applied Economics*, v. 38, n. 5, p. 549-562, 2006.

## Apêndice

## Apêndice A – Equação de seleção do procedimento de Heckman em dois estágios – Região Nordeste – 2010

Tabela 7 – Equação de seleção – Região Nordeste – 2010

Especificação	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Homossexual	0,311*	0,316*	-	-	-	-
	(0,000)	(0,000)	-	-	-	-
Gay	-	-	0,075	0,035	-	-
	-	-	(0,525)	(0,794)	-	-
Lésbica	-	-	-	-	0,564*	0,534*
	-	-	-	-	(0,000)	(0,000)
Educ2	0,309*	0,081*	0,349*	0,093*	0,374*	0,160*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Educ3	0,660*	0,173*	0,634*	0,146*	0,832*	0,319*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Educ4	1,345*	0,387*	1,144*	0,238*	1,602*	0,597*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Idade	0,042*	0,029*	0,023*	0,006*	0,064*	0,054*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Idade2	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,000*	-0,001*	-0,001*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Urbano	0,930*	0,601*	0,888*	0,521*	0,963*	0,654*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
RM	0,404*	0,290*	0,465*	0,300*	0,340*	0,287*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Raça	0,013*	-0,022*	0,010***	-0,025*	0,025*	-0,015**
	(0,000)	(0,000)	(0,019)	(0,000)	(0,000)	(0,009)
Chefe	0,368*	0,397*	0,075*	0,075*	0,184*	0,176*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
RNT	-0,000*	-0,000*	-0,000*	-0,000*	-0,000*	-0,000*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
NFAM	-0,026*	-0,013*	-0,009*	0,004*	-0,045*	-0,030*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
Maranhão	-0,253*	-0,263*	-0,364*	-0,368*	-0,148*	-0,185*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Piauí	-0,340*	-0,402*	-0,427*	-0,481*	-0,245*	-0,319*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ceará	-0,150*	-0,164*	-0,269*	-0,251*	-0,018***	-0,105*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,027)	(0,000)
Rio Grande do Norte	-0,079*	-0,138*	-0,159*	-0,205*	-0,015	-0,116*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,156)	(0,000)
Paraíba	-0,313*	-0,350*	-0,366*	-0,383*	-0,279*	-0,354*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Pernambuco	-0,030*	-0,028*	-0,031*	-0,028*	-0,051*	-0,049*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Alagoas	-0,269*	-0,304*	-0,314*	-0,329*	-0,257*	-0,335*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Sergipe	0,173*	0,126*	0,203*	0,173*	0,120*	0,049*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ocup1	-	6,070	-	5,361	-	5,452
		(.)		(.)		(.)
Ocup2	-	0,945*	-	0,718*	-	0,972*
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Ocup3	-	1,133*	-	0,502*	-	1,471*
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Ocup4	-	1,053*	-	0,551*	-	1,279*
		(0,000)		(0,000)		(0,000)

**Tabela 7 – Equação de seleção – Região Nordeste – 2010**

Especificação	Todos		Homens		Mulheres		Conclusão
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Ocup5	-	0,610* (0,000)	-	0,363* (0,000)	-	0,820* (0,000)	
Ocup6	-	0,528* (0,000)	-	0,341* (0,000)	-	0,702* (0,000)	
Ocup7	-	-1,025* (0,000)	-	-1,536* (0,000)	-	-0,931* (0,000)	
Ocup8	-	0,917* (0,000)	-	0,446* (0,000)	-	0,619* (0,000)	
Ocup9	-	0,984* (0,000)	-	0,482* (0,000)	-	1,094* (0,000)	
Ocup10	-	-0,491* (0,000)	-	-1,167* (0,000)	-	-0,060* (0,000)	
Constante	-0,251* (0,000)	0,585* (0,000)	0,601* (0,000)	2,137* (0,000)	-0,973* (0,000)	-0,439* (0,000)	
N	1.402.525	1.402.525	894.085	894.085	508.616	508.616	
Censurada	249.450	249.450	136.182	136.182	113.276	113.276	
Não Censurada	1.153.075	1.153.075	757.903	757.903	395.340	395.340	

Nota: (a)  $p$ -valor entre parênteses. \*\*\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,001$ .

(b) As *dummies* de ocupação estão definidas como na Tabela 8.

(c) Estimações realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

### Apêndice B – Estimações dos coeficientes das categorias ocupacionais do modelo minceriano com correção de seletividade amostral – Região Nordeste – 2010

**Tabela 8 – Modelos mincerianos – Controles de ocupação – Região Nordeste – 2010**

Especificação	Todos	Homens	Mulheres
	(2)	(4)	(6)
Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares (Ocup1)	0,566* (0,000)	0,518* (0,000)	0,788* (0,000)
Diretores e Gerentes (Ocup2)	0,310* (0,000)	0,341* (0,000)	0,250* (0,000)
Profissionais das Ciências e Intelectuais (Ocup3)	0,159* (0,000)	0,271* (0,000)	0,179* (0,000)
Técnicos e Profissionais de Nível Médio (Ocup4)	0,123* (0,000)	0,170* (0,000)	0,058* (0,000)
Trabalhadores de Apoio Administrativo (Ocup5)	-0,111* (0,000)	-0,095* (0,000)	-0,072* (0,000)
Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio e Mercados (Ocup6)	-0,211* (0,000)	-0,185* (0,000)	-0,193* (0,000)
Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, da Caça e da Pesca (Ocup7)	-0,608* (0,000)	-0,497* (0,000)	-0,721* (0,000)
Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios (Ocup8)	-0,196* (0,000)	-0,196* (0,000)	-0,470* (0,000)
Operadores de Instalações e Máquinas e Montadores (Ocup9)	-0,145* (0,000)	-0,093* (0,000)	-0,400* (0,000)
Ocupações Elementares (Ocup10)	-0,495* (0,000)	-0,439* (0,000)	-0,461* (0,000)
N	1.153.075	759.830	396.338

Nota: (a)  $p$ -valor entre parênteses. \*\*\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,001$ .

(b) Para cada ocupação há um código associado, enumerado de 1 a 11.

(c) Ocupações Mal Definidas (Ocup11) é a categoria de referência para a análise das *dummies*.

(d) Estimações realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

**Apêndice C – Estimações dos coeficientes das *dummies* de estados do modelo minceriano com correção de seletividade amostral – Região Nordeste – 2010**

**Tabela 9 – Modelos mincerianos com correção de seletividade amostral – *Dummies* de estado – Região Nordeste – 2010**

Especificação	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Maranhão	-0,047* (0,000)	-0,058* (0,000)	-0,041* (0,000)	-0,050* (0,000)	-0,021* (0,000)	-0,050* (0,000)
Piauí	-0,136* (0,000)	-0,164* (0,000)	-0,119* (0,000)	-0,148* (0,000)	-0,118* (0,000)	-0,150* (0,000)
Ceará	-0,204* (0,000)	-0,203* (0,000)	-0,205* (0,000)	-0,201* (0,000)	-0,177* (0,000)	-0,171* (0,000)
Rio Grande do Norte	-0,043* (0,000)	-0,060* (0,000)	-0,050* (0,000)	-0,069* (0,000)	-0,023* (0,000)	-0,031* (0,000)
Paraíba	-0,147* (0,000)	-0,158* (0,000)	-0,167* (0,000)	-0,175* (0,000)	-0,074* (0,000)	-0,103* (0,000)
Pernambuco	-0,050* (0,000)	-0,054* (0,000)	-0,064* (0,000)	-0,065* (0,000)	-0,025* (0,000)	-0,024* (0,000)
Alagoas	-0,038* (0,000)	-0,047* (0,000)	-0,061* (0,000)	-0,065* (0,000)	0,034* (0,000)	-0,006 (0,251)
Sergipe	-0,005 (0,269)	-0,003 (0,511)	-0,019* (0,000)	-0,016** (0,002)	0,004 (0,633)	0,017*** (0,018)

Nota: (a) *p*-valor entre parênteses. \*\*\* *p* < 0,05, \*\* *p* < 0,01, \* *p* < 0,001.

(b) O Estado da Bahia é a categoria de referência.

(c) Estimações realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

**Apêndice D – Decomposição de Oaxaca e Blinder (1973) detalhada**

**Tabela 10 – Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) detalhada – Região Nordeste – 2010**

	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Explicada						
Educ2	-0,011* (0,000)	-0,008* (0,000)	-0,007 (0,110)	-0,005 (0,110)	-0,014** (0,001)	-0,011** (0,001)
Educ3	-0,095* (0,000)	-0,066* (0,000)	-0,133* (0,000)	-0,097* (0,000)	-0,035** (0,001)	-0,025** (0,001)
Educ4	-0,164* (0,000)	-0,122* (0,000)	-0,285* (0,000)	-0,218* (0,000)	-0,035 (0,050)	-0,026 (0,050)
Idade	0,105* (0,000)	0,084* (0,000)	0,117* (0,000)	0,087* (0,000)	0,046* (0,000)	0,055* (0,000)
Idade2	-0,041* (0,000)	-0,031* (0,000)	-0,042* (0,000)	-0,026* (0,000)	0,008 (0,053)	-0,009*** (0,014)
Urbano	-0,042* (0,000)	-0,029* (0,000)	-0,041* (0,000)	-0,023* (0,000)	-0,019* (0,000)	-0,028* (0,000)
RM	-0,069* (0,000)	-0,066* (0,000)	-0,076* (0,000)	-0,070* (0,000)	-0,052* (0,000)	-0,058* (0,000)
Raça	-0,005* (0,001)	-0,004* (0,001)	-0,005** (0,008)	-0,004** (0,008)	-0,003 (0,142)	-0,002 (0,142)
Chefe	0,009* (0,000)	0,010* (0,000)	0,021* (0,000)	0,020* (0,000)	0,002 (0,053)	-0,002** (0,007)
Maranhão	-0,002* (0,000)	-0,003* (0,000)	-0,002* (0,000)	-0,002* (0,000)	-0,001** (0,001)	-0,002* (0,000)
Piauí	-0,004* (0,000)	-0,005* (0,000)	-0,006* (0,000)	-0,007* (0,000)	-0,002 (0,098)	-0,002 (0,097)

*Continua*

Tabela 10 – Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) detalhada – Região Nordeste – 2010

Continua

	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ceará	0,017* (0,000)	0,017* (0,000)	0,015* (0,000)	0,014* (0,000)	0,017* (0,000)	0,016* (0,000)
Rio Grande do Norte	0,001*** (0,010)	0,001** (0,010)	0,001 (0,270)	0,001 (0,269)	0,001*** (0,030)	0,001*** (0,020)
Paraíba	-0,000 (0,968)	-0,000 (0,968)	-0,003*** (0,039)	-0,004*** (0,039)	0,001 (0,113)	0,002 (0,111)
Pernambuco	0,003* (0,000)	0,003* (0,000)	0,005* (0,000)	0,005* (0,000)	0,001** (0,009)	0,001** (0,009)
Alagoas	-0,004* (0,000)	-0,005* (0,000)	-0,006* (0,000)	-0,007* (0,000)	0,003* (0,000)	-0,001 (0,238)
Sergipe	-0,000 (0,498)	-0,000 (0,597)	-0,000 (0,117)	-0,000 (0,124)	-0,000 (0,793)	-0,000 (0,758)
Ocup1	-	0,001 (0,153)	-	0,000 (0,818)	-	0,000* (0,000)
Ocup2	-	-0,007* (0,000)	-	-0,012* (0,000)	-	-0,003 (0,112)
Ocup3	-	-0,013* (0,000)	-	-0,039* (0,000)	-	0,002 (0,290)
Ocup4	-	-0,005* (0,000)	-	-0,009* (0,000)	-	-0,001*** (0,014)
Ocup5	-	0,004* (0,000)	-	0,005* (0,000)	-	0,001 (0,238)
Ocup6	-	0,014* (0,000)	-	0,016* (0,000)	-	0,004 (0,208)
Ocup7	-	-0,060* (0,000)	-	-0,055* (0,000)	-	-0,040* (0,000)
Ocup8	-	-0,014* (0,000)	-	-0,021* (0,000)	-	0,005 (0,105)
Ocup9	-	-0,005* (0,000)	-	-0,007* (0,000)	-	0,006 (0,058)
Ocup10	-	-0,027* (0,000)	-	-0,049* (0,000)	-	-0,012 (0,085)
Razão Inversa de Mills	-0,039* (0,000)	-0,009* (0,000)	-0,065* (0,000)	-0,039* (0,000)	-0,056* (0,000)	0,010** (0,003)
Não Explicada						
Educ2	0,025 (0,111)	0,024 (0,076)	0,054*** (0,018)	0,048*** (0,017)	0,013 (0,572)	0,017 (0,356)
Educ3	-0,002 (0,956)	-0,009 (0,743)	0,105*** (0,045)	0,081 (0,060)	-0,035 (0,503)	-0,031 (0,388)
Educ4	-0,019 (0,334)	-0,023 (0,206)	0,101** (0,002)	0,059 (0,060)	-0,058*** (0,021)	-0,046*** (0,035)
Idade	-0,115 (0,828)	0,036 (0,941)	-1,492*** (0,022)	-1,642** (0,008)	1,014 (0,262)	1,481 (0,084)
Idade2	-0,031 (0,906)	-0,117 (0,630)	0,528 (0,101)	0,620*** (0,033)	-0,552 (0,229)	-0,792 (0,071)
Urbano	0,189 (0,360)	0,237 (0,057)	0,209 (0,518)	0,002 (0,990)	0,041 (0,878)	0,366*** (0,035)
RM	-0,060 (0,080)	-0,050 (0,107)	0,034 (0,516)	0,006 (0,908)	-0,122** (0,004)	-0,078*** (0,048)
Raça	-0,009 (0,596)	-0,009 (0,607)	0,011 (0,659)	0,019 (0,444)	-0,021 (0,370)	-0,024 (0,299)
Chefe	0,025 (0,386)	0,031 (0,242)	0,057 (0,112)	0,048 (0,172)	-0,104** (0,005)	-0,081*** (0,019)
Maranhão	0,002 (0,815)	0,001 (0,923)	-0,013 (0,121)	-0,012 (0,105)	0,010 (0,295)	0,008 (0,415)
Piauí	-0,007 (0,220)	-0,007 (0,193)	-0,007 (0,313)	-0,006 (0,336)	-0,007 (0,436)	-0,009 (0,286)

**Tabela 10 – Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) detalhada – Região Nordeste – 2010**

	Todos		Homens		Mulheres		Conclusão
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Ceará	0,016 (0,300)	0,014 (0,367)	-0,039 (0,059)	-0,036 (0,076)	0,054*** (0,018)	0,054*** (0,017)	
Rio Grande do Norte	0,014 (0,076)	0,012 (0,120)	0,012 (0,220)	0,008 (0,386)	0,011 (0,355)	0,012 (0,306)	
Paraíba	0,024** (0,002)	0,018*** (0,015)	-0,008 (0,401)	-0,010 (0,255)	0,050* (0,000)	0,040* (0,001)	
Pernambuco	0,043** (0,004)	0,040** (0,005)	0,025 (0,247)	0,020 (0,342)	0,057** (0,004)	0,056** (0,004)	
Alagoas	0,000*** (0,032)	0,000*** (0,026)	-0,000 (0,239)	-0,000 (0,517)	0,000* (0,000)	0,000** (0,002)	
Sergipe	0,009 (0,108)	0,007 (0,156)	0,008 (0,243)	0,008 (0,231)	0,008 (0,282)	0,008 (0,315)	
Ocup1	-	-0,000 (0,793)	-	-0,001 (0,384)	-	0,000 (0,929)	
Ocup2	-	0,002 (0,750)	-	-0,005 (0,731)	-	0,007 (0,362)	
Ocup3	-	-0,009 (0,631)	-	0,012 (0,666)	-	-0,006 (0,810)	
Ocup4	-	-0,005 (0,572)	-	-0,006 (0,713)	-	-0,004 (0,732)	
Ocup5	-	0,004 (0,638)	-	-0,008 (0,505)	-	0,017 (0,114)	
Ocup6	-	-0,022 (0,334)	-	-0,031 (0,344)	-	-0,001 (0,977)	
Ocup7	-	0,007 (0,338)	-	0,005 (0,731)	-	0,007 (0,484)	
Ocup8	-	0,005 (0,416)	-	-0,006 (0,522)	-	0,009 (0,261)	
Ocup9	-	-0,002 (0,748)	-	-0,003 (0,736)	-	-0,018 (0,084)	
Ocup10	-	-0,006 (0,765)	-	-0,020 (0,347)	-	0,010 (0,754)	
Razão Inversa de Mills	-0,001 (0,987)	-0,005 (0,876)	0,076 (0,163)	0,019 (0,513)	-0,057 (0,342)	-0,014 (0,762)	
Constante	-0,162 (0,722)	-0,234 (0,465)	0,214 (0,726)	0,740 (0,063)	-0,376 (0,593)	-1,078*** (0,046)	
N	1153075	1153075	757903	757903	395340	395340	

Nota: (a)  $p$ -valor entre parênteses. \*\*\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,001$ .

(b) As *dummies* de ocupação estão definidas como na Tabela 8.

(c) Estimacões realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.