

ESTUDIOS
ECONOMICOS

ESTUDIOS ECONÓMICOS

ISSN: 0425-368X

ISSN: 2525-1295

estudioseconomicos@uns.edu.ar

Universidad Nacional del Sur

Argentina

da Frota, Marisa Guilherme; Tomaz de Sousa, Daniel; Andrade de Araújo,
Jair; Silva Tabosa, Francisco José; de Carvalho Castelar, Pablo Urano

**O PERFIL DOS MOONLIGHTERS NO MERCADO DE TRABALHO
BRASILEIRO: UMA ANÁLISE PARA OS MEIOS RURAL E URBANO°**

ESTUDIOS ECONÓMICOS, vol. XL, núm. 81, 2023, Junio-Diciembre, pp. 69-99

Universidad Nacional del Sur

Bahía Blanca, Argentina

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=572375216003>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

[redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

O PERFIL DOS MOONLIGHTERS NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE PARA OS MEIOS RURAL E URBANO^o

THE PROFILE OF MOONLIGHTERS IN THE BRAZILIAN LABOR MARKET: AN ANALYSIS FOR RURAL AND URBAN ENVIRONMENTS

*Marisa Guilherme da Frota**

*Daniel Tomaz de Sousa***

*Jair Andrade de Araújo****

*Francisco José Silva Tabosa*****

*Pablo Urano de Carvalho Castelar**

recibido: 19 agosto 2021 – aprobado: 11 marzo 2022

Resumo

O estudo mensura os fatores que condicionam a oferta de trabalho dos *moonlighters*, trabalhadores que buscam emprego adicional para complementar a renda, e analisa a existência de discriminação salarial, com ênfase nas diferenças de gênero, utilizando os dados do Censo Demográfico do ano 2010 no Brasil. A amostra é formada por indivíduos não ocupados e ocupados com um ou mais empregos.

^o da Frota, M. G., Tomaz de Sousa, D., Andrade de Araujo, J., Silva Tabosa, F. J & de Carvalho Castelar, P. U. (2023). O perfil dos moonlighters no mercado de trabalho brasileiro: uma análise para os meios rural e urbano. *Estudios económicos*, 40(81), pp. 69-99, <https://doi.org/10.52292/j.estudecon.2023.2822>.

* Universidade de São Paulo, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2455-2283> E-mail: marisagf@usp.br

** Universidade Federal do Ceará, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2530-2593>. E-mail: daniel25tomaz@gmail.com

*** Universidade Federal do Ceará, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6297-9558>. E-mail: jairandrade@ufc.br

**** Universidade Federal do Ceará, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1280-8907>. E-mail: franzetabosa@ufc.br

• Universidade Federal do Ceará, Brasil. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9990-7873>. E-mail: pcastelar@ufc.br

Fez-se uso do modelo Biprobit para estimar a probabilidade de participação no mercado de trabalho. Observou-se que a busca por empregos adicionais no mercado de trabalho exige níveis de educação elevados. A decomposição dos salários é realizada pelo método de Oaxaca-Blinder (1973), e os resultados sugerem um comportamento discriminatório que prejudica as mulheres, mesmo estas possuindo níveis de educação mais elevados do que os homens.

Palavras-chave: mercado de trabalho, *moonlighters*, modelo Biprobit, decomposição de Oaxaca-Blinder.

Códigos JEL: J21, J22, J31.

Abstract

This work measured the factors that affect labor supply in the job market for *moonlighters* (those workers who seek additional compensation with another job). In addition, it analyzed the existence of wage discrimination, with an emphasis on gender differences, using data from the 2010 Census in Brazil. The sample is composed of non-employed and employed individuals with one or more jobs. The Biprobit model was used to estimate the probability of labor market participation. It has been observed that searching for another employment in the job market requires high levels of education. Wage decomposition was performed by the Oaxaca-Blinder method (1973), and results suggest the presence of discriminatory behavior towards women, even if they have higher levels of education than men do.

Keywords: job market, moonlighters, Biprobit model, Oaxaca-Blinder decomposition.

JEL codes: J21, J22, J31.

INTRODUÇÃO

O mercado de trabalho secundário é composto por indivíduos que estão dispostos a oferecer horas adicionais de trabalho, destinando-as para uma segunda ocupação ou mais. Os determinantes para a oferta de trabalho no mercado secundário são condicionados por diferentes fatores. Um deles é o anseio em estender a jornada de trabalho, por isso o indivíduo passa a ter outra atividade, pois há restrição do número de horas no trabalho principal¹ (Shishko & Rostker, 1976).

Outra motivação surge quando o emprego principal não dispõe de segurança e estabilidade (Wu, Baimbridge, & Zhu, 2009); e, por último, autores como Conway e Kimmel (1998) argumentam o motivo de heterogeneidade entre os empregos, onde não se faz obrigatória a existência de um benefício pecuniário, sendo este realizado para obter experiência em uma ocupação diferente ou por motivo de satisfação.

Isso também é argumentado em trabalho posterior dos autores, onde Kimmel e Conway (2001) ressaltam que os *moonlighters*² representam uma porcentagem significativa e crescente da força de trabalho, mas poucos estudos examinam as razões e as consequências econômicas dessa decisão, e que possíveis motivos para o trabalho extra incluem a incapacidade de trabalhar horas suficientes no trabalho principal e o desejo de um aspecto não pecuniário do segundo trabalho que não está disponível no trabalho principal.

No Brasil, percebe-se um crescimento da participação do número de indivíduos que alocam sua força de trabalho em mais de uma ocupação. No ano 2000, o percentual de trabalhadores que participavam do mercado de emprego secundário correspondia a 3.43%, chegando a 4.34% em 2010. (Censo 2000; 2010).

A motivação para a realização dessa pesquisa, que consiste em analisar a probabilidade da oferta de trabalho secundário na perspectiva dos indivíduos dos meios rural e urbano brasileiros, é determinar os motivos que os levam a realizar essa prática, bem como conhecer o perfil desses trabalhadores que estão dispostos a oferecer horas adicionais de trabalho, ao desempenhar mais de uma atividade.

¹ O IBGE classifica trabalho principal como o trabalho que o indivíduo tem mantido por mais tempo. Em caso de igualdade no tempo de permanência, considera como principal o trabalho remunerado da semana de referência ao qual a pessoa normalmente dedica maior número de horas semanais.

² Termo utilizado na literatura internacional para classificar o trabalhador que aloca sua força de trabalho no mercado do múltiplo emprego, ou seja, dispõe de mais de uma atividade laboral.

Outra questão a ser abordada nesse artigo é verificar se os fatores que influenciam os trabalhadores dos sexos masculino e feminino a ingressar no mercado de trabalho buscando emprego secundário são semelhantes. Trata-se de um tema pouco abordado pela literatura brasileira, principalmente no que concerne ao meio rural. Portanto, espera-se que os resultados encontrados atuem para a compreensão da dinâmica do mercado de trabalho brasileiro, como também para impulsionar novas pesquisas nessa área.

Frente ao exposto, este artigo tem como objetivo verificar a probabilidade dos indivíduos em obter uma segunda ocupação, traçar o perfil demográfico e econômico desses trabalhadores que compõem o mercado de trabalho buscando emprego secundário no Brasil, analisar se as possíveis causas que servem de motivação para a realização do mesmo são semelhantes entre os homens e as mulheres, além de verificar a existência ou não de discriminação salarial no mercado secundário.

Dessa forma, para alcançar os objetivos propostos, são usados dados do Censo Demográfico do ano de 2010. O estudo especifica e estima um modelo *probit bivariado* para participação na oferta de trabalho e participação no mercado de emprego secundário. O perfil do *moonlighter* é traçado com base nos resultados da estatística descritiva, e as diferenças de rendimento entre gênero são analisadas usando a decomposição padrão de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), para verificar até que ponto as diferenças salariais entre gêneros podem ser explicadas pelas características dos indivíduos (capital humano), assim como variáveis demográficas e geográficas.

Os resultados sugerem que os trabalhadores que são os mais propensos a buscar empregos adicionais, tanto de sexo masculino quanto feminino, são aqueles que se encontram na zona rural, são casados, chefes de família, com filhos maiores de cinco anos, e residentes na Região Sul do Brasil. Para a zona urbana, percebe-se que os trabalhadores que possuem filhos, os casais que não possuem filhos e os chefes de família apresentam mais chances de estarem inseridos nesse mercado adicional de trabalho. Esses indivíduos, ressalte-se, apresentam níveis de educação mais elevados, ou seja, para a participação no mercado de trabalho secundário, necessita-se de certo grau de qualificação. Ainda, observa-se que o Nordeste é a região com maior incidência de participantes desse segmento de mercado.

O artigo é composto por quatro seções, incluindo esta introdução. A seção seguinte apresenta a metodologia e a base de dados utilizada. Na terceira seção, figura a análise dos resultados, e, por fim, são tecidas as considerações finais.

II. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

II.1. Modelo Probit Bivariado

Para conhecer os fatores que influenciam na decisão de participar do mercado de trabalho e de oferecer mão de obra no mercado em busca de emprego secundário, o modelo especificado e estimado para esta finalidade é o modelo Probit Bivariável (Biprobit). O modelo Biprobit consiste em uma generalização do modelo Probit clássico, pois envolve duas equações do tipo Probit.

O modelo é composto por duas variáveis dependentes em duas equações diferentes que são correlacionadas pelos erros. O procedimento de estimação pressupõe uma modelização conjunta do comportamento do indivíduo em participar na oferta de trabalho e decidir ter mais de um emprego.

O modelo apresenta as seguintes formulações básicas na estrutura geral (Greene, 2003):

$$y_1^* = \beta_1' x_1 + u_1, \quad (1)$$

y_1 , onde $y_1 = 1$ se $y_1^* > 0$ e 0, no caso contrário

$$y_2^* = \beta_2' x_2 + u_2, \quad (2)$$

y_2 , onde $y_2 = 1$ se $y_2^* > 0$ e 0, no caso contrário

A variável y_1^* corresponde à probabilidade de participação no mercado de trabalho, e y_2^* indica a probabilidade de participar do mercado de trabalho. Ambas as variáveis são dependentes, e não são diretamente observadas. Com o intuito de captar a probabilidade de participação, essas variáveis possuem características binárias, sendo que, na primeira equação, y_1^* assume valor igual a 1, quando o trabalhador participa do mercado de trabalho secundário, e zero, caso não participe. Definições semelhantes se aplicam à variável y_2^* , que assume valor igual a 1, caso o indivíduo seja economicamente ativo, e zero, se está fora do mercado de trabalho.

Os termos β_1' e β_2' correspondem aos parâmetros, x_1 e x_2 são as variáveis explicativas associadas à participação no mercado de trabalho e a decisão de ter mais de um emprego, ε_1 e ε_2 correspondem aos termos de erro.

O modelo assume os seguintes pressupostos:

$$E(u_1) = E(u_2) = 0 \quad (3)$$

$$var(u_1) = var(u_2) = 1 \quad (4)$$

$$cov(u_1, u_2) = \rho \quad (5)$$

$$[u_1, u_2] \sim BVN [0, 0, 1, 1, \rho] \quad (6)$$

A equação (6) pressupõe que os erros são normalmente distribuídos³ com média zero e variância igual a um, e as condições de exogeneidade são determinadas pelo coeficiente ρ (rho), que representa a correlação entre estes dois termos de erro. Esse coeficiente indica a presença ou não de correlação entre as variáveis explicativas não-observáveis das duas equações. Sendo $\rho = 0$, pode-se considerar que não existe correlação, portanto, a literatura considera inapropriada a utilização do modelo Biprobit. Nessas condições, o modelo a ser estimado passa a ser o *Probit Univariado*, que consiste em duas equações independentes, que são estimadas separadamente. Quando o valor de $\rho \neq 0$, o modelo Biprobit é apropriado.

II.2. Decomposição do diferencial de rendimentos

Outro aspecto abordado nesta pesquisa consiste em verificar as diferenças entre os salários dos trabalhadores que participam do mercado de trabalho tendo emprego secundário, levando em consideração a situação do domicílio rural/urbano e a diferença de gênero.

Os diferenciais de salário podem ser explicados por diversos fatores. Oaxaca (1973) e Blinder (1973) mostram que essas diferenças entre gênero e raça são explicadas devido à presença do fator discriminação. Verifica-se a existência de discriminação quando um grupo com características produtivas semelhantes recebe menos que outro apenas por apresentar elementos que não têm interferência na produtividade, como, por exemplo, sexo ou raça.

A decomposição de Oaxaca-Blinder, segundo Leme e Wajnman (2000), realiza a estimativa baseada na equação de salário proposto por Mincer (1974).

$$\ln w_h = X_h' \beta_h + \varepsilon_h \quad (7)$$

³ A função de distribuição normal padrão bivariada é expressa da seguinte forma:

$$\ln w_m = X_m' \beta_m + \varepsilon_m \quad (8)$$

em que: $\ln w_h$ e $\ln w_m$ correspondem, respectivamente, aos salários dos homens e das mulheres, X_h e X_m representam os vetores das variáveis explicativas de capital humano, β_h e β_m são os vetores dos coeficientes a serem estimados, e ε_h e ε_m são os termos aleatórios.

Jann (2008), denota que a diferença no logaritmo do salário é a diferença do valor esperado do logaritmo do salário entre o grupo de homens e o grupo de mulheres, portanto:

$$E(\ln w_h) - E(\ln w_m) = E(X_h)' \beta_h - E(X_m)' \beta_m \quad (9)$$

Sendo que $E(\beta_j) = \beta_j$ e $E(\varepsilon_j) = 0$

Segundo Winsborough e Dickinson (1971), Jones e Kelley (1984) e Daymont e Andrisani (1984), para identificar a contribuição das diferenças entre os dois grupos, a equação (9) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E(\ln w_h) - E(\ln w_m) &= \left\{ \frac{E(X_h) - E(X_m)}{\text{Efeito dotação}} \right\} \beta_m + \frac{E(X_m)(\beta_h - \beta_m)}{\text{Efeito discriminação}} \\ &+ \left\{ \frac{E(X_h) - E(X_m)}{\text{Efeito interação}} \right\} (\beta_h - \beta_m) \end{aligned} \quad (10)$$

A equação (10) trata-se de uma decomposição “*threefold*” – em três termos – do diferencial de rendimentos para ambos os sexos, sendo que o primeiro termo corresponde ao efeito dotação, que é considerado como o fator explicado, no qual a diferença na remuneração leva em consideração as características produtivas de cada grupo; o segundo termo capta o efeito discriminação, e trata-se do fator não explicado, e o terceiro como sendo o termo de interação.

Ressalte-se que a decomposição Oaxaca-Blinder ainda é bastante utilizada e relevante para estudos na área de economia do trabalho, quando tratando tanto de questões salariais, quanto de gênero, como pode ser observado em, por exemplo, os trabalhos de Wirba et al. (2021), Aderemi e Alley (2019), Biltagy (2018) e Ospino et al. (2010).

II.3. Correção da Seletividade Amostral

As equações (1), (2), (7) e (8) formam a especificação empírica do modelo de determinação conjunta de participação na oferta de trabalho, participação no mercado de trabalho secundário e salários para homens e mulheres, respectivamente. Para obter estimadores não tendenciosos na equação de rendimentos, Tunali (1986) segue a intuição de Heckman (1979) e Lee (1978, 1979), propondo a estimação do modelo em dois passos.

O primeiro ocorre a partir da estimação de um modelo Biprobit para a participação no mercado de trabalho, e, para participação no mercado secundário, estimam-se os termos de seleção (razão inversa de Mills), para cada equação.

$$\lambda_1 = \frac{\phi(Z_i)}{1 - \Phi(Z_i)} \quad (11)$$

$$\lambda_2 = \frac{\phi(Z_i)}{1 - \Phi(Z_i)} \quad (12)$$

Sendo que o denominador da equação (11) corresponde à probabilidade de que os indivíduos que possuem características geradoras de viés (nesse caso específico, os não participantes do mercado de trabalho) sejam selecionados. O mesmo raciocínio é válido para a equação (12), sendo que, neste caso, a população geradora do viés corresponde aos não participantes do mercado de trabalho secundário.

No segundo passo, os termos de correção são inseridos nas equações de rendimentos, permitindo corrigir o duplo viés de seleção envolvido nas equações de participação no mercado de trabalho e participação no mercado secundário, gerando estimativas consistentes dos parâmetros das equações de salários.

A equação de salário a ser estimada admite a seguinte forma:

$$\ln w_i = X_i' \beta_i + \lambda_1 + \lambda_2 + \varepsilon_i \quad (13)$$

Em que:

$\ln w_i$ = logaritmo do salário das demais ocupações

X_i' = vetor de variáveis explicativas

β_i = parâmetros

λ_1 e λ_2 = termos de correção da seletividade

ε_i = termos de erro

II.4. Base de dados

Os dados utilizados neste trabalho foram obtidos no Censo Demográfico de 2010, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A população estudada é formada pelos indivíduos ocupados com um ou mais de um emprego, e pelos não ocupados, com idade entre 16 e 65 anos. A Tabela 1 apresenta a distribuição entre rural e urbano da população economicamente ativa e o número de ocupações desenvolvidas na semana de referência da pesquisa. Segundo os dados, as mulheres representam a maioria da amostra de *moonlighters* na zona urbana, enquanto os homens são maioria entre os indivíduos que participam no mercado de trabalho tendo emprego secundário na zona rural.

Tabela 1. Número de trabalhadores não ocupados, ocupados e com mais de uma ocupação nas áreas rurais e urbanas

	Urbano			Rural		
	Não ocupados	Uma ocupação	Mais de uma ocupação	Não ocupados	Uma ocupação	Mais de uma ocupação
Mulheres	339.634	2.464.551	121.816	41.917	474.860	10.317
Homens	238.901	3.007.046	118.383	40.031	772.270	17.065

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Censo de 2010.

O Quadro 1 descreve as variáveis utilizadas.

Quadro 1. Descrição das variáveis

Variável	Descrição
Dependente	
Participação no mercado de trabalho	=1 se participa do mercado de trabalho, 0 caso contrário
Realiza mais de uma atividade	=1 se realiza mais de uma atividade. 0 caso contrário
Independentes	
Características individuais	
Sexo	=1 se do sexo masculino, 0 se do sexo feminino

Raça	=1 se da cor branca, 0 se for não branco
Idade	Idade do indivíduo, medida em anos
Idade ²	Idade do indivíduo ao quadrado
Experiência	Experiência medida em anos
Experiência ²	Experiência ao quadrado
Escol. x Exp.	Variável multiplicativa da interação da escolaridade com a experiência
Anos de estudo	<i>Dummies</i> para os seguintes grupos de anos de estudo: Ensinos Fundamental, Médio e Superior
Características da família	
Chefe da família	=1 se chefe da família, 0 caso contrário
Filhos 0-5	Filhos com idade entre 0 e 5 anos
Filhos 6-17	Filhos com idade entre 6 e 17 anos
Estado Civil	<i>Dummies</i> para Casado e solteiro
Casal sem filhos	=1 se casal não tiver filhos, 0 caso contrário
Setor de atividade da ocupação principal	- Para indicar o setor de atividade foram criadas <i>dummies</i> para os setores de Agricultura, Indústria e Serviços.
Horas Principal	- Número de horas trabalhadas semanalmente no trabalho principal
Características de Residência	
Rural	=1 se reside em Zona Rural, 0 casos contrário
Região de residência	<i>Dummies</i> para as Regiões Norte, Nordeste, Sul, Centro-Oeste e Sudeste)
Características do rendimento	
Rec_bf	Recebe bolsa família
Lnws	Logaritmo natural do rendimento dos demais trabalhos

* A categoria de Serviços inclui as atividades Comerciais, Educação, Saúde e Serviços domésticos. Essas atividades referem-se à ocupação principal.

** A variável Escol. x Exp. é responsável por mensurar a capacitação do indivíduo (para entrar no mercado de trabalho e auferir rendimentos mais elevados).

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Censo de 2010.

III. RESULTADOS E DISCUSSÕES

III.1. Análise descritiva dos dados - perfil do *moonlighter*

A Tabela 2 apresenta os valores médios e o desvio padrão das variáveis utilizadas nesta análise. Os dados apontam que entre as mulheres que participam do mercado secundário, 54% são de cor branca, 55% casadas, 55% têm filhos com idade acima de cinco anos, 35% residem na Região Sul e 25% são chefes de família. Ademais, têm três anos a mais de estudos que as participantes do mercado de trabalho com apenas uma ocupação. Portanto, ao observar o salário médio dos dois grupos, percebe-se que as mulheres que têm múltiplos postos de trabalho recebem um salário maior do que as que não participam do mercado secundário.

Com relação ao número de horas de trabalho na atividade principal, a *moonlighter* feminina da zona rural trabalha em média 34.7 horas/semana e recebe um valor médio por horas trabalhadas equivalente a R\$ 5.64. Enquanto o grupo de trabalhadoras com apenas uma ocupação trabalha em média 32.7 horas/semana e recebe um valor médio de R\$ 2.58 por hora de trabalho.

Resultados semelhantes são observados para os homens do meio rural, Tabela 2 (coluna 7). Existe uma maior proporção de *moonlighters* do sexo masculino, de raça branca, casados, com filhos maiores de cinco anos e chefes de família, e, dentre as regiões, o Nordeste tem uma maior incidência de trabalhadores rurais que realizam mais de uma ocupação.

Ao comparar homens e mulheres participantes do mercado de trabalho secundário do meio rural, na Tabela 2 (colunas 3 e 7), percebem-se algumas semelhanças, tais como: os trabalhadores *moonlighters* de sexo feminino e masculino da zona rural são, em média, de cor/raça branca, casados e possuem filhos com idade superior a seis anos.

Ao analisar as *moonlighters* de sexo feminino da zona urbana na Tabela 3 (coluna 3), observa-se que as mulheres que participam do segundo emprego têm uma média de idade de aproximadamente 38 anos, 53% são casadas e têm filhos, 46% têm filhos com idade superior a seis anos, 45% assumem o posto de chefes de família e possuem maiores níveis de educação, enquanto que as mulheres com apenas uma ocupação tendem a ser mais jovens, em média apresentam uma quantidade menor em relação aos anos de estudos e têm filhos com idade inferior a seis anos.

Tabela 2. Perfil demográfico do *moonlighter* – Homens /Mulheres do meio rural brasileiro

Características	Mulher Rural				Homem Rural			
	Com uma ocupação		Com mais de uma ocupação		Com uma ocupação		Com mais de uma ocupação	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Idade	36.11	14.03	37.09	11.02	35.31	14.04	37.41	11.85
Raça	0.378	0.485	0.540	0.498	0.351	0.477	0.487	0.500
Casado	0.438	0.496	0.549	0.498	0.338	0.473	0.489	0.500
Casalc	0.701	0.458	0.696	0.460	0.731	0.443	0.768	0.422
Chefe	0.178	0.382	0.254	0.436	0.490	0.500	0.680	0.467
Filhos 0-5	0.316	0.465	0.249	0.433	0.266	0.442	0.296	0.456
Filhos 6-17	0.545	0.498	0.548	0.498	0.511	0.500	0.496	0.500
Anos_est	5.931	3.633	8.810	4.636	5.340	3.491	6.938	4.109
Experiência	31.01	14.85	29.20	12.33	30.81	14.69	30.98	12.91
Nordeste	0.469	0.499	0.337	0.473	0.468	0.499	0.368	0.482
Norte	0.105	0.307	0.0677	0.251	0.108	0.310	0.0899	0.286
Sudeste	0.212	0.409	0.197	0.398	0.218	0.413	0.194	0.396
Sul	0.155	0.362	0.349	0.477	0.143	0.350	0.290	0.454
Centro_Oeste	0.0596	0.237	0.0496	0.217	0.0632	0.243	0.0578	0.233
Agrícola	0.199	0.399	0.231	0.422	0.422	0.494	0.421	0.494
Indústria	0.0214	0.145	0.0457	0.209	0.0929	0.290	0.159	0.366
Serviços	0.144	0.351	0.674	0.469	0.107	0.309	0.390	0.488
N_hrsAP	32.72	16.29	34.76	17.02	40.07	15.21	40.47	16.69
Rec_bf	0.294	0.455	0.187	0.390	0.0268	0.162	0.0274	0.163
Sal_hr	2.588	8.038	5.643	15.83	3.311	11.12	6.882	24.94

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Censo de 2010.

O perfil dos *moonlighters* de sexo masculino da zona urbana apresenta uma média de idade de, aproximadamente, 37 anos, possuem maiores níveis de quali-

ficação, uma proporção de 70% é composta por casados e têm filhos, e seus filhos tendem a ter idade superior a seis anos, e são mais predispostos a serem chefes de família. A região com maior proporção de trabalhadores com segunda ocupação é a Região Sudeste, com 42%. Verifica-se, também, que os homens negros são menos propensos a participar do mercado de trabalho tendo emprego adicional.

Tabela 3. Perfil demográfico do *moonlighter* – Homens /Mulheres do meio urbano brasileiro

Características	Mulher Urbano				Homem Urbano			
	Com uma ocupação		Com mais de uma ocupação		Com uma ocupação		Com mais de uma ocupação	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Idade	36.38	13.68	38.54	10.16	34.99	13.46	37.98	10.79
Raça	0.498	0.500	0.566	0.496	0.478	0.500	0.556	0.497
Casado	0.386	0.487	0.432	0.495	0.366	0.482	0.533	0.499
Casalcf	0.596	0.491	0.535	0.499	0.663	0.473	0.702	0.457
Chefe	0.278	0.448	0.455	0.498	0.460	0.498	0.704	0.457
Filhos 0-5	0.267	0.443	0.217	0.412	0.236	0.424	0.277	0.447
Filhos 6-17	0.473	0.499	0.463	0.499	0.448	0.497	0.423	0.494
Anos_est	8.430	3.970	11.73	4.285	8.066	3.816	10.85	4.134
Experiência	29.60	14.45	27.57	11.13	28.64	14.01	27.73	11.39
Nordeste	0.249	0.432	0.226	0.419	0.239	0.426	0.233	0.423
Norte	0.0671	0.250	0.0584	0.235	0.0677	0.251	0.0680	0.252
Sudeste	0.436	0.496	0.434	0.496	0.444	0.497	0.423	0.494
Sul	0.173	0.378	0.195	0.396	0.172	0.377	0.192	0.394
Centro Oeste	0.0752	0.264	0.0858	0.280	0.0776	0.267	0.0851	0.279
Rm	0.405	0.491	0.410	0.492	0.403	0.491	0.424	0.494
Agrícola	0.0216	0.145	0.00838	0.0912	0.0724	0.259	0.0416	0.200
Indústria	0.0536	0.225	0.0384	0.192	0.217	0.412	0.158	0.365
Serviços	0.381	0.486	0.927	0.260	0.369	0.483	0.757	0.429

N_hrsAP	37.99	13.75	36.03	15.62	42.88	13.41	41.58	16.27
Rec_bf	0.121	0.326	0.0611	0.239	0.0110	0.104	0.0057	0.0754
Sal_hr	7.104	21.21	11.97	63.66	8.795	79.22	17.05	89.24

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Censo de 2010.

III.2. Análise do modelo de participação

A Tabela 4 apresenta as estimativas das equações de participação no mercado de *moonlighters* e participação na força de trabalho. O coeficiente ρ (rho), que mede a correlação entre os termos de erro das duas equações, apresenta um valor negativo e estatisticamente significativo, denotando que participar do mercado de trabalho e ter mais de uma ocupação são atividades concorrentes na decisão de alocação de tempo dos trabalhadores. Portanto, com o resultado do $\rho \neq 0$, conclui-se que as equações devem ser estimadas conjuntamente em um modelo Biprobit. Pode-se verificar a relação e a significância das variáveis que explicam os fatores condicionantes para participação nesse mercado e participação na força de trabalho para homens e mulheres da zona rural.

Tabela 4. Coeficientes estimados do modelo Probit Bivariado para as equações de participação na oferta de trabalho e participação no mercado secundário para o meio rural

	MULHER RURAL	HOMEM RURAL
Participação no mercado de trabalho como <i>moonlighter</i>		
	Coeficiente	Coeficiente
<i>Características Individuais</i>		
Raça	-0.0071 (0.0104)	0.0217* (0.0082)
Experiência	0.0061** (0.0027)	0.0130* (0.0018)
Experiência	-0.0002* (0.000)	-0.0002* (0.000)
Exp_est	0.0003* (0.000)	0.0005* (0.000)

EDUC2	0.0398** (0.0161)	0.0647* (0.000)
EDUC3	0.1580* (0.000)	0.2045* (0.0154)
EDUC4	0.4575* (0.000)	0.6169* (0.0301)
<i>Características da família</i>		
Chefe	0.1634* (0.000)	0.0622* (0.0133)
Casado	-0.0272** (0.000)	0.0391* (0.0092)
Casalsf	-0.0211 (0.0137)	-0.0519* (0.0112)
Filhos 0-5	-0.0605* (0.0103)	-0.0157 (0.0079)
Filhos 6-17	0.0155 (0.0103)	-0.0058 (0.0075)
<i>Características de Residência</i>		
Norte	0.0448*** (0.0248)	0.2067* (0.0182)
Nordeste	0.0342*** (0.0201)	0.1791* (0.0161)
Sudeste	0.0022 (0.0203)	-0.0097 (0.0152)
Sul	0.1349* (0.000)	0.1806* (0.0185)
Constante	-1.8476* (0.000)	-21.870* (0.0625)

 Participação na força de trabalho

Características Individuais

Raça	0.1006*	0.0810*
	(0.0074)	(0.0068)
Experiência	0.0275*	0.0127*
	(0.0016)	(0.0012)
Experiência	-0.0001*	-0.0005*
	(0.000)	(0.0000)
Exp_est	0.0004*	0.0001*
	(0.0001)	(0.000)
EDUC2	-0.0496*	0.0226**
	(0.0114)	(0.0099)
EDUC3	-0.0764*	-0.0066
	(0.0126)	(0.0111)
EDUC4	0.4918*	0.2824*
	(0.0238)	(0.0327)
<i>Características da família</i>		
Chefe	-0.0532*	0.2063*
	(0.0084)	(0.0071)
Casado	0.2055*	0.1049*
	(0.0073)	(0.0076)
Casalsf	0.0629*	0.0585*
	(0.0112)	(0.0109)
Filhos 0-5	-0.0539*	-0.0437*
	(0.0076)	(0.0069)
Filhos 6-17	0.0152**	-0.0044
	(0.0076)	(0.0064)
Rec_bf	-0.0837*	-0.1162*
	(0.0078)	(0.0196)
<i>Características de Residência</i>		
Norte	-0.1413*	-0.2763*
	(0.0176)	(0.0158)

Nordeste	-0.1104* (0.0150)	-0.2970* (0.0137)
Sudeste	-0.0538* (0.0155)	-0.0195 (0.0144)
Sul	0.2599* (0.0168)	0.2380* (0.0164)
Constante	0.6346* (0.0256)	13.093* (0.0221)
Athrho	-1.0115* (0.0833)	-10.877* (0.0856)
Rho	-0.7664* (0.344)	-0.7960* (0.0314)

* significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%.

Fonte: elaboração própria a partir das estimações.

Os resultados para os efeitos das variáveis *dummy* da educação, tanto na participação do mercado de trabalho, quanto tendo emprego secundário, mostram que quanto maior o nível de instrução, maior a probabilidade de participação em ambos os mercados.

O coeficiente estimado de (0.4575) indica que as mulheres com nível superior completo apresentam uma maior probabilidade de participação no mercado de trabalho secundário.

O fator educação também é determinante para os trabalhadores do sexo masculino, sendo que a probabilidade de participação no mercado de trabalho, tendo emprego adicional, é maior para aqueles que têm maiores níveis de instrução. Resultados semelhantes foram encontrados por Bedi (1998), concluindo que a força de trabalho nesse segmento de mercado é composta por trabalhadores que apresentam maiores níveis de escolaridade.

Dentre as características individuais, a *experiência* apresenta um efeito positivo na participação no mercado de trabalho como *moonlighter*, tanto para as mulheres quanto para os homens, (0.0061) e (0.0130), respectivamente. No entanto, a variável *experiência ao quadrado* mostra um efeito negativo na probabilidade de participar da oferta de trabalho, como, também, na equação de participação no

mercado de trabalho secundário, ou seja, um aumento na experiência do trabalhador aumenta a probabilidade de entrar no mercado de trabalho e de ter um segundo emprego, contudo a taxas decrescentes. Menezes et al. (2005), argumentam que esta relação negativa ocorre porque a experiência de trabalho, na maioria das vezes, tem uma maior importância que a condição de escolaridade.

A interação da variável *experiência e escolaridade*, na equação de participação no mercado secundário, apresenta um coeficiente positivo para os homens e mulheres, (0.0005) e (0.0003), respectivamente. Esse efeito mostra que os indivíduos com maiores níveis educacionais e com mais anos de experiência tendem a ser mais propensos a participar da oferta de trabalho e ter múltiplos postos de trabalho.

Os resultados obtidos para as características do grupo familiar mostram que, para as mulheres, na equação de participação no mercado de trabalho, a presença de filhos menores de cinco anos influencia negativamente sua participação na força de trabalho, devendo-se isso ao fato de que a mulher tem uma restrição maior à participação nesse mercado de trabalho, quando possui filhos pequenos.

Para os *moolighters* do sexo masculino da zona rural, ter filhos menores ou maiores que 5 anos de idade mostra um efeito negativo, porém, estatisticamente insignificante, isso implica que a presença de filhos não é uma condição determinante que favorece a participação dos homens no mercado secundário.

A posição da mulher na família como *chefe* atua de forma a aumentar a participação no mercado de trabalho como *moonlighter* (0.1634). Isso implica que ser chefe de família é um fator condicionante, ou seja, aumenta a probabilidade das mulheres do meio rural a terem mais de uma ocupação. O mesmo resultado é encontrado para os trabalhadores do sexo masculino que são chefes de família, para os quais, tal posição aumenta sua probabilidade de participação no mercado de trabalho como *moonlighter*.

Sobre as *características de residência*, observa-se que dentre as regiões brasileiras, a Região Sul apresenta uma maior probabilidade de trabalhadores rurais que ofertam mão de obra buscando emprego adicional. Comparando com as demais regiões, os resultados não foram estatisticamente significantes.

A Tabela 5 mostra os resultados acerca das características individuais do *moonlighter* do sexo feminino residentes nas áreas urbanas, que denotam que as *dummies de educação* apresentam um maior efeito para as mulheres que possuem ensino superior, ou seja, há uma menor probabilidade de participação no mercado

secundário para aquelas mulheres que têm menores níveis de educação. Quanto aos *moonlighter* do sexo masculino, todas as categorias apresentaram efeitos positivos, porém, a probabilidade de participação aumenta de acordo com o nível de educação. Resultado semelhante ao encontrado entre os *moonlighters* das áreas rurais.

Tabela 5. Coeficientes estimados do modelo Probit Bivariado para as equações de participação na oferta de trabalho e participação no mercado secundário para o meio urbano

	MULHER URBANO	HOMEM URBANO
Participação no mercado de trabalho como <i>moonlighter</i>		
	Coeficiente	Coeficiente
<i>Características Individuais</i>		
	-0.0638*	-0.0158*
Raça	(0.0034)	(0.0030)
	0.0086*	0.0004*
Experiência	(0.0011)	(0.0009)
	-0.0002*	-0.0001*
Experiência ²	(0.0000)	(0.0000)
	0.0005*	0.0005*
Exp_est	(0.0000)	(0.0000)
	-0.0644*	0.0207*
EDUC2	(0.0071)	(0.0059)
	-0.0855*	0.0809*
EDUC3	(0.0091)	(0.0076)

	0.3915*	0.4926*
EDUC4	(0.0162)	(0.0122)
<i>Características da família</i>		
	0.2288*	0.0884*
Chefe	(0.0038)	(0.0047)
	-0.0357*	-0.0516*
Casado	(0.0034)	(0.0037)
	0.0250*	0.0012
Casalsf	(0.0048)	(0.0045)
	-0.0406*	-0.0267*
Filhos 0-5	(0.0038)	(0.0034)
	0.0664*	0.0259*
Filhos 6-17	(0.0035)	(0.0031)
<i>Características de Residência</i>		
	-0.0213*	-0.0074**
Rm	(0.0032)	(0.0030)
	-0.0107	0.1079*
Norte	(0.0084)	(0.0073)
	0.0685*	0.1817*
Nordeste	(0.0063)	(0.0059)

	-0.0314*	-0.0308*
Sudeste	(0.0058)	(0.0053)
	-0.0718*	-0.0466*
Sul	(0.0065)	(0.0059)
	-1.6762*	-1.7290*
Constante	(0.0277)	(0.0220)

* significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%.

Fonte: elaboração própria a partir das estimações.

A variável *experiência* tem um comportamento semelhante aos resultados encontrados para os *moonlighters* das áreas rurais, sendo positiva e significativa para os dois gêneros. No que concerne à variável *experiência ao quadrado*, o coeficiente apresenta um sinal negativo para as duas equações, o que mostra que a experiência aumenta a probabilidade de participação no mercado, no entanto, essa variável apresenta efeitos decrescentes.

A variável *experiência e anos de estudo* apresenta um sinal positivo na equação de participação no mercado secundário, tanto para os homens quanto para as mulheres, mostrando que a interação entre anos de estudo e experiência aumenta a probabilidade de participação no mercado de trabalho como *moonlighter*. No entanto, na equação de participação na oferta de trabalho, o coeficiente relacionado às mulheres apresenta um valor negativo. Sobre as variáveis que caracterizam o grupo familiar, a condição de *chefe* de família relaciona-se de forma positiva nas equações de oferta de trabalho e participação no mercado secundário. Este resultado é esperado, pois ser chefe de família traz consigo a responsabilidade de prover os recursos necessários para a manutenção do domicílio.

Os coeficientes na equação de participação no mercado secundário mostram que, para as mulheres, ser chefe de família aumenta as chances de ter mais de uma ocupação, sendo (0.2288) e (0.0884) para os trabalhadores do sexo masculino. Esse resultado, por estar atrelado ao aumento do número de mulheres comandando os lares no Brasil, em 2000, 22,2% das mulheres comandavam os lares, passando para 37,3% em 2010, de acordo com dados do Censo Demográfico (IBGE, 2010).

Para o *moonlighter* urbano, ser *casado* diminui a probabilidade de participação em emprego adicional. Esse resultado é verificado para os dois gêneros e pode estar associado ao fato de que o montante dos rendimentos provindos do trabalho principal garante o conforto e a estabilidade econômica almejada. O efeito da variável *casado e não ter filhos* mostra um impacto positivo na probabilidade para ter múltiplos postos de trabalho para o *moonlighter* feminino do meio urbano; esse resultado mostra que, na ausência de filhos, as mulheres estão dispostas a oferecer mais horas de trabalho. Ainda em relação às características da família, ter filhos com idade inferior a 5 anos gera um efeito negativo na probabilidade de participação no mercado de trabalho como *moonlighter*, tanto para os homens como para as mulheres.

Quanto às características de residência, morar na Região Nordeste aumenta a probabilidade de participação no mercado de segundo emprego. Resultado semelhante foi encontrado por Casari e Bacha (2011), no qual os autores verificaram que os residentes da Região Nordeste estão dispostos a oferecer mais horas de trabalho destinadas a uma segunda ocupação.

A equação de participação da oferta de trabalho mostra que os beneficiários do programa Bolsa Família apresentam um coeficiente negativo, (-0.3723) para as mulheres, e (-0.2945) para os homens, resultado que corrobora o encontrado por Cavalcanti et al. (2014), que atribui ao programa um desestímulo ao trabalho.

III.3. Resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder

A decomposição de rendimentos para os indivíduos das áreas rurais e urbanas que participam do mercado de trabalho como *moonlighter* foi realizada por meio da decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), levando em consideração três componentes: o primeiro faz referência às diferenças produtivas (efeito dotação) e demais características dos trabalhadores, o segundo componente trata-se do efeito discriminação e o terceiro, corresponde às interações entre os dois primeiros componentes.

As Tabelas 6, 7, 8 e 9 apresentam as regressões dos salários com os respectivos termos de correção da seletividade (λ) e os impactos das variáveis explicativas sobre o logaritmo dos rendimentos dos demais trabalhos.

Tabela 6. Equação do salário das demais ocupações para o *moonlighter* masculino da área rural

Lnws	Coefficiente
Raça	0.0546** (0.0252)
Experiência	0.0283* (0.0046)
Experiência ²	-0.0004* (0.0001)
EDUC2	0.3507* (0.0331)
EDUC3	0.6289* (0.0327)
EDUC4	0.9913* (0.0461)
λ_1	-1.3122* (0.1301)
λ_2	0.0097 (0.0074)
Constante	5.6720* (0.1061)

* significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%.

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Censo de 2010.

Tabela 7. Equação do salário das demais ocupações para o *moonlighter* feminino da área rural

Lnws	Coefficiente
Raça	0.0565*** (0.0314)
Experiência	0.0100*** (0.0057)
Experiência ²	-0.0002*** (0.0001)
EDUC2	0.3676* (0.0465)

EDUC3	0.7241* (0.0425)
EDUC4	1.1352* (0.0627)
λ_3	-0.6636* (0.1231)
λ_4	-0.0085 (0.1072)
Constante	5.5655* (0.2364)

* significativa a 1%; ** significativa a 5%; *** significativa a 10%.

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Censo de 2010.

Tabela 8. Equação do salário das demais ocupações para o *moonlighter* masculino da área urbana

Lnws	Coefficiente
Raça	0.1325* (0.0069)
Experiência	0.0350* (0.0015)
Experiência ²	-0.0003* (0.000)
EDUC2	0.2816* (0.0117)
EDUC3	0.5000* (0.0113)
EDUC4	1.0836* (0.0185)
λ_5	-0.3105* (0.0232)
λ_6	0.0255 (0.0246)
Constante	5.5563* (0.0590)

* significativa a 1%; **significante a 5%; ***significante a 10%.

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Censo de 2010.

Tabela 9. Equação do salário das demais ocupações para o *moonlighter* feminino da área urbana

Lnws	Coefficiente
Raça	0.0661* (0.0067)
Experiência	0.0245* (0.0014)
Experiência ²	-0.0003* (0.000)
EDUC2	0.2911* (0.0120)
EDUC3	0.6263* (0.0106)
EDUC4	1.3125* (0.0176)
λ_7	-0.5400* (0.0267)
λ_8	0.2405* (0.0226)
Constante	4.9671* (0.0541)

* significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%.

Fonte: elaboração própria a partir dos dados do Censo de 2010.

Os resultados das estimativas das funções salários para os *moonlighters*, tanto para zona rural como para zona urbana, apresentaram sinal positivo para as variáveis *educação* e *experiência*, denotando que, quanto mais anos de estudo e experiência o trabalhador adquire, maiores são os rendimentos que recebem. Os coeficientes da *experiência*² são negativos, resultado esperado, pois de maneira generalizada, à medida que a experiência aumenta, é provável que haja uma tendência de crescimento da renda, porém, isso ocorre a taxas decrescentes.

A Tabela 10 mostra os resultados da decomposição de rendimentos para os indivíduos na área rural. O coeficiente da diferença do logaritmo da renda dos demais trabalhos para as mulheres, que nesta análise é considerado como o grupo de referência, apresenta um valor de 5.8508. É possível que este grupo tenha um rendimento

inferior, pois os resultados encontrados para os homens apresentam um coeficiente de 5.995, sendo -0.1442 a diferença entre os rendimentos desses dois grupos.

A parcela do diferencial de salário atribuída ao “Efeito dotação” comprova que as mulheres possuem maiores atributos produtivos, pois caso os homens possuíssem essas mesmas características produtivas, receberiam um aumento de 0.2159 em seus salários. Para o “Efeito discriminação” obtém-se que uma parcela de -0.4882 não explica o diferencial nos salários entre homens e mulheres, levando em consideração suas qualidades produtivas, ou seja, esse resultado mostra que os homens são mais valorizados no mercado de trabalho secundário, e que seus rendimentos são superiores, denotando um efeito discriminatório entre os salários dos *moonlighters*.

Tabela 10. Decomposição do diferencial de salários, por gênero, entre os *moonlighters* da área rural

	Coeficiente	DP	t	P> t
Diferencial				
Mulheres	5.8508*	0.0160	366.7100	0.0000
Homens	5.9950*	0.0119	504.1800	0.0000
Diferença	-0.1442*	0.0199	-7.2500	0.0000
Decomposição				
Efeito Dotação	0.2159*	0.0132	16.3700	0.0000
Efeito Discriminação	-0.4882*	0.0187	-26.0600	0.0000
Interação	0.1280*	0.0123	10.4100	0.0000

* significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%.

Fonte: elaboração própria a partir das estimações.

A Tabela 11 apresenta os resultados da decomposição salarial para os *moonlighters* da zona urbana. Resultados semelhantes encontrados na análise de decomposição rural são verificados nas áreas urbanas, ou seja, nota-se a existência de um hiato de -0.3330 nos rendimentos.

O “Efeito Dotação” apresenta um coeficiente positivo de 0.1172, isso implica que, se os homens possuíssem as mesmas atribuições produtivas que as mulheres, receberiam 0.1172 a mais, o que comprova que as mulheres possuem qualidades produtivas mais elevadas. Considerando o “Efeito Discriminação”, nota-se que uma parcela de -0.4873 não explica o diferencial de salários pelas

características produtivas. Dessa forma, as mulheres recebem salários mais baixos, o que denota um efeito discriminatório com base no gênero. O Efeito Interação apresenta um efeito conjunto das diferenças das características, com o coeficiente de 0.0370.

Tabela 11. Decomposição do diferencial de salários, por gênero, entre os *moonlighters* da área urbana

	Coeficiente	DP	t	P> t
Diferencial				
Mulheres	6.3706*	0.0036	1781.62	0.0000
Homens	6.7037*	0.0036	1842.01	0.0000
Diferença	-0.3330*	0.0051	-65.27	0.0000
Decomposição				
Efeito Dotação	0.1172*	0.0030	38.51	0.0000
Efeito Discriminação	-0.4873*	0.0045	-109.02	0.0000
Interação	0.0370*	0.0021	17.48	0.0000

* significativa a 1%; ** significativa a 5%; *** significativa a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir das estimações.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo utilizou dados do Censo de 2010 do Brasil, com o intuito de descrever o perfil dos trabalhadores com um ou mais de um emprego, e analisar a probabilidade de os indivíduos participarem do mercado de trabalho. Uma vez participando da força de trabalho, verifica-se a probabilidade desse indivíduo ter mais de uma ocupação. Outro aspecto abordado nessa pesquisa foi realizar a decomposição salarial, tendo como variável dependente o logaritmo da renda provinda das demais ocupações.

Após a apresentação da abordagem empírica acerca das motivações que levam os indivíduos a participarem do mercado de trabalho como *moonlighters*, fez-se uma caracterização descritiva da amostra, a partir da qual é possível constatar que os *moonlighters*, tanto de sexo masculino quanto do feminino, da zona rural, que são casados, chefes de família, com filhos maiores de cinco anos e residentes na Região Sul são os mais propensos a participarem do mercado de trabalho buscando emprego adicional.

Reproduzindo esta análise para a zona urbana, percebe-se que os *moonlighters* que possuem filhos, os casais que não possuem filhos e os chefes de família apresentam mais chances de estarem inseridos no mercado secundário. O Nordeste é a região com maior incidência de participantes desse segmento de mercado.

No contexto geral, uma característica pertinente acerca dos *moonlighters*, tanto das áreas rurais como urbanas, é que esses indivíduos apresentam níveis de educação mais elevados, ou seja, o mercado de trabalho secundário exige certo grau de qualificação. Na equação de salário, quanto maior o nível educacional, maior será o impacto dessa variável no rendimento. Essa análise é válida para ambas as áreas e ambos os sexos.

Por outro lado, apesar da educação apresentar um efeito positivo nos salários dos *moonlighters*, esse efeito não é proporcional. Como exposto, as mulheres, tanto da zona rural quanto da urbana, que são participantes do mercado secundário, quando comparadas aos homens dessas respectivas áreas, apresentam, em média, uma quantidade maior de anos de estudos.

Em suma, os resultados encontrados com base nos fatores socioeconômicos traçam um perfil desses trabalhadores e nos permite verificar quais indivíduos são mais propensos a compor esse segmento de mercado, que apesar de poucas evidências nesse âmbito, pode-se afirmar que se trata de um fenômeno difundido no mercado de trabalho brasileiro. Portanto, sugerem-se outras fontes de investigação, com o intuito de instruir os formuladores a incrementar as políticas de empregos, levando em consideração as necessidades e particularidades da oferta de trabalho.

REFERÊNCIAS

- Aderemi, T. & Alley, I. (2019). Gender pay gap in the workplace: The case of public and private sectors in Nigeria. *Journal of Social and Economic Development*, 21(2), 370-391. <https://doi.org/10.1007/s40847-019-00079-9>
- Bedi, A. S. (1998). Sector choice, multiple job holding and wage differentials: Evidence from Poland. *The Journal of Development Studies*, 35(1), 162-179.
- Biltagy, M. (2018). Gender wage disparities in Egypt: Evidence from ELMPS 2006 and 2012. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 78, 14-23. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.11.010>
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, 8(4), 436-455. <https://doi.org/10.2307/144855>

- Casari, P. & Bacha, C. J. C. (6 e 9 de dezembro 2011). *Oferta de trabalho no brasil: uma análise do segundo emprego*. [Apresentação]. Anais do XXXIX Encontro Nacional de Economia ANPEC, Foz do Iguaçu (Paraná). <https://www.anpec.org.br/encontro/2011/inscricao/arquivos/000-1c4b569f445ba2e6d-9dd8e6331e7df51.pdf>
- Censo Brasileiro de 2010 (2012). Rio de Janeiro, Instituto Brasileiro De Geografia E Estatística (IBGE). Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/saude/9662-censo-demografico-2010.html?=&t=downloads>. Acesso em: 9 de set 2017.
- Censo Brasileiro de 2000 (2002). Rio de Janeiro, Instituto Brasileiro De Geografia E Estatística (IBGE). Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/administracao-publica-e-participacao-politica/9663-censo-demografico-2000.html?=&t=downloads>. Acesso em: 9 de set 2017.
- Conway, K. S. & Kimmel, J. (1998) Male labor supply estimates and the decision to moonlight. *Labour Economics*, 5(2), 135-166. [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(97\)00023-7](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(97)00023-7)
- Cavalcanti, D. M., Da Silva, J. L. M., Costa, E. M. & Sampaio, R. M. B. (9 e 12 de dezembro 2014). Impactos Regionais do Programa Bolsa Família: uma análise sobre o Mercado de Trabalho das Famílias Pobres. [Apresentação]. Anais do XLII Encontro Nacional de Economia, ANPEC, Natal (RN). <https://www.anpec.org.br/encontro/2014/submissao/files/I/i13-dc0aad69d0a6580ef400e1ea2c1accc7.pdf>
- Daymont, T. N. & Andrisani, P. J. (1984). Job preferences, college major, and the gender gap in earnings. *Journal of Human Resources*, 19(3), 408-428. <https://doi.org/10.2307/145880>
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5th ed.). New Jersey: Prentice Hall.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-161. <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Jann, B. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453-479. <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800401>
- Jones, F. L. & Kelley, J. (1984). Decomposing differences between groups: A cautionary note on measuring discrimination. *Sociological Methods & Research*, 12(3), 323-343. <https://doi.org/10.1177/0049124184012003004>
- Kimmel, J. & Smith Conway, K. (2001). Who moonlights and why? Evidence from the SIPP. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 40(1), 89-120. <https://doi.org/10.17848/wp95-40>
- Lee, Lung-Fei (1979). Estimation and identification in binary choice models with limited dependent variables. *Econometrica*, 47(4), 977-996. <https://doi.org/10.2307/1914142>

- Lee, Lung-Fei (1978). Unionism and wage rates: a simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables. *International Economic Review*, 19(2), 415-433. <https://doi.org/10.2307/2526310>
- Leme, C. & Wajzman, S. (2000). Tendências de corte nos diferenciais de rendimentos por sexo. Em Henriques, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil* (cap. 9, pp. 251-270). Rio de Janeiro: IPEA.
- Machado, D. C. & Machado, A. F. (2007). *Um aspecto da subocupação por insuficiência de horas trabalhadas: a análise do desejo de trabalhar horas adicionais*. (IPEA, Nota técnica: Mercado de trabalho No. 33) http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/4106/1/bmt33_02_notatecnica02.pdf
- Menezes, W. F., Carrera-Fernandez, J. & Dedecca, C. (2005). Diferenciações Regionais de Rendimentos do Trabalho: Uma análise das regiões metropolitanas. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 35(2). <https://doi.org/10.1590/S0101-41612005000200002>
- Menezes, W. F. & Carrera-Fernandez, J. (2003). Necessidades e os condicionantes da segunda ocupação. *Análise Econômica*, 21(39). <https://doi.org/10.22456/2176-5456.10730>
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, 14(3), 693-709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Ospino, G. C., Vasquez, P. R. & Narvaez, N. B. (2010). Oaxaca-Blinder wage decomposition: Methods, critiques and applications. A Literature Review. *Revista de economía del caribe*, 5, 237-274. <https://rcientificas.uninorte.edu.co/index.php/economia/article/view/1258/798>
- Shishko, R. & Rostker, B. (1976). The economics of multiple job holding. *The American Economic Review*, 66(3), 298-308.
- Sousa, D. T., Lúcio, F. G. C. & Rocco, L. (2019). Múltiplo Emprego No Brasil: Uma Análise Da Oferta De Trabalho Usando Dados Da Pnad. *Revista de Economia Contemporânea*, 23(1). <https://doi.org/10.1590/198055272313>
- Tunali, I. (1986). A general structure for models of double selection and an application to a joint migration/earning process with remigration. *Research in Labor Economics*, 8, 235-282.
- Winsborough, H. H. & Dickinson, P. (1971). Components of negro-white income differences. *Proceedings of the Social Statistics*, 25(34), 35-44.
- Wirba E. L., Akem F. A. & Baye F. M. (2021). Earnings gap between men and women in the informal labor market in Cameroon. *Review of Development Economics*, 25(3), 1466-1491. <https://doi.org/10.1111/rode.12765>

Wu, Z., Zhu, Y. & Baimbridge, M. (2009). Multiple job holding in the United Kingdom: Evidence from the British household panel survey. *Applied Economics*, 41(21), 2751-2766. <https://doi.org/10.1080/00036840701335520>

© 2023 por los autores; licencia no exclusiva otorgada a la revista Estudios económicos. Este artículo es de acceso abierto y distribuido bajo los términos y condiciones de una licencia Atribución-No Comercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0) de Creative Commons. Para ver una copia de esta licencia, visite <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>

