

**Área Temática 2: Economia Regional e Agrícola**

**PLURIATIVIDADE E DISCRIMINAÇÃO SALARIAL POR GÊNERO E RAÇA NO  
MERCADO DE TRABALHO RURAL BRASILEIRO (2012)**

Autor: WALLACE DA SILVA DE ALMEIDA

Graduado em Economia pela UFRN,

Mestrando em Economia Aplicada pelo PPGECON/UFPE

Endereço: Rua das Alagoas, nº49, Nova Parnamirim, Parnamirim/RN. Cep: 59150-758

E-mail: wallacealmeida88@hotmail.com / wallace.almeida@ufpe.br

Tel: (81) 9776-6037 / (84) 9682-3018 / (84) 3208-1537

## **PLURIATIVIDADE E DISCRIMINAÇÃO SALARIAL POR GÊNERO E RAÇA NO MERCADO DE TRABALHO RURAL BRASILEIRO (2012)**

**RESUMO:** O objetivo inicial do presente estudo visa identificar quais são os principais fatores determinantes da participação dos indivíduos residentes nas áreas rurais brasileiras em atividades pluriativas. Para alcançar este objetivo foi estimado um modelo *Probit* univariado no qual as estimativas foram realizadas pelo método da Máxima Verossimilhança. Os dados utilizados são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE para o ano de 2012. Os resultados encontrados indicaram que a idade, a escolaridade, quantidade de horas trabalhadas, a área de residência, entre outros fatores influenciam significativamente na probabilidade de participação dos indivíduos em atividades pluriativas no meio rural do Brasil. Estudos recentes acerca das diferenças de gênero, assim como sobre o pertencimento racial da população brasileira e suas formas de inserção no mercado de trabalho, têm demonstrado empiricamente a presença de discriminação, o que pode contribuir para intensificação das desigualdades socioeconômicas no país. Nesse sentido, o segundo objetivo deste trabalho visa verificar se o mercado de trabalho rural brasileiro discrimina a mulher e o indivíduo não branco, a partir da decomposição dos diferenciais salariais por gênero e raça. Para tanto, será aplicada a metodologia proposta por Oaxaca-Blinder (1973) com a utilização dos microdados da Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2012. O resultados gerados pela decomposição de rendimentos indicam que as mulheres e os indivíduos não brancos enfrentam forte discriminação salarial no mercado de trabalho rural brasileiro.

**Palavras-chave:** Pluriatividade; Discriminação salarial; Mercado de trabalho rural;

## **PLURIACTIVITY WAGE DISCRIMINATION AND BY GENDER AND RACE IN RURAL LABOR MARKETS BRAZIL (2012)**

**ABSTRACT:** The initial objective of this study is to identify what are the main determinants of participation of individuals living in Brazilian rural areas pluriactive activities. To accomplish this we estimated a Probit univariate model in which the estimates were obtained by the maximum likelihood method. The data used are from the National Sample Survey (PNAD) of IBGE for the year 2012. The results indicated that age, education, number of hours worked, area of residence, among other factors significantly influence the probability of participation of individuals in pluriactive activities in rural areas of Brazil. Recent studies on gender differences, as well as on the racial origin of the population and their ways of entering the labor market, have empirically demonstrated the presence of discrimination, which can contribute to enhancing the socio-economic inequalities in the country. Accordingly, the second objective of this study is to determine whether the Brazilian rural labor market discriminates against women and non-white guy, from the decomposition of wage differentials by gender and race. For this purpose, the methodology proposed by Oaxaca-Blinder (1973) using microdata from the National Survey by Household Sample (PNAD) for the year 2012 will apply the results generated by the decomposition of income indicate that women and individuals nonwhite face strong wage discrimination in the Brazilian rural labor market.

**Keywords:** Pluriactivity; Wage discrimination, and rural labor market;

**JEL:** Q10; Q18; R10.

## INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas diversos estudos (Fuller 1990; Marsden 1995; Graziano Da Silva, 1999; Carneiro, 2001; Schneider 2003; Nascimento, 2008) têm registrado a ocorrência de um processo de transformação estrutural da agricultura e do espaço rural brasileiro motivado pelo fenômeno da pluriatividade.

De acordo com Schneider (2006), a pluriatividade é um fenômeno que pressupõem a combinação de duas ou mais atividades, sendo pelo menos uma delas agrícola e outra não-agrícola. O autor defende ainda que as transformações nas formas de ocupação no meio rural e o crescimento da pluriatividade podem ser explicadas, entre outros fatores, pela modernização técnico-produtiva da agricultura e pela descentralização das plantas industriais em direção às regiões rurais com maior densidade populacional a fim de obter vantagens comparativas tais como: menores custos de transporte e mão de obra.

Seguindo a sugestão de Ellis (2000), no presente artigo será utilizado como unidade de análise o indivíduo. Logo, a pluriatividade será tratada como uma estratégia de reação (*coping*), dada uma situação de risco ou vulnerabilidade, ou adaptação do indivíduo, cuja ocorrência se verificará quando pessoas dotadas de capacidade de decisão optam por diversificar a alocação de seus recursos humanos entre atividades agrícolas e não-agrícolas. Nesse sentido, o crescimento da participação das ocupações não-agrícolas no meio rural não implica, necessariamente, que a atuação em atividades pluriativas crescerá na mesma proporção, uma vez que esta última vincula-se as decisões e estratégias individuais dos trabalhadores rurais que podem ou não optar por esta forma de inserção no mercado de trabalho.

Nesse contexto, em estudo recentemente, ao realizar uma análise acerca dos fatores que determinam a entrada de homens e mulheres no mercado de trabalho rural Santos *et al.* (2009) incorporaram algumas variáveis relacionadas à segmentação e discriminação no mercado de trabalho rural tais como: cor ou raça, gênero, região geográfica, entre outras. Após a aplicação do procedimento de Heckman (1979) através da utilização dos dados da PNAD para o ano de 2007, os resultados encontrados pelos autores indicaram a presença de segmentação no mercado rural brasileiro, por gênero e raça/cor. Apesar de apresentar um menor nível de qualificação os homens apresentaram, em média, um rendimento 21% maior do que as mulheres. Quanto à raça/cor, observou-se que os brancos apresentaram, em média, rendimentos 10% superiores aos indivíduos de raça negra. De semelhante modo, Soares (2000), Cacciamali e Hirata (2005), Matos e Machado (2006), Bonetti *et al.* (2008), Souza *et al.* (2013) também encontram evidências de discriminação no mercado de trabalho brasileiro.

O objetivo inicial deste artigo é investigar quais são os principais fatores determinantes da participação dos indivíduos em atividades pluriativas. Em seguida, busca-se verificar se o mercado de trabalho rural no Brasil discrimina a mulher e o trabalhador não branco. Para alcançar o primeiro objetivo será estimado um modelo *Probit* univariado e para o segundo será realizada a decomposição dos diferenciais salariais por gênero e raça através da aplicação da metodologia proposta por Oaxaca-Blinder (1973). Em ambos os casos serão utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2012.

Este artigo segue subdividido em três seções, além desta introdução. A segunda seção é reservada para a apresentação da metodologia empregada na realização da pesquisa. Na terceira seção serão demonstrados e analisados os resultados empíricos da pesquisa. Por fim, a última seção apresenta as conclusões derivadas do estudo.

## 2. METODOLOGIA

O estudo em tela, em primeiro lugar, pretende analisar quais características influenciam os indivíduos a atuarem em atividades pluriativas no rural brasileiro. Nesse sentido, pode-se utilizar o modelo *probit* univariado a fim de decompor a probabilidade de atuação pluriativa a partir de um vetor de características observáveis do indivíduo, tais como: gênero, raça, idade, escolaridade, entre outras. Considere a seguinte equação do modelo *probit*:

$$Y_i = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que  $Y_i$  será a variável dependente que assumirá o valor 1, se o indivíduo for pluriativo e 0 no caso contrário;  $\beta$ 's são os vetores dos parâmetros a serem estimados;  $X_j, j=1, \dots, k$ , é um conjunto de variáveis explicativas, dentre as quais estão: *dummy* de gênero (1 se homem, 0 mulher), idade, escolaridade (anos de estudo), experiência, *dummy* de raça (1 se branco, 0 não branco), *dummy* do grupamento de atividade principal do empreendimento do trabalho principal (1 se agrícola, 0 caso contrário), *dummy* de proveniência da água (1 para rede geral, 0 no caso contrário), *dummy* de fornecimento de energia (1 se elétrica, 0 não elétrica) e *dummy* de situação censitária (1 se rural isolado, 0 caso contrário); e *dummy* de região. Por fim, " $\varepsilon_i$ " é o termo de erro aleatório dado pelas características não observáveis dos indivíduos. A probabilidade de se observar  $Y_i$  segue uma Função Densidade Acumulada (FDA) normal de média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$ , dado por:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\sigma^2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (2)$$

ou ainda,

$$Prob(Y_i = 1|X_i) = \int_{-\infty}^{X_i\beta} \phi dt = \Phi X_i\beta \quad (3)$$

em que  $X_i$  é vetor característica  $i$  do indivíduo  $k$ , e  $\Phi(\cdot)$  representa a distribuição normal padrão  $N(0,1)$ . Assim, seja  $Y$  uma variável aleatória do tipo Bernoulli assumindo valor 1 para ocorrência e 0 para não-ocorrência, tem-se:

$$\begin{aligned} Prob(Y_i = 1) &= F(X_i\beta) \\ Prob(Y_i = 0) &= 1 - F(X_i\beta) \end{aligned} \quad (4)$$

onde os parâmetros do vetor  $\beta$  expressam o impacto de mudanças em  $X$  sobre a probabilidade. Ou seja, observa-se a influência da probabilidade de uma dada característica na determinação da condição do indivíduo quanto à pluriatividade. Cabe destacar que as estimativas são realizadas pelo método da Máxima Verossimilhança e, portanto, deve-se observar a estatística de *LR* e/ou o teste de *Wald Chi<sup>2</sup>*, a fim de analisar a significância global do modelo de regressão. O efeito marginal deste modelo é dado por:

$$\frac{\partial P(Y = 1|\bar{X})}{\partial X_i} = \Phi(\bar{X}\beta)\beta_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\bar{X}\beta)^2}{2}} \beta_i \quad (5)$$

Conforme explicitado na seção anterior, o segundo objetivo do presente estudo consiste em verificar o quanto do diferencial salarial por gênero e raça deve-se a discriminação no mercado de trabalho rural brasileiro. Para tanto, deve-se, inicialmente, estimar a equação de salários segundo os critérios estabelecidos pela teoria do capital humano proposta por Mincer

(1974) para que, em seguida, seja possível separar os rendimentos do trabalho decorrentes de fatores produtivos e discriminatórios. De maneira geral, as equações *mincerianas* de salários apresenta a seguinte estrutura log-linear:

$$\ln W_i = \alpha + \sum_{j=1}^k \theta_j x_{ij} + \mu \quad (6)$$

em que “ $W$ ” é o salário real horário, “ $X$ ” é um conjunto de variáveis explicativas que representam o capital humano dos trabalhadores e “ $\mu$ ” é o termo de erro aleatório dado pelas características não observáveis dos indivíduos. Após a realização deste primeiro exercício de investigação empírica, aplica-se o método de decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), conforme Salvato *et al.* (2008). Este método exige que sejam realizadas estimações da mesma equação, separadamente, para cada um dos grupos considerados na análise de diferenciação salarial proposta. Habitualmente defini-se dois grupos:  $A$  e  $B$ . Tais grupos podem ser formados por homens e mulheres ou brancos e não brancos, por exemplo. Assim, as equações *mincerianas* de salários para cada um dos grupos de trabalhadores rurais foram definidas da seguinte forma:

$$\ln \bar{W}_H - \ln \bar{W}_M = (\bar{X}_H - \bar{X}_M) \gamma_H + \bar{X}_M (\gamma_H - \gamma_M) \quad (7)$$

$$\ln \bar{W}_B - \ln \bar{W}_{NB} = (\bar{X}_B - \bar{X}_{NB}) \delta_B + \bar{X}_{NB} (\delta_B - \delta_{NB}) \quad (8)$$

O primeiro termo à direita nas equações (7) e (8),  $(\bar{X}_H - \bar{X}_M) \gamma_H$  e  $(\bar{X}_B - \bar{X}_{NB}) \delta_B$ , representa o *gap* no salário médio dos grupos motivado por diferenças na dotação de fatores produtivos. Por outro lado, o segundo termo das equações (7) e (8) definem a diferença no salário médio provocado por um componente alheio à influência das características individuais dos trabalhadores e que, conseqüentemente, não impactam no seu nível de produtividade. Este é o que denominaremos de *Termo de Discriminação*. Na seção seguinte serão apresentados os resultados obtidos a partir da estratégia empírica de investigação empregada nesta pesquisa.

### 3. RESULTADOS

De acordo com os dados da PNAD para o ano de 2012, durante do período de análise, 39.127.746 indivíduos atuavam de forma pluriativa, representando cerca de 51,7% do total dos trabalhadores rurais brasileiros. Quando comparado o perfil médio dos pluriativos com os não-pluriativos, observa-se que os primeiros, de modo geral, detinham uma pior condição de moradia e possuíam um rendimento familiar *per capita* 16,6% inferior ao dos não-pluriativos.

O grupo dos trabalhadores pluriativos é composto, em média, por chefes de família do sexo masculino, não brancos, de 40 anos. Moram, em sua maioria, em residências não próprias com mais duas pessoas e trabalham mais do que os não-pluriativos, conforme evidencia a tabela a seguir.

**Tabela 1** – Estatística Descritiva dos trabalhadores rurais brasileiros em 2012

VARIÁVEIS	PLURIATIVOS		NÃO PLURIATIVOS	
	TOTAL	%	TOTAL	%
Renda familiar <i>per capita</i> *	525,99	–	630,69	–
Homens	34.129.193	87,23	20.930.554	57,26
Mulheres	4.998.553	12,77	15.619.887	42,74
Branco	13.406.715	34,26	13.482.379	36,89
Não branco	25.721.031	65,74	23.068.062	63,11
Rural isolado	5.036.385	12,87	8.081.861	22,11
Idade*	40	–	36	–
Anos de estudo*	4	–	7	–
Npes*	3	–	3	–
Casados	2.747.549	7,02	2.246.275	6,15
Chefe de família	28.303.065	72,34	17.412.178	47,64
Casa própria	9.065.493	23,17	8.786.482	24,04
Água (rede geral)	335.769	22,68	504.940	37,35
Energia elétrica	1.431.527	96,70	1.324.595	97,97
Horas Trabalhadas*	54	–	51	–
Agrícola	38.243.459	97,74	1.315.816	3,60
Industrial	324.760	0,83	11.791.172	32,26
Serviços	215.203	0,55	9.426.359	25,79
Social	176.075	0,45	10.383.980	28,41
Adm. Pública	140.860	0,36	2.357.503	6,45
Norte	8.937.810	22,8	7.613.690	20,8
Nordeste	14.224.832	36,4	13.761.390	37,7
Centro-Oeste	3.925.070	10,0	2.700.259	7,4
Sudeste	6.261.196	16,00	6.436.169	17,6
Sul	5.778.838	14,8	6.038.933	16,5
<b>TOTAL</b>	<b>39.127.746</b>	<b>51,70</b>	<b>36.550.441</b>	<b>48,30</b>

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2012).

Nota: \* Valor médio.

A seguir apresenta-se os resultados obtidos através da regressão do modelo *probit*, no qual realiza-se a mensuração da probabilidade dos indivíduos residentes no meio rural brasileiro participarem de atividades pluriativas.

**Tabela 2** – Estimativas do *probit* do com efeito marginal para os indivíduos pluriativos do rural brasileiro, em 2012.

VARIÁVEIS	Coeficientes	Efeito Marginal
Idade	-0,0306*** (0,0081)	-0,0121 (0,0032)
Experiência	0,0037*** (0,0010)	0,0015 (0,0004)
Escolaridade	-0,1104*** (0,0041)	-0,0436 (0,0016)
Raça	0,0615* (0,0346)	0,0243 (0,0137)
Gênero	1,3326*** (0,0449)	0,4566 (0,0119)
Rural isolado	-0,1909*** (0,0398)	-0,0746 (0,0153)

Horas trabalhadas	0,0617*** (0,0141)	0,0244 (0,0056)
Setor secundário	-2,9000*** (0,0630)	-0,6243 (0,0060)
Setor terciário	-2,7662*** (0,0664)	-0,5809 (0,0063)
Norte	-0,2415*** (0,0540)	-0,0937 (0,0205)
Nordeste	-0,2598*** (0,0520)	-0,1021 (0,0202)
Centro-Oeste	-0,1442*** (0,0600)	-0,0564 (0,0232)
Sudeste	-0,3874*** (0,0522)	-0,1492 (0,0194)
Constante	1,0312*** (0,1748)	–
Núm. de observações	16.003	
Wald Chi <sup>2</sup>	4.481,42***	

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2012).

Notas: (–) Erro-padrão; \* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 10%.

Conforme explicitado acima, observa-se através da estatística de Chi<sup>2</sup> que o modelo é significativo a 1%. Com relação às variáveis idade e escolaridade observou-se que ambas reduzem a probabilidade de participação dos indivíduos em atividades pluriativas, em média 1,21% e 4,36%, respectivamente. Já a experiência, por outro lado, eleva sensivelmente a probabilidade de ocorrência da pluriatividade em 0,15%. A *dummy* referente a raça/cor (categoria base – branca) indica que o trabalhador branco residente em áreas rurais é mais propenso a torna-se pluriativo. Considerando à *dummy* de gênero (categoria base – homens) verifica-se que os homens apresentam uma probabilidade de atuar em atividades pluriativas 45,66% superior durante o período de análise. No tocante aos indivíduos residentes no rural isolado, observar-se que estes são menos propensos a tornarem-se pluriativos, em média 7,46%. Quanto maior for a quantidade de horas trabalhadas do indivíduo mais propenso ele será a pluriatividade.

Com relação às *dummies* de setor (categoria base – primário) infere-se que os indivíduos cujo grupamento de atividade do empreendimento do trabalho principal está vinculado aos setores secundário e terciário apresentam menor probabilidade de participação pluriativa, cerca 62,43% e 58,09%, respectivamente. Por fim, quanto às *dummies* de região (categoria base – Sul) observa-se que os indivíduos residentes em áreas rurais das regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste são menos propensos a atuação pluriativa, respectivamente, 9,37%, 10,21%, 5,64% e 14,92%. Em seguida, estimam-se equações *mincerianas* de salários a fim de identificar os diferenciais de salário entre os trabalhadores rurais brasileiros a partir de suas características observáveis.

**Tabela 3** – Resultados da regressão da equação *minceriana* de salários

Características do trabalhador	Todos	Pluriativos	Não-Pluriativos
	MQO (1)	MQO (2)	MQO (3)
	Efeito Marginal		
Idade	0,0466*** (0,0038)	0,0395*** (0,0059)	0,0445*** (0,0047)
Idade <sup>2</sup>	-0,0005*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0001)	-0,0004*** (0,0001)
Experiência	0,0426*** (0,0020)	0,0425*** (0,0030)	0,0481*** (0,0025)

Gênero	0,4187*** (0,0187)	0,3233*** (0,0353)	0,4612*** (0,0206)
Rural isolado	-0,1164*** (0,0171)	-0,1662*** (0,0302)	-0,0736*** (0,0195)
Raça/cor (Categoria base - Branca)	Efeito Marginal		
Preta	-0,2235*** (0,0260)	-0,2732*** (0,0388)	-0,1758*** (0,0334)
Parda	-0,2817*** (0,0145)	-0,3267*** (0,0231)	-0,2313*** (0,0175)
Amarela	0,6429** (0,2713)	1,1360*** (0,3592)	-0,1910 (0,2394)
Indígena	-0,0783 (0,0694)	-0,0775 (0,1054)	-0,1160 (0,1017)
Nível Educacional (Categoria base - Analfabeto)	Efeito Marginal		
Fundamental incompleto	0,3432*** (0,0212)	0,3499*** (0,0272)	0,2762*** (0,0322)
Fundamental completo	0,5461*** (0,0285)	0,5517*** (0,0434)	0,4709*** (0,0384)
Ensino médio incompleto	0,5690*** (0,0327)	0,5939*** (0,0529)	0,4938*** (0,0429)
Ensino médio completo	0,7569*** (0,0259)	0,7679*** (0,0434)	0,6938*** (0,0346)
Superior incompleto	1,0559*** (0,0466)	0,8649*** (0,2201)	1,0317*** (0,0488)
Superior completo	1,4001*** (0,0436)	1,1961*** (0,1619)	1,3672*** (0,0472)
Setor de atividade (Categoria base - ADM. Pública)	Efeito Marginal		
Agrícola	-0,4986*** (0,0248)	-0,8709*** (0,1208)	-0,1214* (0,0724)
Social	-0,1559*** (0,0262)	-0,2503 (0,1735)	-0,1290*** (0,0261)
Industrial	-0,1525*** (0,0255)	-0,4738*** (0,1437)	-0,1329*** (0,0260)
Serviços	-0,2349*** (0,0273)	0,0030 (0,2205)	-0,2044*** (0,0272)
Constante	3,8276*** (0,0879)	4,4253*** (0,1856)	3,7473*** (0,1034)
Núm. de observações	16.003	8.274	7.729
R-squared	0,3382	0,2802	0,4103
Teste F	304,53***	127,45***	168,12***

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2012).

Notas: (–) Erro-padrão; \* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 10%.

Considerando inicialmente o vetor das características observadas dos trabalhadores, todos os parâmetros apresentaram a relação esperada. As variáveis idade e experiência nos três modelos (MQO 1, 2 e 3) exibem sinais positivos indicando um maior nível de salário real com o aumento da idade e experiência, ambos os parâmetros apresentaram significância estatística ao nível de significância de 1%. A variável idade<sup>2</sup> exibe sinal negativo em todos os casos indicando um comportamento convexo na relação desta variável com o salário real, ou seja, maiores níveis salariais ocorre no início da vida de trabalho e com o passar do tempo tende a decrescer.

Com relação à *dummy* de gênero (categoria base – homens), também registrou um coeficiente estimado estatisticamente significativo, indicando que os homens ganharam mais que as mulheres nos três modelos durante o período de análise, em média 41,87%, 32,33% e 46,12%, respectivamente. Logo, o maior hiato salarial médio registrado refere-se aos homens e mulheres não-pluriativos. A *dummy* referente ao setor censitário indica que o trabalhador

residente em áreas rurais isoladas exibem um salário inferior aos indivíduos residentes no rural não-isolado, em média 11,64%, 16,62% e 7,36%, respectivamente.

Quanto às *dummies* de raça/cor, apenas a raça indígena não foi significativa estatisticamente em nenhum dos modelos. Ademais, a raça amarela não foi significativa no modelo 3. Observa-se a partir do resultados gerados que os indivíduos de raça preta e também os de raça parda apresentam em todos os casos um diferencial salarial negativo em relação aos de raça branca (categoria base). Já os trabalhadores de raça amarela no primeiro e segundo modelos apresentaram um diferencial salarial positivo, em média 64,29% e 113,60% respectivamente. Com relação às *dummies* de escolaridade, todos os parâmetros demonstraram a relação esperada de acordo com a teoria do capital humano, ou seja, os níveis salariais crescem com a elevação do nível de instrução. Os trabalhadores rurais que possuíam em 2012 nível superior completo receberam em média 140,01%, 119,61% e 136,72%, respectivamente, a mais de salário quando comparados aos analfabetos.

As *dummies* referentes aos setores de atividade dos trabalhadores (categoria base – Administração Pública) demonstraram-se estatisticamente significativas a 1%, com exceção do setor de social e do serviços dos indivíduos pluriativos, e apresentaram coeficientes negativos indicando que em todos eles a remuneração média auferida pelos trabalhadores é inferior aquele pago pela administração pública. Conforme demonstrado na Tabela 2 o setor de atividade que pior remunerou os trabalhadores pluriativos foi o agrícola, já com relação aos não-pluriativos foi o setor de serviços cujos salários foram em média 20,44% inferiores as remunerações pagas pela administração pública.

A partir da aplicação da metodologia proposta por Oaxaca-Blinder (1973) buscou-se decompor o hiato salarial dos trabalhadores rurais por gênero e raça a fim de verificar a magnitude do diferencial de rendimentos devido à discriminação no mercado de trabalho rural. Abaixo estão explicitados os resultados obtidos através da utilização das equações (7) e (8).

**TABELA 4** – Decomposição do diferencial salarial por gênero e raça para o rural brasileiro

Grupos		Diferencial Salarial médio (R\$)	Termo de Discriminação (R\$)	Diferença devido à discriminação (%)
Todos	Gênero	279.28	364.88	130,65%
	Raça	490.92	302.49	61,62%
Pluriativos	Gênero	272.44	219.89	80,71%
	Raça	562.02	320.51	57,03%
Não-Pluriativos	Gênero	410.09	380.00	92,66%
	Raça	410.25	282.76	68,92%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2012).

Conforme evidenciado acima, cerca de 130% do diferencial salarial médio entre homens e mulheres, sem a distinção entre trabalhadores pluriativos e não-pluriativos, não é explicado por fatores vinculados à produtividade dos indivíduos no meio rural, ou seja, este diferencial favorável aos homens (categoria base) deve-se ao termo de discriminação. Vale salientar que, o valor superior a 100% para o termo de discriminação denota que a diferença de rendimento deveria ser favorável às mulheres, na medida em que possuem uma maior dotação de fatores produtivos. No entanto, apesar de serem, em média, mais qualificadas, auferem menores salários, fazendo com que a medida de discriminação na decomposição de Oaxaca-Blinder apresente uma dimensão superior a própria diferença de rendimento. Quanto aos trabalhadores pluriativos cerca de 80,71% do hiato salarial deve-se a discriminação no

mercado de trabalho rural. Já com relação aos trabalhadores rurais não-pluriativos a discriminação explica cerca de 92,66% do diferencial.

Quanto a decomposição do rendimento referente à raça, observa-se que em média 61,62%, 57,03% e 68,92%, respectivamente, do hiato salarial entre brancos e não brancos deve-se ao termo de discriminação racial. Portanto, a partir dos resultados gerados com a aplicação do método de decomposição de Oaxaca-Blinder, observa-se que os indivíduos não-pluriativos enfrentam um maior nível de discriminação por gênero e raça no mercado de trabalho rural brasileiro quando comparados aos trabalhadores pluriativos.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo inicial estudar os principais fatores determinantes da participação dos indivíduos residentes nas áreas rurais do Brasil em atividades pluriativas. Em seguida, buscou-se analisar o quanto dos diferenciais salariais por gênero e raça entre os trabalhadores rurais, pluriativos e não-pluriativos, deve-se à discriminação no mercado de trabalho.

Os resultados indicaram que quanto maior for a idade, a escolaridade e quantidade de horas trabalhadas do indivíduo menor será sua propensão a atividade pluriativa. Por outro lado, a experiência eleva sensivelmente sua probabilidade de participação. Ademais, os homens, os brancos e os trabalhadores do setor primário apresentam uma maior probabilidade de atuar em atividades pluriativas. No tocante aos indivíduos residentes no rural isolado, observar-se que estes são menos propensos a tornarem-se pluriativos, em média 7,46%.

Quanto aos diferenciais salariais, os resultados encontrados indicam que o nível de salário real se eleva com o aumento da idade e experiência, no entanto, dado o comportamento convexo da variável idade os maiores níveis salariais ocorre no início da vida de trabalho e com o passar do tempo tende a decrescer. Além disso, os homens e os indivíduos de raça amarela (com exceção dos não-pluriativos neste último caso) apresentaram diferenciais salariais positivos em relação as demais categorias. Com relação à escolaridade, os resultados foram de acordo com a teoria do capital humano de Mincer (1974), ou seja, quão maior for o nível de instrução maior será o salário recebido.

Por fim, ao realizar a decomposição dos rendimento por gênero e raça observou-se que durante o período de análise as mulheres e os indivíduos não brancos enfrentam forte discriminação salarial no mercado de trabalho rural brasileiro. Em face desta constatação, considera-se extremamente urgente que os agentes políticos e econômicos, assim como, os organismos e instituições da sociedade civil iniciem um processo de discussão em torno deste relevante tema, uma vez que a discriminação no mercado de trabalho pode contribuir para o agravamento das desigualdades econômicas e sociais no meio rural do país.

## REFERÊNCIAS

- ARROW, K. J. *The theory of discrimination*. In *Discrimination in Labor Markets*, ed. O. Ashenfelter and A. Rees. Princeton, N.J., Princeton University Press. 1973.
- BECKER, G.S. (1957), *The Economics of Discrimination*, Chicago: University of Chicago Press.
- CRUZ, M. S. ; SILVA, J. L. M. . A Pluriatividade no Rural Nordeste: os determinantes da participação das famílias.. In: 50º Congresso da SOBER, 2012, Vitória. 50º Congresso da SOBER, 2012.

- GRAZIANO DA SILVA, J., DEL GROSSI, M. E. O uso das PNAD's para as áreas rurais. Rio de Janeiro/Brasília, IPEA, Textos para discussão, nº 874, abril, 2002.
- OAXACA, R. *Male-female wage differentials in urban labor markets*. *International Economics Review*, v. 14. n. 3, p. 693-709, 1973.
- LOUREIRO, P. R. A. & CARNEIRO, F. G.. “Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil”. *Economia Aplicada*, vol. 5, n. 3, jul./set. 2001, p. 519-545.
- MATOS, R.; MACHADO, A. Diferencial de rendimentos por cor e sexo no Brasil (1987 – 2001). *Econômica*, Rio de Janeiro, v. 8, n.1, junho, 2006.
- MINCER, J. *Schooling, experience and earnings*. New York: Columbia University Press, 1974.
- SCHNEIDER, S. (organizador). *A Diversidade da Agricultura Familiar*. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2006. p.137-165.
- SOUZA, R. P.; SOUZA, M. S. O debate brasileiro sobre pluriatividade: implicações sobre o desenvolvimento rural e as políticas públicas. In: *XLVI Congresso da sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER)*, Rio Branco-Acre, 2008.