

OFERTA DE TRABALHO E ORIENTAÇÃO SEXUAL: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

LABOUR SUPPLY AND SEXUAL ORIENTATION: EVIDENCES FROM BRAZIL

Gustavo Saraiva Frio¹

Daniel de Abreu Pereira Uhr²

Júlia Gallego Ziero Uhr³

Paulo de Andrade Jacinto⁴

Resumo:

O objetivo deste trabalho é analisar a existência de discriminação contra homossexuais na participação no mercado de trabalho e no número de horas ofertadas. Para tanto, utilizamos os dados do Censo 2010 e os modelos *Heckit* para correção de viés de seleção amostral e *Tobit* para regressão contra a variável censurada (horas de trabalho). Uma característica observada nas informações dos trabalhadores homossexuais foi a maior média de horas ofertadas aos seus pares heterossexuais em todos os níveis de educação. Os resultados apontam que há discriminação contra homens homossexuais na decisão da participação no mercado de trabalho e não contra mulheres. Quanto às horas trabalhadas, os homens homossexuais sofrem de discriminação em ambos modelos: com e sem correção de viés de seleção amostral. As mulheres homossexuais sofrem discriminação quando adicionada a correção de viés, porém os resultados sem correção de viés apontam que elas se beneficiam. Este artigo avança em relação a literatura existente sobre oferta de trabalho na medida em que considera a opção sexual dos indivíduos.

Palavras-Chave: Homossexuais; Discriminação; Oferta de trabalho

Classificação JEL: C24; J23; J71

Área ANPEC: Economia Regional e Urbana

Abstract

The aim of this paper is to analyze the existence of discrimination against homosexuals regarding their participation in the labor market and the number of working hours. To do so, we use the 2010 Census data, the Heckit model for sample selection bias correction and the Tobit regression model for the censored variable (working hours). A feature related to homosexual workers was the highest average number of working hours when

¹ Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento (PPGE) da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). E-mail: gustavo.frio@gmail.com.

² Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (UnB), Professor adjunto do departamento de economia (DECON) da UFPel. Professor do Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados (PPGOM). E-mail: daniel.uhr@gmail.com.

³ Doutora em Economia pela Universidade de Brasília (UnB). Professora adjunta do departamento de economia (DECON) da UFPel. Professora do Mestrado em Economia Aplicada (PPGOM/UFPel). E-mail: zierouhr@gmail.com.

⁴ Doutor em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento (PPGE) da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). Pesquisador CNPQ. E-mail: Paulo.jacinto@pucrs.br

compared to their heterosexual peers in all education levels. The results show that there is discrimination against homosexual men in the decision about participation in the labor market but not against homosexual women. As for the working hours, homosexual men suffer from discrimination in both models: with and without sample selection bias correction. Homosexual women suffer discrimination when bias correction is added, but the results without bias correction point out that they actually have benefits. This paper represents an advance in relation to the literature on labor supply in that it takes into account the sexual orientation of individuals.

Keywords: Homosexuals; Discrimination; Labor supply.

1. INTRODUÇÃO

A teoria econômica explica muito sobre o mercado de trabalho: fatores que influenciam se a pessoa trabalha ou não, fatores que influenciam quantas horas ela trabalha, entre outros. Uma explicação muito difundida na teoria econômica, principalmente após o trabalho de Becker (1957), é a da discriminação. O autor propôs um modelo teórico de discriminação, conhecido por modelo neoclássico de discriminação. Basicamente, o modelo adiciona um coeficiente de custo da discriminação para as pessoas como trabalhadores, clientes e donos de empresa.

O modelo de discriminação estatística originalmente proposto por Arrow (1973) e Phelps (1972), imputa na impossibilidade de informações perfeitas por parte dos empregadores, a culpa da discriminação. De maneira simples, é impossível para empregadores conseguirem mensurar a eficiência dos candidatos a emprego. Por isso, pessoas com características produtivas próximas são avaliadas de acordo com a eficiência do grupo étnico, de gênero, religioso, entre outros, do qual faz parte. Novos modelos de discriminação estatística vêm sendo desenvolvidos, a saber: Coate e Loury (1993), Gneezy et al. (2012), Lang et al. (2005), Mailath et al. (2000), Moro e Norman (2004) e Rosén (1997)⁵⁶.

Vários trabalhos têm avaliado os efeitos da discriminação sobre os salários no Brasil e no mundo⁷ tanto no campo teórico quanto em análises empíricas. Outros trabalhos no Brasil e no mundo investigam a presença da discriminação salarial (bem como mensuram a mesma) contra homossexuais (ARABSHEIBANI, MARIN, & WADSWORTH, 2004; BADGETT, 1995; CASARI, MONSUETO, & DUARTE, 2013; CORRÊA, IRFFI, & SULIAN, 2013; ELMSLIE & TEBALDI, 2007), além do trabalho de Baumle (2009) que investiga se mulheres homossexuais se beneficiam do fato de não engravidar.

Alguns trabalhos no Brasil vêm estudando a oferta da mão de obra de trabalhadores brasileiros e os efeitos de receber programas sociais; das mulheres terem filhos; de ser jovem; entre outros (AVELINO & MENEZES-FILHO, 2003; GONÇALVES & MENEZES FILHO, 2015; SILVA & KASSOUF, 2002; TAVARES, 2010). Drydakis (2009) e Tebaldi & Elmslie (2006), por sua vez, investigam se existe discriminação na oferta de trabalho especificamente contra homossexuais.

⁵ Para *surveys* sobre o assunto, ver: (CAIN, 1986; LOUREIRO, 2003)

⁶ Críticas aos modelos, ver: (ARROW, 1998; LANG, 1986)

⁷ Ver (BARTALOTTI & LEME, 2007; DE CARVALHO, NÉRI, & SILVA, 2006; DE OLIVEIRA GUIMARÃES, 2006; FERREIRA NETO, FREGUGLIA, & FAJARDO, 2012; FIGUEIREDO ET AL., 2008; GIUBERTI & MENEZES-FILHO, 2005; GRÜN, 2004; LAURENT & MIHOUBI, 2012; LOUREIRO, SACHSIDA, & MOREIRA, 2011; MORA, 2008; PAARSCH & SHEARER, 2007; VANDENBERGHE, 2011)

O nosso objetivo é investigar se homossexuais sofrem discriminação para ofertar trabalho e horas de trabalho, bem como investigar se essa discriminação também persiste ao corrigir o erro de viés de seleção amostral (que é o mesmo *probit* estimado para a discriminação na oferta de trabalho). Testamos tais hipóteses com pessoas casadas do Censo Demográfico brasileiro de 2010 e com os modelos de regressão censurada (*tobit*) e de correção de viés amostral (*heckit*).

O trabalho se justifica por ser o primeiro no Brasil a investigar a discriminação contra homossexuais na admissão do emprego e, ao que nos consta, o primeiro a investigar se o fato de ser homossexual afeta a oferta de horas semanais nos empregos, também uma forma de discriminação.

Este trabalho possui, ainda, as seguintes seções: (ii) métodos: com uma explicação breve sobre os modelos *probit* e *heckit*; (iii) dados: com análise descritiva dos dados; (iv) resultados: apontando os resultados das estimações e (v) conclusões.

2. MODELOS

2.1. Modelo Teórico

O modelo teórico é baseado na teoria neoclássica da oferta de trabalho, em que o agente tem que decidir entre ofertar horas de trabalho ou usar essas horas para lazer. Lazer aqui são consideradas todas as horas não utilizadas com trabalho. Ambas variáveis possuem efeito direto na utilidade do agente, ou seja, o agente aumenta sua utilidade quanto mais horas tem de lazer e aumenta a sua utilidade quanto mais horas possui de trabalho (isto porque o trabalho é transformado em renda e a renda gera consumo, que aumenta a utilidade do agente). Em termos matemáticos:

$$\frac{\partial U}{\partial T} > 0 \quad (1.a)$$

$$\frac{\partial U}{\partial L} > 0 \quad (1.b)$$

Em que: U é a utilidade, T é o tempo de trabalho e L é o tempo de lazer.

Os indivíduos mensuram seu custo de oportunidade pelo valor do salário hora: o custo de ficar mais uma hora usufruindo de lazer é ter menos o valor dessa hora na sua renda. A escolha por trabalhar acontece quando o salário hora é maior que o lazer. Da mesma forma, o lazer é escolhido quando este supera o salário hora.

Enfim, o objetivo do indivíduo é maximizar a sua utilidade com base no número de horas dedicada a lazer e trabalho, assim:

$$\max_{L^*, T^*} U(T, L) \quad (2)$$

Em que o sobrescrito * representa a quantidade ótima.

Existem indivíduos que não ofertam horas de trabalho. Segundo a teoria neoclássica, isto ocorre porque o salário de reserva⁸ da pessoa não é atingido ou quando a pessoa tem preferência maior com lazer, em que a maximização descrita na equação (2) encontra T* igual a zero⁹.

2.1. Modelos Empíricos

O problema de viés de seleção amostral ocorre, para o caso deste trabalho, porque algumas pessoas se selecionam não participar do mercado de trabalho, pois o salário ofertado não iguala seu salário de reserva. Ou seja, essa pessoa se exclui do mercado de

⁸ Valor mínimo que a pessoa aceita receber para ofertar trabalho.

⁹Ver Borjas (2009)

trabalho porque o mercado demanda pessoas com nível salarial abaixo do que ela pretende receber. Para resolver (ou amenizar) o problema, Heckman (1979) propõe que seja estimado um *probit* controlado por variáveis que expliquem a participação no mercado de trabalho (escolaridade, idade, ter filhos, entre outras).

Para a estimação do modelo de horas de trabalho, há um claro problema de não ofertar horas (oferta igual a zero) ser um ponto de acumulação. Para isto, o modelo de Tobin (1958), o *tobit*, é o modelo a ser utilizado, pois estimações por Mínimos Quadrados Ordinários contém viés. Há um problema na estimação do *tobit*, ele assume que há valores iguais a zero, uma censura no local, mas não explica os fatores que levam as pessoas a não ofertarem horas. Esse viés é amenizado através da correção de viés de seleção amostral de Heckman (conhecido por *Heckit*).

O modelo de participação do mercado de trabalho e o modelo de decisão do número de horas ofertadas podem ser descritos como segue:

- (i) Participação no mercado de trabalho:

$$\begin{aligned} \text{Probit para participação} \quad P^* &= Z_i' \alpha + \varepsilon_1 \\ \text{Limite inferior} \quad P &= \begin{cases} 1 & \text{se } p_1^* > 0 \\ 0 & \text{se } p_1^* \leq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (3)$$

- (ii) Decisão de oferta de horas:

$$\begin{aligned} \text{Equação de oferta} \quad O^* &= X_i \beta + \varepsilon_2 \\ \text{Limite Inferior} \quad O &= \begin{cases} O^* & \text{se } p_1 = 1 \\ 0 & \text{se } p_1 = 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (4)$$

Em que Z_i é o vetor de controles para a equação de participação (P) e X_i é o vetor de controle para a equação de oferta de horas de trabalho com seus respectivos erros não observáveis (ε_1 e ε_2). P^* é uma variável latente e não observada.

Quando esta variável possui valor maior que 0, ela assume valor igual a 1, ou seja, a suposição por trás é que o mercado de trabalho oferta um salário igual ou maior que o salário de reserva do indivíduo, no caso contrário, assume-se que a variável igual a zero. Da mesma forma, acontece com a variável de oferta de horas (O^*): ela é observada se o indivíduo oferta trabalho, senão o valor associado a ela é igual a zero¹⁰.

A razão inversa de Mills (λ) é obtida por:

$$\lambda = \frac{\phi(Z_i' \hat{\alpha})}{\Phi(Z_i' \hat{\alpha})}, \text{ quando } P^* = 1 \quad (5.a)$$

$$\lambda = \frac{\phi(Z_i' \hat{\alpha})}{1 - \Phi(Z_i' \hat{\alpha})}, \text{ caso contrário} \quad (5.b)$$

Em que ϕ é a função densidade de probabilidade e Φ é a função densidade acumulada.

3. DADOS

A base de dados utilizada neste trabalho é composta pelos microdados Censo Populacional do realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 2010. No Brasil, o recenseamento das pessoas acontece desde 1872. Atualmente, o IBGE faz o Censo de 10 em 10 anos. Como não há em outras bases de dados brasileiras a identificação de homossexuais (sejam eles solteiros ou casados), se justifica a utilização destes microdados. Na tabela A1, situada no apêndice A, é possível ver algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizados nos dois estágios desse trabalho, bem como a descrição de cada variável.

¹⁰ Ver mais em Cameron & Trivedi (2005, 2009) e Wooldridge (2002)

A variável HOMOSSEXUAL é uma variável binária que é identificada para casais de pessoas que moram no mesmo domicílio e são de mesmo sexo. Como comparação, foram retirados todos os solteiros heterossexuais também. Da população de pessoas casadas, 0,18% é homossexual.

Um ponto importante da análise que será feita neste trabalho está nas horas ofertadas, chamada de HORASTOTAIS. A variável adiciona as pessoas que não estão no mercado de trabalho, considerando 0 horas ofertadas para estas pessoas. A essa média é de 26,05. Importante salientar que a amostra possui pessoas com até 60 horas de trabalho, pessoas que ofertam mais horas que este valor por semana foram consideradas *outliers*.

A variável AESTUDO (que mede o nível educacional em anos da população) possui média 8,31. Parte da população não possui escolaridade alguma. Outra parte possui 21 anos de estudo.

IDADE é a variável do CENSO que mensura a idade em anos de cada indivíduo. Este trabalho traz pessoas com idades entre 18 e 65 anos. A população desta amostra tem média de 40,02 anos.

EXP representa a experiência minceriana da pessoa no mercado de trabalho. Esta variável é uma *proxy* da experiência real, sendo calcula como a subtração da idade pelos anos de estudo e por seis (idade que, via de regra, as pessoas começam a estudar). A média da experiência minceriana é de 25,68 anos de estudo. O máximo é de 59 anos de experiência (pessoas que não estudaram e possuem a idade máxima nesta amostra).

As variáveis BRANCO e URBANO são binárias e descrevem quem são as pessoas e onde elas estão. Quando uma pessoa se autodeclara branca ou amarela, ela entra no grupo BRANCO e representa 49,70% da população. Negros, pardos e indígenas são 50,30%. 84,28% da amostra encontra-se em perímetro urbano, enquanto os 15,72% restantes estão em zona rural.

A variável N°_FILHOS descreve o número de filhos que nasceram vivos da mulher. Em média, cada mulher da amostra possui 2,29 filhos. Esta variável está dentro do intervalo fechado de 0 a 31. A variável FILHO6 é uma *dummy* que informa se a mulher possui algum filho até 7 anos incompletos. Do total de mulheres, 15,91% possui filho até 6 anos e as outras 84,09% não possuem filho até esta idade.

Outra importante variável listada na tabela A1 é CHEFE_DOMICÍLIO. Esta variável se refere às pessoas que são responsáveis pelo domicílio que moram. Como a amostra é composta por casais, aproximadamente 45,19% das pessoas são responsáveis pelo domicílio que moram. O alto valor se justifica por essa amostra ser composta apenas por pessoas casadas.

Três variáveis são referentes à transferências públicas de dinheiro: APOSENTADORIA, PROGSOCIAL e OUTROSPROGS. A variável APOSENTADORIA refere-se às pessoas que recebem aposentadoria ou pensão da previdência social e estas pessoas são 9,53% da amostra. As pessoas que recebem Bolsa Família (BF) ou Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) estão inseridas na *dummy* PROGSOCIAL e são 8,64% da amostra. 1,52% do total da amostra recebe algum programa social do governo (variável OUTROSPROGS), exclusive BF e PETI.

Se a pessoa recebe rendimentos de aluguel, aplicações financeiras, pensão e/ou aposentadoria de previdência privada e juros de poupança, ela está inserida em RENDOUTRASFONTES. São 4,36% da amostra que recebem tais rendimentos. Por fim, as pessoas que moram fora de seus estados de origem¹¹ compõem o número 1 da variável binária IMIGRANTE_UF e são 41,11% da amostra total.

¹¹ A saber: estrangeiros também fazem parte dos imigrantes.

A tabela 1 contém a média de horas ofertadas dos homossexuais casados no Brasil. A amostra é composta por 114423 pessoas. A maior amostra está na região sudeste contendo em São Paulo pelo menos 28% da amostra brasileira. As menores quantidades de observações estão em Roraima, no Acre, em Tocantins e no Amapá. O estado com maior oferta de horas médias é Santa Catarina, com 35,11 horas ofertadas por semana. O estado é seguido por Goiás e Distrito Federal. As menores ofertas são de Roraima (19 horas por semana), Amapá, Maranhão e Pará.

Tabela 1 – Salário/hora em média dos Homossexuais por UF

UF	Horas Ofertadas	População	UF	Horas Ofertadas	População
AC	27,53	260	PB	27,05	1.580
AL	22,38	1.204	PR	32,56	4.324
AP	31,16	250	PE	28,40	4.664
AM	29,51	1.353	PI	29,95	664
BA	27,59	5.617	RJ	30,52	18.967
CE	28,16	5.550	RN	29,48	1.322
DF	34,07	2.416	RS	31,72	6.577
ES	32,47	1.918	RO	29,04	492
GO	34,44	3.769	RR	19,00	111
MA	22,53	1.102	SC	35,11	3.849
MT	31,94	1.194	SP	32,95	32.241
MS	31,69	1.859	SE	21,68	822
MG	31,13	8.118	TO	28,87	258
PA	23,21	3.952	Total	30,89	114.423

Fonte: Censo 2010

Pela tabela A2¹² é possível perceber algumas características das pessoas casadas no Brasil. Tanto homossexuais quanto heterossexuais aumentam a sua oferta de trabalho conforme aumentam o nível educacional, exclusive pós-graduados. A porcentagem da população de casados que é homossexual e que não possuem nem ensino fundamental completo é a menor dentre as analisadas. Aliás, a porcentagem sobe até o nível de graduação e reduz-se um pouco para pessoas com pós-graduação.

É importante salientar que, independentemente do nível de instrução, os homossexuais ofertam mais hora de trabalho por semana do que os heterossexuais. Para as pessoas com pós-graduação, a oferta de trabalho dos homossexuais é 41% maior que a dos heterossexuais (29,33 horas ofertam os homossexuais e 20,75, os heterossexuais).

A maior oferta de horas, tanto de heterossexuais quanto de homossexuais, é referente aos que possuem graduação, 33,6 horas de trabalho semanal para este grupo e 31,21 para aquele. Neste nível educacional também acontece a menor diferença percentual de ambos os grupos, 7,66%.

Cabe destaque que foram feitos testes de média para a diferença de horas ofertadas entre homossexuais e heterossexuais por nível educacional. Todos testes deram que a diferença de médias é significativa a 1%, excetuando-se para pessoas com pós graduação, que é significativo a 5%.

4. RESULTADOS

4.1. Heckit

¹² Localizada no Apêndice A

A tabela 2 possui a estimação da equação de seleção do modelo de Heckman. É possível perceber que mulheres homossexuais possuem maior chance de estarem ocupadas no mercado de trabalho. Este fato pode ser explicado pela hipótese que Baumle (2009) testa: mulheres homossexuais se beneficiam de o fato de não poderem engravidar¹³. Há um claro efeito negativo contra homens homossexuais, que corrobora o resultado que Drydakís (2009), para o sexo masculino.

Quanto maior a escolaridade e quanto maior a idade, maior a probabilidade de a pessoa estar ocupada. Ser autodeclarado branco ou amarelo, idem, porém as pessoas no perímetro urbano possuem menor probabilidade de estarem inseridas no mercado de trabalho em relação às pessoas da zona rural.

Tanto os homens quanto as mulheres que são chefes de domicílio possuem maior probabilidade de ficarem empregadas. Mulheres que possuem filhos até seis anos possuem menor chance de estarem empregadas e quanto maior o número de filhos, menor a chance de ter ocupação.

As três variáveis referentes às transferências do governo para a população (ser aposentado, receber BF ou PETI e/ ou receber outros programas sociais) afetam negativamente a probabilidade de estar empregado, conforme sugere a literatura. Porém receber rendimentos de outras fontes (juros de poupança, por exemplo) aumenta as chances da mulher estar empregada e reduz as chances do homem estar empregado.

Por fim, pessoas que nasceram em estados diferentes dos que residem (ou nascidos no exterior) possuem maior probabilidade de possuir emprego. Cabe destacar que o número de observações de ambos grupos é de quase 3 milhões de pessoas.

Tabela 2: Equação de seleção

VARIÁVEL	Mulheres	Homens
Homossexual	0,4376 (0,0291)	-0,2617 (0,0364)
Aestudo	0,0458 (0,0003)	0,0293 (0,0004)
Idade	0,0997 (0,0006)	0,0467 (0,0009)
Idade^2	-0,0013 (70,62e-06)	-0,0007 (0,00001)
Urbano	-0,174 (0,0029)	-0,1036 (0,004)
Branco	0,0212 (0,0023)	0,0709 (0,003)
Chefe_Domicilio	0,1384 (0,0026)	0,1725 (0,0031)
Num_Filhos	-0,01 (0,0007)	—
Filhos6	-0,2727 (0,0028)	—
Aposentadoria	-0,3164 (0,0042)	-1,2651 (0,0042)
Progsocial	-0,2126 (0,0032)	-0,1399 (0,0139)
Outrosprogs	-0,2581	-1,0703

¹³Segundo a teoria econômica, parte da discriminação contra mulheres no mercado de trabalho é explicada porque elas se ausentam do trabalho algum período após terem filhos o que torna custoso para a empresa em que elas trabalham, pois, treinar outra pessoa para ficar nesse período não é rentável.

	(0,008)	(0,0104)
Rendoutrasfontes	0,0155	-0,1789
	(0,0057)	(0,0056)
Imigrante_UF	0,0191	0,0124
	(0,0023)	(0,003)
Constante	-1,7819	0,3399
	(0,0152)	(0,0214)
Controle Para Estados	SIM	SIM
Observações	1.570.067	1.484.171
Pseudo R ²	0,0724	0,19
Wald Chi ²	140138,80	212007,15
Prob>Chi ²	0,0000	0,0000

***Não significativo; **Significativo a 10%; *Significativo a 5%.

4.2. Tobit¹⁴

A Tabela 3 apresenta os resultados para o modelo Tobit com censura em 0. Existem 770 mil mulheres e 230 mil homens no ponto de acumulação, para um total de pouca mais de 3 milhões de pessoas. Ou seja, os modelos convencionais não consideram cerca de um terço da amostra. Os testes F mostram que os modelos são bem ajustados.

Os resultados apontam que homens homossexuais possuem maior dificuldade de ofertar horas de trabalho em ambos modelos. Isto corrobora os resultados de Tebaldi e Elmslie (2006). É destacável que antes do modelo de correção de viés ser aplicado, ser homossexual feminino aumentava as horas ofertadas. Quando é feita a correção (e, conforme supracitado, as mulheres homossexuais são beneficiadas possivelmente por não poderem ter filhos) esse efeito segue significativo, mas muda o sinal: as mulheres homossexuais ofertam menos horas que as heterossexuais, podendo haver um efeito que pode ser explicado por preconceito.

A hipótese de discriminação tem como um dos fatores corroborantes o fato de os homossexuais ofertarem, em média, conforme supracitado, mais horas de trabalho que os heterossexuais em todos os níveis educacionais. Quando a oferta de horas de trabalho é utilizada como variável dependente, o fato de ser homossexual reduz o número de horas a ser ofertada.

A variável de raça é significativa apenas quando não é feita a correção do viés de seleção, após ela se torna estatisticamente não significativa. Para as mulheres, no modelo sem Heckman, os anos de escolaridade aumentam a oferta de horas. Quando adicionada a correção do viés, diminui, enquanto para os homens maior escolaridade sempre tem efeito negativo sobre as horas ofertadas. Tal efeito também é percebido na experiência e é válido para homens e mulheres. Efeito inverso, porém, acontece na variável URBANO: sem o modelo de Heckman, o coeficiente para ambos gêneros é negativo. Quando adicionada a correção de viés, muda o sinal para positivo, indicando que estar na zona urbana aumenta o número de horas ofertadas.

Cabe destaque, ainda, que o inverso da razão de Mills (estimado pelo modelo de Heckman), λ , reduz o número de horas ofertadas de ambos gêneros e é significativo para os dois.

Levando o foco para as UF's, é possível perceber que, no modelo estimado para as mulheres, antes de adicionar a correção de viés de seleção, quase todos os estados possuem efeitos significativos sobre a decisão de horas ofertadas (apenas Mato Grosso, Goiás e Acre não são significativos). Após adicionarmos a variável lambda, apenas 10 estados são significativos para o número de horas ofertadas. Esse resultado pode ser

¹⁴ Os resultados das variáveis binárias que representam as UF's estão no apêndice.

interpretado pelo fato de a decisão de horas a ser ofertadas e a decisão de participar do mercado de trabalho ou não estão bem correlacionadas quando testados os efeitos de cada estado sobre elas. Ou seja, as UF's afetam a decisão de trabalhar e de ofertar horas de maneira semelhante para as mulheres.

Para o modelo estimado para os homens, os resultados se diferem bastante quando analisados os efeitos de cada unidade federativa sobre a oferta de horas com e sem correção de viés de seleção amostral. Apenas duas UF's (a saber: RJ e DF) não possuem efeito significativo sobre as horas ofertadas no modelo sem *heckit*. Este número passa para 8, porém tanto o Rio de Janeiro quanto o Distrito Federal passam a ter efeitos significativos. Esse resultado indica que, na oferta de trabalho de homens e na oferta de horas de trabalho para o mesmo grupo, a localização do indivíduo afeta a sua decisão. Ou seja, a unidade federativa que o homem pertence afeta diretamente se ele participa do mercado de trabalho e/ou quantas horas ele oferta no mercado de trabalho.

Tabela 3: Equação de oferta de horas de trabalho

VARIÁVEL	Mulheres		Homens	
	Sem Heckman	Com Heckman	Sem Heckman	Com Heckman
Homossexual	14,7356 (0,6072)	-1,9302 (0,5939)	-4,1444 (0,483)	-1,1975 (0,4662)
Aestudo	1,2221 (0,0092)	-0,2166 (0,0111)	-0,1881 (0,0051)	-0,0964 (0,0048)
Exp	1,2309 (0,0094)	-0,552 (0,0118)	0,5711 (0,0056)	-0,0646 (0,0058)
Exp^2	-0,0273 (0,0002)	0,0102 (0,0002)	-0,0171 (0,0001)	0,0004 (0,0001)
Branco	1,3157 (0,0678)	0,1067*** (0,0667)	0,8049 (0,0366)	0,0253*** (0,0347)
Urbano	-2,03 (0,0835)	1,7509 (0,0843)	-0,6318 (0,0474)	0,8146 (0,046)
Imigrante_Uf	1,0608 (0,068)	0,2209 (0,067)	0,5046 (0,037)	0,0585** (0,035)
Lambda	—	-55,4361 (0,2415)	—	-36,8342 (0,1257)
Constante	-14,5238 (0,2889)	54,7763 (0,4086)	35,1038 (0,1543)	44,1392 (0,1526)
Controle Para Estados	Sim	Sim	Sim	Sim
Sigma	34,6912 (0,02286)	33,95 (0,0229)	20,15 (0,0167)	19,03 (0,0164)
Observações	1.571.031	1.570.067	1.484.906	1.484.171
Censuradas	774.522	774.167	230.998	230.820
Não Censuradas	796.509	795.900	1.253.908	1.253.351
Pseudo R ²	0,0136	0,0198	0,0127	0,0281
Teste F	3821,72	5236,48	3435,75	5021,29
Prob>Chi ²	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

***Não significativo; **Significativo a 10%; *Significativo a 5%.

5. CONCLUSÕES

A oferta de trabalho, bem como a discriminação, vem sendo amplamente discutida. Recentemente, os debates sobre homofobia se intensificaram no Brasil. Este trabalho buscou testar se a oferta de trabalho e oferta de horas de trabalho de pessoas casadas no Brasil é afetada pela discriminação por conta da orientação sexual destas pessoas. Essas duas perguntas ainda estão em aberto na literatura específica no Brasil,

sendo a oferta de horas de trabalho, estimada pelo modelo *tobit*, uma pergunta ainda não respondida na literatura internacional.

Os resultados apontam que homens homossexuais sofrem discriminação para entrar no mercado de trabalho, porém mulheres homossexuais possuem acesso mais fácil que seus pares heterossexuais (podendo ser explicado pelo fato delas não poderem ter filhos e, com isso, não tirar licença maternidade). Quando o modelo estimado é o de oferta de horas, os homens homossexuais reduzem sua oferta pela sua escolha sexual tanto no modelo sem incluir a correção de viés de seleção como no modelo com ele incluso. As mulheres, por sua vez, possuem resultados diferentes: sem a variável λ , elas se mostram beneficiadas pelo fato de serem homossexuais. Quando corrigido esse viés, elas também sofrem preconceito na oferta de horas de trabalho.

A unidade federativa a qual a pessoa pertence também é importante para a participação no mercado de trabalho e a oferta de horas. Para as mulheres os efeitos parecem estar bem correlacionados, dado que ao incluir a variável que capta os efeitos de participar ou não do mercado de trabalho, a maior parte das UF's não afeta o número de horas trabalhadas, quando o oposto ocorria antes da inclusão da variável λ estimada pelo *heckit*. Para os homens, há uma influência da localização tanto no âmbito de ofertar ou não mão de obra quanto no âmbito das horas que serão ofertadas. Sem o procedimento de Heckman, apenas RJ e DF não são significantes para o modelo de oferta de horas. Quando adicionado o viés, essas duas unidades federativas passam a possuir coeficientes significativos, enquanto outras oito, não.

Para a literatura seguir avançando, sugere-se que esses modelos sejam replicados para outros países de características semelhantes ao Brasil e seja feita a comparação com os resultados aqui encontrados. Sugere-se, também, que a discriminação salarial possa ser mensurada com o uso de variáveis explicativas mais bem elaboradas.

Sugere-se que, de posse de dados mais robustos, possa ser refeito este trabalho para explicar melhor os efeitos da oferta de mão de obra das pessoas, bem como a decisão de participação no mercado de trabalho. Há ainda uma última sugestão: fazer experimentos aleatórios com pessoas para tentar mensurar a discriminação salarial, admissional e de horas de trabalho contra homossexuais para o Brasil.

BIBLIOGRAFIA

- Arabsheibani, G. R., Marin, A., & Wadsworth, J. (2004). In the pink: Homosexual-heterosexual wage differentials in the UK. *International Journal of Manpower*, 25(3/4), 343–354.
- Arrow, K. (1973). The theory of discrimination. *Discrimination in Labor Markets*, 3(10).
- Arrow, K. J. (1998). What has economics to say about racial discrimination? *Journal of Economic Perspectives*, 12, 91–100.
- Avelino, R., & Menezes-Filho, N. (2003). Estimação da oferta de trabalho das mulheres no Brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 33(4), 639–664.
- Badgett, M. V. L. (1995). The wage effects of sexual orientation discrimination. *Industrial and Labor Relations Review*, 726–739.
- Bartalotti, O., & Leme, M. C. da S. (2007). Discriminação Salarial Além Da Média: Uma Abordagem De Decomposição Contrafactual Utilizando Regressões Quantílicas. In *Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 35th Brazilian Economics Meeting]*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- Baumle, A. K. (2009). The Cost of Parenthood: Unraveling the Effects of Sexual Orientation and Gender on Income*. *Social Science Quarterly*, 90(4), 983–1002.
- Becker, G. S. (1957). *The Economics of Discrimination* (first).
- Borjas, G. (2009). *Economia do Trabalho-5*. AMGH Editora.
- Cain, G. G. (1986). *The economic analysis of labor market discrimination: A survey*. University of Wisconsin--Madison, Institute for Research on Poverty.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics : Methods and Applications*. Cambridge University Press (Vol. 53).
<http://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2009). Microeconometrics using Stata. *Stata Press Books*, 5, 706. [http://doi.org/10.1016/S0304-4076\(00\)00050-6](http://doi.org/10.1016/S0304-4076(00)00050-6)
- Casari, P., Monsueto, S. E., & Duarte, P. H. E. (2013). IMPACTO DA ORIENTAÇÃO SEXUAL SOBRE O RENDIMENTO DO TRABALHO.
- Coate, S., & Loury, G. (1993). Antidiscrimination enforcement and the problem of patronization. *The American Economic Review*, 92–98.
- Corrêa, M. V., Irffi, G., & Sulian, D. (2013). Existe Diferencial Entre Casais Heterossexuais E Homossexuais? Uma Abordagem Para O Mercado De Trabalho Brasileiro. In *Anais do XLI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 41th Brazilian Economics Meeting]* (p. 20). ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].
- De Carvalho, A. P., Néri, M., & do Nascimento Silva, D. B. (2006). Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. *Rio de Janeiro, Brazil: Instituto Brasileiro de Geografia E Estatística. Mimeographed Document*.
- de Oliveira Guimarães, R. (2006). Desigualdade salarial entre negros e brancos no Brasil: discriminação ou exclusão? *Econômica*, 8(2), 227–251.
- Drydakis, N. (2009). Sexual orientation discrimination in the labour market. *Labour Economics*, 16(4), 364–372.
- Elmslie, B., & Tebaldi, E. (2007). Sexual orientation and labor market discrimination. *Journal of Labor Research*, 28(3), 436–453.
- Ferreira Neto, A. B., Freguglia, R. da S., & Fajardo, B. de A. G. (2012). Diferenciais

- salariais para o setor cultural e ocupações artísticas no Brasil. *Economia Aplicada*, 16(1), 49–76.
- Figueiredo, N. M., Neri, I. L. A., Moreira, I. T., Teixeira, G. da S., Cordeiro, A. D., & PESSOA-PB-BRASIL, J. (2008). Diferencial de Salários no Meio Rural Brasileiro: uma aplicação da decomposição de Oaxaca. In *46th Congress, July 20-23, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil*. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER).
- Giuberti, A. C., & Menezes-Filho, N. (2005). Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. *Economia Aplicada*, 9(3), 369–384.
- Gneezy, U., List, J., & Price, M. K. (2012). *Toward an understanding of why people discriminate: evidence from a series of natural field experiments*. National Bureau of Economic Research.
- Gonçalves, S. L., & Menezes Filho, N. A. (2015). *O salário mínimo e a oferta de trabalho das famílias pobres: uma abordagem coletiva com os dados da PNAD Contínua (2012-2015)*. University of São Paulo (FEA-USP).
- Gonzaga, G., & Reis, M. C. (2011). Oferta de trabalho e ciclo econômico: os efeitos trabalhador adicional e desalento no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 65(2), 127–148.
- Grün, C. (2004). Direct and indirect gender discrimination in the South African labour market. *International Journal of Manpower*, 25(3/4), 321–342.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 153–161.
- Lang, K. (1986). A language theory of discrimination. *The Quarterly Journal of Economics*, 101(2), 363–382.
- Lang, K., Manove, M., & Dickens, W. T. (2005). Racial discrimination in labor markets with posted wage offers. *The American Economic Review*, 95(4), 1327–1340.
- Laurent, T., & Mihoubi, F. (2012). Sexual orientation and wage discrimination in France: The hidden side of the rainbow. *Journal of Labor Research*, 33(4), 487–527.
- Loureiro, P. R. A. (2003). Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. *Revista Brasileira de Economia*, 57(1), 125–157.
- Loureiro, P. R. A., Sachsida, A., & Moreira, T. B. S. (2011). Is There Discrimination Among Brazilian Lawyers? A Random-Effects Approach. *Análise Econômica*, 29(56), 293–307.
- Mailath, G. J., Samuelson, L., & Shaked, A. (2000). Endogenous inequality in integrated labor markets with two-sided search. *American Economic Review*, 46–72.
- Monte, P. A. do, Ramalho, H. M. de B., & Pereira, M. de L. (2011). O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil. *Economia Aplicada*, 15(4), 613–639.
- Mora, R. (2008). A nonparametric decomposition of the Mexican American average wage gap. *Journal of Applied Econometrics*, 23(4), 463–485.
- Moro, A., & Norman, P. (2004). A general equilibrium model of statistical discrimination. *Journal of Economic Theory*, 114(1), 1–30.
- Paarsch, H. J., & Shearer, B. S. (2007). Do women react differently to incentives? Evidence from experimental data and payroll records. *European Economic Review*, 51(7), 1682–1707.
- Pecora, A. R., & Menezes-Filho, N. (2014). O papel da oferta e da demanda por qualificação na evolução do diferencial de salários por nível educacional no Brasil.

- Estudos Econômicos (São Paulo)*, 44(2), 205–240.
- Phelps, E. S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 659–661.
- Rosén, Å. (1997). An equilibrium search-matching model of discrimination. *European Economic Review*, 41(8), 1589–1613.
- Silva, N. de D. V., & Kassouf, A. L. (2002). A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 19(2), 99–115.
- Tavares, P. A. (2010). Efeito do Programa Bolsa Família sobre a oferta de trabalho das mães. *Economia E Sociedade*, 19(3), 613–635.
- Tebaldi, E., & Elmslie, B. (2006). Sexual orientation and labour supply. *Applied Economics*, 38(5), 549–562.
- Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 24–36.
- Vandenberghe, V. (2011). Firm-level Evidence on Gender Wage Discrimination in the Belgian Private Economy. *Labour*, 25(3), 330–349.
- Wooldridge, J. M. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. *Booksgooglecom*, 58(2), 752. <http://doi.org/10.1515/humr.2003.021>

ANEXO A

Quadro A1: Referências biográficas

Autores (Ano Publicação)	País	Base de Dados	Métodos	Principais Resultados
Silva e Kassouf (2002)	Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1998	Logit Multinomial	Redução da probabilidade de o jovem estar desempregado quanto maior for a sua experiência.
Avelino e Menezes-Filho (2003)	Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1992 até 1999	Blundell-Duncan-Meghir, Stone-Gary e Heckman-MaCurdy	Ter filhos reduz a quantidade de horas de trabalho ofertadas pelas mulheres. A relação da renda familiar e da oferta de mão de obra se mostrou positiva.
Tavares (2010)	Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2004	<i>Propensity score matching</i>	Receber o Programa Bolsa-Família possui impacto positivo sobre a oferta de trabalho das mães.
Monte, Ramalho e Pereira (2011)	Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2006	Probit bivariado	O salário de reserva de pessoas inativas é bem superior ao salário de reserva de trabalhadores com e sem ocupação.
Gonzaga e Reis (2011)	Brasil	Pesquisa Mensal de Emprego entre 1991 e 2002	Modelo de Probabilidade Linear	Mulheres que o marido perde o emprego têm 7,6 pontos percentuais a mais de chance de participar do mercado de trabalho que mulheres que os maridos permanecem empregados.
Casari, Monsueto Duarte (2013)	Brasil	Censo 2010 (apenas com pessoas casadas)	Regressões quantílicas na equação de rendimentos	As diferenças salariais favoráveis aos homossexuais vão aumentando conforme aumenta o quintil comparado.
Corrêa, Irfi & Sulian (2013)	Brasil	Censo 2010 (apenas com pessoas casadas)	Equação de rendimentos	Homens homossexuais recebem entre 30% e 40% a mais que heterossexuais. Mulheres homossexuais recebem 12% a mais que seus pares heterossexuais
Pecora e Menezes-Filho (2014)	Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1992 até 2009	Card-Lemieux	Aumento do diferencial salarial de pessoas de maior qualificação para as de menor no período entre 1992 e 2001 e uma diminuição pequena dessa diferença entre 2002 e 2009
Gonçalves e Menezes Filho (2015)	Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) de 2012 e 2015	Diferenças em Diferenças	O aumento do salário mínimo aumenta a oferta de trabalho de chefes de domicílio e cônjuges, porém reduz a oferta de adolescentes.
Badgett (1995)	EUA	General Social Survey entre 1988 e 1990	Equação de Rendimentos e Heckman	Diferenças salariais entre homens heterossexuais e homossexuais variam entre 12% e 17% em favor daquele grupo. Para as mulheres, não é significativa a diferença.
Arabsheibani, Marin e	Reino Unido	Labour Force Survey de 1996 até 2002	Equação de rendimentos	Mulheres homossexuais recebem cerca de 10% a mais que as heterossexuais e homens homossexuais recebem 5% a menos que seus pares heterossexuais

Wadsworth (2004)				
Tebaldi e Elmslie (2006)	EUA	<i>Current Population Survey</i> de 2001	Logit Multinomial	Mulheres homossexuais ofertam mais trabalho e têm mais propensão a ter trabalho <i>full-time</i> que as heterossexuais. Os homens homossexuais ofertam menos horas de trabalho que seus pares heterossexuais.
Elmslie e Tebaldi (2007)	EUA	<i>Current Population Survey</i> de 2004	Equação de rendimentos e Heckman	Diferenças explicadas por discriminação de 25% contra homens homossexuais. Para as mulheres, o resultado não é significativo
Drydakis (2009)	Grécia	Experimento Aleatório	Probit	Homossexuais possuem entre 26% e 23% de chances a menos de conseguirem emprego se comparados com heterossexuais
Baumle (2009)	EUA	<i>United States Census 2000</i>	Oaxaca-Blinder	Mulheres homossexuais são beneficiadas pelo fato de não terem filhos e tem vantagem de 20% nos salários em relação aos seus pares heterossexuais.

Tabela A1: Estatísticas descritivas

Variável	Descrição	Média/%	Desvio-Padrão	Min	Max
HOMOSSEXUAL	1 – Pessoa casada com outra pessoa de mesmo sexo 0 – Caso Contrário	0,18% 99,82%	.0420302	0	1
HORASTOTAIS	Horas de trabalho considerando 0 para quem não oferta	26.05	21.03074	0	60
AESTUDO	Anos de estudo	8.31	4.052668	0	21
IDADE	Idade em anos	40.02	11.993	18	65
IDADE^2	Idade ao quadrado	1745.47	1003.59	324	4225
EXP	Experiência em anos	25.68	13.28785	0	59
EXP^2	Experiência ao quadrado	835.86	754.4233	0	3481
Nº_FILHOS	Número de filhos	2.29	1.96348	0	31
HOMEM	1 – Ser do gênero masculino 0 – Caso Contrário	48,37% 51,63%	.499735	0	1
BRANCO	1 – Pessoa autodeclarada branca ou amarela 0 – Caso Contrário	49,70% 50,30%	.4999911	0	1
URBANO	1 – Mora no perímetro urbano 0 – Caso Contrário	84,28% 15,72%	.3639497	0	1
CHEFE_DOMICÍLIO	1 – Responsável pelo domicílio 0 – Caso Contrário	45,19% 54,81%	.4976776	0	1

FILHO6	1 – Pessoa tem filho até 6 anos	15,91%			
	0 – Caso Contrário	84,09%	.3658087	0	1
APOSENTADORIA	1 – Pessoa recebe aposentadoria ou pensão	9,53%			
	0 – Caso Contrário	90,47%	.2935992	0	1
PROGSOCIAL	1 – Pessoa recebe BF ou PETI	8,64%			
	0 – Caso Contrário	91,36%	.2810269	0	1
OUTROSPROGS	1 – Pessoa recebe algum outro programa social do governo federal	1,52%			
	0 – Caso Contrário	98,48%	.1222887	0	1
RENDOUTRASFONTES	1 – Pessoa recebe algum rendimento, como juros, aplicações, entre outros	4,36%			
	0 – Caso Contrário	95,64%	.2042799	0	1
IMIGRANTE_UF	1 – Pessoa nasceu em UF diferente da que mora atualmente	41,11%			
	0 – Caso Contrário	58,89%	.4920415	0	1

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela A2: Horas de trabalho Semanais de Heterossexuais e de Homossexuais

Nível de Educação	Horas de Trabalho Semanais		Diferença [(2)/(1)-1]*100	População		
	Heterossexuais (1)	Homossexuais (2)		Heterossexuais	Homossexuais	% Homossexuais
Fundamental Incompleto	23,24 (20,90138)	26,11 (23,24038)	12,34%	18.288.869	10.012	0,05%
Fundamental Completo	26,23 (21,37284)	28,52 (20,5922)	8,73%	14.143.704	17.277	0,12%
Médio Completo	28,41 (20,71043)	32,66 (18,97515)	14,95%	17.754.395	39.385	0,22%
Graduação	31,21 (18,62073)	33,60 (17,1345)	7,65%	5.279.427	21.979	0,42%
Pós-Graduação	20,75 (20,62502)	29,33 (18,44674)	41,35%	9.076.906	25.770	0,28%
Total	26,04 (21,03)	30,89 (19,11)	18,62%	64.543.301	114.423	0,18%

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela A3: Coeficientes das UF's para o modelo *tobit*

UF	Mulheres		Homens	
	Sem Heckman	Com Heckman	Sem Heckman	Com Heckman
AC	0,1452*** (0,5789)	-0,4809*** (0,5694)	-2,0476 (0,3245)	0,2156*** (0,3141)
AM	-2,3778 (0,4438)	0,2782371*** (0,4411)	-2,1832 (0,2358)	-0,3984** (0,23)
RR	-1,5452 (0,5942)	-0,301*** (0,58953)	-4,6727 (0,3386)	-0,4103*** (0,3323)
PA	-7,6475 (0,3086)	1,5581 (0,3083)	-2,0742 (0,159)	0,5376 (0,1548)
AP	-2,9019 (0,588)	0,3197*** (0,5807)	-3,1076 (0,3276)	0,2565*** (0,3195)
TO	-5,2247 (0,3610)	0,8403** (0,35823)	-1,1209 (0,185)	0,8281 (0,1807)
MA	-7,2556 (0,3169)	0,4682*** (0,316)	-3,7014 (0,1674)	-0,4407 (0,1642)
PI	-5,3318 (0,3671)	-0,6769** (0,3634)	-4,2671 (0,2043)	-0,9886 (0,2007)
CE	-4,4827 (0,316)	0,6898** (0,3125)	-1,7949 (0,1681)	0,0255*** (0,1634)
RN	-9,0318 (0,3536)	1,3898 (0,3517)	-3,1242 (0,192)	0,6347 (0,1857)
PB	-7,0909 (0,3485)	-0,2355*** (0,3461)	-3,2646 (0,1916)	-0,135*** (0,1863)
PE	-5,7299 (0,3089)	1,0789 (0,307)	-3,146 (0,1662)	0,5712 (0,1611)
AL	-9,8826 (0,3971)	0,7547* (0,3955)	-5,2956 (0,221)	-0,264*** (0,2135)
SE	-5,2266 (0,4155)	0,1941*** (0,4099)	-2,4533 (0,2268)	-0,2668*** (0,2169)
BA	-2,2953 (0,2811)	-0,4436*** (0,2779)	-2,1959 (0,1476)	-0,1439*** (0,1431)
MG	1,7532 (0,2635)	0,992 (0,2603)	1,9966 (0,1347)	2,1253 (0,1298)
ES	3,789 (0,3116)	0,4802*** (0,307)	1,825 (0,1605)	1,703 (0,1531)
RJ	-0,7559 (0,2838)	0,6985* (0,2801)	-0,1102*** (0,1489)	1,2685 (0,143)
SP	3,3772 (0,2516)	1,0655 (0,2489)	1,9383 (0,1276)	1,977 (0,1236)
PR	8,0609 (0,2631)	-0,252*** (0,2623)	3,7225 (0,1341)	1,6907 (0,1296)
SC	13,3994 (0,2679)	-0,1718*** (0,2708)	2,9932 (0,1385)	1,8318 (0,1334)
RS	11,323 (0,2662)	-0,1669*** (0,2676)	2,8431 (0,138)	1,8493 (0,1331)
MS	0,7372* (0,3373)	0,2571*** (0,333)	3,6921 (0,1684)	2,06 (0,1611)
MT	-0,0609*** (0,3017)	0,9611 (0,2984)	3,1481 (0,15)	2,3688 (0,1455)
GO	0,1774*** (0,2837)	0,7693 (0,2802)	3,0309 (0,1439)	2,0734 (0,139)
DF	2,9422 (0,424)	0,3197*** (0,4169)	0,2089*** (0,2298)	0,3773** (0,219)

***Não significativo; **Significativo a 10%; *Significativo a 5%. RO saiu por multicolineariedade perfeita.

