

DESIGUALDADES SALARIAIS: UMA ANÁLISE SOBRE O SEGMENTO FORMAL E INFORMAL DO MERCADO DE TRABALHO BAIANO (2012)

**PAULO MENDES DE ALMEIDA (UFRN)
WALLACE DA SILVA DE ALMEIDA (PPGECON/UFPE)
CÁSSIO NÓBREGA BESARRIA (UFPE, Campus do Agreste)**

RESUMO: Este trabalho visa analisar a distribuição dos rendimentos entre o segmento formal e informal do mercado de trabalho do Estado da Bahia. Para tanto, será realizado um exercício econométrico tanto pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) como por regressões quantílicas a fim de verificar o impacto de variáveis selecionadas sobre a desigualdade salarial. Os dados utilizados neste estudo provêm da PNAD e referem-se ao ano de 2012. Os resultados mostram que o nível de escolaridade, a sindicalização e residência na região metropolitana contribui positivamente na determinação dos salários dos trabalhadores. Além disso, demonstra-se que as disparidades setoriais são elevadas em ambos os segmentos. Constatou-se ainda a presença de diferenciais salariais significativos entre gêneros e raças no mercado de trabalho baiano. De acordo com as evidências empíricas obtidas, no segmento formal a intensidade dos diferenciais por gênero foi mais elevada na cauda superior da distribuição, já no segmento informal as disparidades foram mais severas nas classes inferiores de renda. Quanto à raça, foi registrado, em ambos os segmentos, um hiato salarial negativo desfavorável aos trabalhadores não-brancos, cuja intensidade mostrou-se mais elevada para os indivíduos inseridos nas classes superiores de renda.

Palavras-chave: Desigualdades Salariais; Mercado de trabalho formal e informal; Bahia.

ABSTRACT: This paper aims to analyze the distribution of income between the formal and informal segment of the labor market in the State of Bahia. For this purpose, an econometric exercise by both the method of ordinary least squares (OLS) as per quantile regression to assess the impact of selected variables on wage inequality will be held. The data used in this study comes from the National Household Survey and refer to the year 2012. Results show that the level of education, unionization and reside in the metropolitan area contributes positively in the determination of wages. Furthermore, it is demonstrated that the sectoral differences are high in both segments. Still found the presence of significant wage differentials between genders and races in the Bahian labor market. According to the empirical evidence obtained in the formal segment of the differential intensity was higher in the upper tail of the distribution, as in the informal segment disparities were more severe in the lower income classes. As for the race, was recorded in both segments, an unfavorable negative wage gap for non-white workers, whose intensity was found to be higher for individuals inserted in the upper income classes.

Keywords : Wage Inequality ; Market formal and informal work; Bahia.

JEL: J01; J31; O17.

INTRODUÇÃO

O debate teórico acerca dos fatores que contribuem para os diferenciais salariais não é recente, no entanto, o trabalho desenvolvido por Becker (1957) foi um dos primeiros a inserir características produtivas dos trabalhadores e as imperfeições e/ou preferências do mercado, dando origem a uma literatura que procurou analisar os principais fatores causadores dos diferenciais de rendimento entre os agentes econômicos. Dentre os fatores que tem sido apontados como responsáveis pelas disparidades salariais estão as diferenças de gênero e raça.

Ao se analisar a economia brasileira, percebe-se que estudos recentes acerca das diferenças de gênero, raça e suas respectivas formas de inserção no mercado de trabalho têm demonstrado empiricamente a presença de diferenciação de rendimento entre essas classes, e que esse fato pode contribuir para intensificação das desigualdades socioeconômicas no país. Entre esses estudos, destaca-se Meireles & Silva (2013) que analisou o diferencial de rendimentos por gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro, por meio do procedimento proposto por Heckman (1979) e da Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), utilizando para isso dados da Pesquisa nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE para o ano de 2009, e constatou que os homens apresentam rendimentos mais elevados em relação às mulheres, pois possuem maior dotação em educação e também porque são mais propensos à participarem do mercado de trabalho. Quanto às equações de seleção e rendimento, e realizando-se um recorte racial, os indivíduos de raça branca, relacionaram-se positivamente, enquanto os não-brancos apresentaram relação negativa. A partir da decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) os autores encontraram forte discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro, pelo menos durante o período analisado.

Coelho *et al.* (2010) realizaram uma importante contribuição ao estudo da temática no Brasil, pois é um dos trabalhos pioneiros na utilização da regressão quantílica com correção semi-paramétrica para o viés de seleção amostral. Os autores objetivavam estimar os retornos educacionais e os diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. Os resultados encontrados a partir de dados da PNAD para o ano de 2007 demonstram que os retornos educacionais são altos e que não são constantes ao longo da distribuição salarial. Os retornos educacionais e os diferenciais raciais apresentam-se maiores justamente nos pontos mais elevados da distribuição de salário condicional, indicando, no caso dos diferenciais raciais, a presença de um *glass ceiling effect*¹ nos níveis salariais mais elevados para as mulheres negras. Para os diferenciais por anos de estudo, a qualidade da educação pode ser um fator importante na explicação da desigualdade salarial entre as mulheres.

Baseado nesse debate, esta pesquisa tem o propósito de analisar a distribuição dos rendimentos entre o segmento formal e informal do mercado de trabalho baiano. Para esse fim, inicialmente, serão estimadas equações salariais através do método de MQO e regressões quantílicas. Os dados utilizados neste estudo provêm da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do IBGE e referem-se ao ano de 2012.

Além desta introdução, a segunda seção apresenta uma breve revisão da temática sobre diferenciais salariais no mercado de trabalho, a terceira seção apresenta os procedimentos empíricos, a quarta seção apresenta os resultados obtidos através de MQO, regressões quantílicas e a última seção relata as considerações finais.

¹O *glass ceiling effect* (efeito teto de vidro) é um termo político utilizado para descrever a invisível e inquebrável barreira que dificulta ou impede que as minorias e as mulheres alcancem postos superiores na hierarquia corporativa, independentemente das habilidades e qualificações que possuem. Essas barreiras existem devido à discriminação implícita com relação à raça, idade, opção sexual e filiação política ou religiosa.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Nas últimas décadas a literatura econômica tem dedicado parte significativa de seus esforços a busca por uma maior compreensão acerca das diversas formas pelas quais a desigualdade entre indivíduos, regiões e países se manifesta ao longo do tempo. Nessa perspectiva, os estudos sobre as disparidades salariais têm recebido grande destaque. De modo geral, o estudo das desigualdades de rendimento é realizado a partir da análise dos efeitos do capital humano, da segmentação no mercado de trabalho e das características estruturais do rendimento associadas à discriminação e atuação dos sindicatos [Krugman (1991); Rauch (1993); Savedoof (1990); Reich, Gordon e Edwards (1973); Carneiro, Heckman & Masterov (2005)].

Evidências empíricas demonstram que os salários no mercado de trabalho são diferenciados entre homens e mulheres, assim como, entre brancos e não-brancos, favorecendo os homens e os brancos. No entanto, estudos recentes têm apontado, em geral, na direção de uma redução dos diferenciais salariais entre gêneros e raças causados por discriminação no mercado de trabalho no Brasil e no mundo.

Ao analisar onze nações europeias Arulampalam *et al.* (2007) encontrou evidências de um “*stickyfloor*” somente na Itália e na Espanha, e um *glass ceiling* em todos os demais países. Em estudos recentes sobre as Filipinas (Sakellariou, 2004), Vietnã (Pham & Reilly, 2006), China (Chi & Li, 2007), Sri Lanka (Gunewardena, 2008) e Tailândia (Fang & Sakellariou, 2010) foram observadas evidências de um “*stickyfloor*” para todos esses países. No estudo de Khanna Shantanu (2012) foram examinadas as diferenças salariais de gênero na Índia entre os diversos quantis da distribuição de salários. O autor encontrou evidências de discriminação por gênero e detectou a existência do fenômeno de “*stickyfloor*” no mercado de trabalho indiano. Ademais, os resultados indicam que o grau de discriminação é mais elevado nos empregos cujos trabalhadores recebem menores salários.

Carneiro, Heckman e Masterov (2005), em estudo realizado nos Estados Unidos a fim de investigar a relação existente entre qualificação e discriminação para o período de 1990 a 2000, encontraram evidências de discriminação indireta no mercado de trabalho americano, uma vez que o diferencial salarial entre brancos e não-brancos, com exceção da raça negra, era motivado por fatores *premarket*. Desta forma, a execução de uma política educacional efetiva, de acordo com os autores, seria mais indicada do que a implementação de ações afirmativas, exceto para os negros.

Na literatura nacional, destacam-se os estudos de Soares (2000), Fontes *et al.* (2006), Freguglia *et al.* (2007), Hersen & Staduto (2010), Amarante (2011), Rocha *et al.* (2011) e Cirino & Lima (2012). De acordo com Soares (2000), que analisou o hiato salarial por gênero e raça no Brasil para o período de 1987 a 1998 através da aplicação da decomposição Oaxaca (1973), o diferencial salarial dos homens negros deve-se, principalmente, a seu menor nível de qualificação, enquanto o hiato em relação às mulheres brancas é explicado apenas pelo componente de discriminação. Quanto às mulheres negras, o diferencial de rendimentos em relação aos homens brancos, unidade de referência, explica-se tanto pela menor qualificação quanto pelo componente de discriminação. Nesse trabalho ficou evidenciado que a desigualdade educacional entre raças detém a capacidade de gerar efeitos perversos para o negro que, em geral, dado o *déficit* educacional em relação aos brancos, inserem-se em posições subalternas no mercado de trabalho. Por esta razão, Soares afirma: “*é na escola, e não no mercado de trabalho, que o futuro de muitos negros é selado*”. (Soares, 2000).

Assim como Soares (2000), os estudos realizados por Henriques (2001) e Zuchie & Hoffman (2004) sustentam que o diferencial do nível de escolaridade explica parcela

significativa das desvantagens com as quais indivíduos de raça negra se deparam ao se inserir no mercado de trabalho. Zuchie & Hoffman (2004) vão mais além e demonstram que os trabalhadores brancos e negros auferem maiores salários em atividades vinculadas aos setores secundário e terciário, quando comparado aos salários ofertados por atividades do setor primário. Da mesma forma ocorre quando estes indivíduos localizam-se em áreas metropolitanas, cujos salários são superiores em relação às áreas não-metropolitanas.

Nos trabalhos de Fontes *et al.* (2006), Amarante (2011), Rocha *et al.* (2011) e Cirino & Lima (2012) a escala do centro urbano recebe grande atenção, pois segundo os autores este é um dos fatores fundamentais na determinação dos salários dos trabalhadores. Este resultado vai ao encontro dos resultados obtidos por Glaeser & Maré (2001) que identificou a existência de um prêmio salarial nos grandes centros urbanos dos EUA. Hersen & Staduto (2010) destaca ainda que, nos Estados mais ricos do Brasil os atributos locacionais tendem a ser mais importantes do que as características produtivas dos indivíduos para explicar as diferenças na renda média do trabalho entre regiões metropolitanas e não metropolitanas.

Barros (2010) ressalta que as falhas de mercado, tais como a discriminação e a segmentação, provocam diferenciais salariais entre trabalhadores igualmente produtivos e, por esta razão, apresenta-se como um dos fatores geradores das desigualdades. No entanto, o autor adverte que tais diferenciais podem ser reflexos de desigualdades pré-existentes em produtividade, o que demonstra uma “preferência revelada” natural do mercado, uma vez que os agentes nele inseridos buscam maximizar suas respectivas utilidades.

Conforme demonstrado no Quadro 1, grande parte das pesquisas relacionadas à discriminação no mercado de trabalho tem utilizado a base de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Os resultados encontrados pelos principais pesquisadores da área, tanto no âmbito internacional quanto no âmbito interno, em geral, tem demonstrado haver diferenciais salariais significativos por gênero e raça no mercado trabalho, causados tanto pelo termo de discriminação como por fatores pré-mercado e, também, por um componente resultante de diferenças de produtividade.

Em seguida, após a realização dessas breves considerações acerca da literatura recente sobre os diferenciais salariais no mercado de trabalho, está descrita a metodologia adotada para a obtenção dos objetivos propostos pelo presente estudo.

Quadro 1– Resumo comparativo de estudos brasileiros referentes à diferenciais salariais no mercado de trabalho

Autores	Abrangência	Tipo de estimação	Base de dados	Período	Principais resultados
Soares (2000)	Nacional	Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973)	PNAD	1987-1998	O diferencial salarial dos homens negros deve-se a seu menor nível de qualificação, enquanto o hiato em relação às mulheres brancas é explicado apenas pelo componente de discriminação. Quanto às mulheres negras, o diferencial de rendimentos explica-se tanto pela menor qualificação quanto pelo componente de discriminação.
Menezes & Bispo Filho (2004)	Local	Heckman (1979) e Oaxaca-Blinder (1973)	Pesquisa de Emprego e Desemprego da Região Metropolitana de Salvador	2000 e 2001	Os trabalhadores sem registro na previdência social recebem, em média, menos que os registrados, enquanto as mulheres e os negros sofrem discriminação no segmento sem registro do mercado de trabalho.
Fontes <i>et al.</i> (2006)	Regional	Modelo ANOVA	CENSO	1991 e 2000	Identificou-se a persistência de disparidades no rendimento médio do trabalho de indivíduos com similares características pessoais observáveis, porém residentes em centros urbanos inseridos nas diferentes regiões brasileiras. Além da dotação de capital humano, a filiação setorial dos trabalhadores e a escala urbana apresentaram impactos significativos na determinação dos salários.
Freguglia <i>et al.</i> (2007)	Nacional	Mínimos Quadrados Agrupados	RAISMIGRA-MTE	1999- 2001	Os diferenciais de salário entre regiões e entre ramos de atividade persistem após o controle pela heterogeneidade dos trabalhadores, mas sua importância diminui significativamente.
Coelho <i>et al.</i> (2010)	Nacional	Regressão Quantílica	PNAD	2007	As estimativas mostram que os retornos educacionais são elevados e que não são constantes ao longo da distribuição salarial. Tanto os retornos educacionais quanto os diferenciais raciais são mais elevados nos pontos mais altos da distribuição de salário condicional, o que indica, no caso dos diferenciais raciais, que as mulheres negras enfrentam um teto de vidro nos níveis salariais mais altos. Para os diferenciais por anos de estudo, questões como a qualidade da educação podem ser um fator importante na explicação da desigualdade salarial entre as mulheres.
Hersen & <u>Staduto</u> (2010)	Regional	Heckman (1979) e Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973)	PNAD	2006	Os resultados indicam que a região e os atributos pessoais dos trabalhadores contribuem na explicação das diferenças na renda média do trabalho, porém com intensidades distintas entre os Estados. Nos estados mais ricos os aspectos regionais são mais importantes do que os atributos pessoais para explicar as diferenças na renda média do trabalho entre as RMs e RNMs.
Amarante (2011)	Nacional	MQ2E e GMM	RAIS-MTE	2000 e 2009	As variações nas taxas salariais dos municípios brasileiros são significativamente e positivamente relacionadas com a concentração espacial da atividade econômica e com os transbordamentos dos níveis de eficiência entre áreas geograficamente próximas.
Rocha <i>et al.</i> (2011)	Nacional	MQO (efeito fixo)	RAISMIGRA-MTE	2000-2008	Embora uma parte significativa dos diferenciais salariais deva-se a diferenças entre as características dos próprios trabalhadores (observáveis e não-observáveis), da sua qualificação e da sua experiência do trabalho, persiste um efeito sobre os salários associado à dimensão dos centros urbanos.
Satel <i>et al.</i> (2011)	Local	Regressão Quantílica	PNAD	2001, 2003, 2005, 2007 e 2009	Os resultados das regressões mostraram que para indivíduos que se encontram nos quantis inferiores, estar inserido no setor formal, ser chefe de família, estar sindicalizado e possuir níveis elevados de escolaridade contribui positivamente nos rendimentos. Já para indivíduos que estão nos quantis mais elevados, ser do sexo masculino e possuir cor da pele branca foram atributos que melhor explicaram o rendimento. Os autores concluem, ainda, que as variáveis comportam-se de forma diferente dependendo do quantil da distribuição de rendimento que o indivíduo está situado.
Cirino & Lima (2012)	Regional	Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973)	PNAD	2006	Os resultados encontrados mostram que os rendimentos/hora na Região Metropolitana de Belo Horizonte são, em média, superiores aos encontrados na Região Metropolitana de Salvador, resultado da maior concentração e aglomeração econômica da primeira região, quando comparada à segunda.
Meireles & Silva (2013)	Nacional	Heckman (1979) e Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973)	PNAD	2009	Os resultados encontrados no procedimento de Heckman (1979), mostraram que os homens apresentam maiores rendimentos em relação às mulheres, por terem maiores dotações em educação e apresentarem maiores chances de participarem do mercado de trabalho. Constatou-se forte discriminação racial, em que o diferencial de rendimento apresentou-se maior entre homens brancos e não brancos do que entre mulheres brancas e não-brancas. Percebeu-se ainda, em relação ao diferencial de rendimentos entre homens e mulheres que, a parte não-explicada, é maior entre os brancos do que não-brancos.

Fonte: Elaboração dos autores.

3. METODOLOGIA

A metodologia empregada nesta pesquisa divide-se em duas partes: na primeira, estima-se a equação de rendimentos através do método tradicional de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Em seguida, realiza-se a análise da distribuição dos rendimentos a partir de regressões quantílicas.

Nos modelos de capital humano, de modo geral, utiliza-se a equação *minceriana* de salários que na sua forma mais básica relaciona o logaritmo dos rendimentos por hora aos anos de escolaridade, de experiência e experiência ao quadrado a fim de estimar o retorno dos trabalhadores à educação por MQO, conforme demonstrado abaixo:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 educ + \beta_2 exp + \beta_3 exp^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

A equação de rendimentos acima especificada indica, portanto, que o ganho salarial dependerá do nível educacional que o trabalhador conseguirá adquirir durante a vida. O termo β_1 é o coeficiente de escolaridade, que mensura a taxa de retorno à educação. Os coeficientes β_2 e β_3 , representam, respectivamente, a experiência e a experiência ao quadrado que buscam mensurar a importância do treinamento no trabalho (*on-the-job training*) e do estoque de capital humano do trabalhador na determinação de seus rendimentos.

De modo geral, o procedimento mais utilizado para estimação deste tipo de equação de rendimento desconsidera a existência de indivíduos desempregados e inativos, regredindo o salário em função apenas de variáveis explicativas dos indivíduos ocupados. Por esta razão este método tradicional de estimação foi questionado por Heckman (1979), que argumentou que ao estimar a equação de salários utilizando uma amostra selecionada de forma não aleatória gera-se o um viés de seleção amostral. Desde então, os estudos empíricos que buscam verificar a presença de diferenciais salariais no mercado de trabalho tem frequentemente utilizado o procedimento de correção das estimativas das equações de rendimentos proposto por Heckman (1979).

O procedimento de correção proposto pelo autor estima um modelo em dois estágios. O primeiro estágio busca determinar a probabilidade de o indivíduo decidir inserir-se no mercado de trabalho a partir de uma equação de seleção. A equação de seleção é estimada através de um modelo de escolha discreta, conforme descrito a seguir:

$$Y_i = \beta x_i + \mu_i \quad (2)$$

em que Y_i será a variável dependente que assumirá o valor 1, se o indivíduo estiver ocupado e 0 no caso contrário; os β 's são os vetores dos parâmetros a serem estimados; e x_i representa o conjunto de variáveis explicativas para o indivíduo i ; e, por fim, μ_i é o vetor de erros aleatórios.

Deve-se salientar que a probabilidade de ocorrência de $Y_i = 1$ é uma função da probabilidade cumulativa da distribuição normal. Assim, seja Y uma variável aleatória do tipo Bernoulli assumindo valor 1 para ocorrência e 0 para não-ocorrência, tem-se:

$$Prob(Y_i = 1) = \Phi(\beta'x) \quad (3)$$

$$Prob(Y_i = 0) = 1 - \Phi(\beta'x) \quad (4)$$

O segundo estágio, por outro lado, consiste na estimação da equação de rendimentos com adição da razão inversa de Mills (λ) como uma variável explicativa no modelo de regressão. A equação de salários é definida a seguir:

$$w_i = \delta z_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

onde w representa o logaritmo do salário/hora; δ são os vetores dos parâmetros a serem estimados; e z é o vetor de características individuais e ε_i é o termo de erro aleatório.

Dado que apenas os indivíduos ocupados recebem salários, a variável w somente será observada quando $Y_i = 1$. Assim, o viés de seleção amostral pode ser definido da seguinte forma:

$$E[w_i | z_i, y_i = 1] = \delta z_i + E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i] \quad (6)$$

$$E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i] = \frac{\text{cov}(\mu_i \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} E\left[\frac{\mu_i}{\sigma_\mu} \mid \frac{\mu_i}{\sigma_\mu} - \frac{-\beta x_i}{\sigma_\mu}\right] = \frac{\text{cov}(\mu_i \varepsilon_i)}{\sigma_\mu} \cdot \frac{\phi(\beta x_i)}{\Phi(\beta x_i)} \quad (7)$$

em que Φ é a função de distribuição normal acumulada (FDA) e ϕ é a função de densidade de probabilidade. Desta forma, o viés de seleção será verificado quando a $\text{cov}(\mu_i, \varepsilon_i) \neq 0$. Logo, substituindo $\frac{\text{cov}(\mu_i \varepsilon_i)}{\sigma_\mu}$ por ψ na primeira parte da equação (7), tem-se:

$$E[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i] = \lambda_i \psi \quad (8)$$

onde,

$$\lambda = \frac{\phi(\beta x_i / \sigma_\mu)}{\Phi(\beta x_i / \sigma_\mu)} \quad (9)$$

A função $\lambda_i \psi$ é conhecida como a razão inversa de Mills, que deve ser a variável utilizada como explicativa na estimação da equação de salários a fim de solucionar o problema causado pelo viés de seleção amostral. Este é o famoso procedimento Heckit, introduzido por Heckman (1979), que pode ser utilizado para estimar os coeficientes δ de forma consistente regressando w_i com relação à z_i e $\lambda_i \psi$ por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Logo, a equação (4) deve ser redefinida conforme descrito a seguir:

$$w_i^* = \delta z_i + \lambda_i \psi + \varepsilon_i \quad (10)$$

A omissão da variável $\lambda_i \psi$ na estimação da equação (5) por MQO é a causa da geração do erro de especificação a que Heckman (1979) se refere. Vale destacar, no entanto, que o procedimento descrito acima não é capaz de corrigir outros problemas relacionados à estimação da equação de rendimentos, como o problema da endogeneidade, por exemplo. (Menezes Filho, 2002). Além disso, o método de Heckman (1979) não possibilita a determinação da função de distribuição condicional dos salários em qualquer quantil, ou seja, apenas permite que seja determinada a média condicional de uma variável aleatória, w_i^* , a partir de algumas variáveis explicativas z .

Deste modo, como o objetivo principal do presente estudo é analisar a influência de variáveis selecionadas nos salários dos indivíduos que se encontraram nos percentis 10°, 25°, 50°, 75° e 90° da distribuição de rendimentos, torna-se necessário, após a realização do

primeiro exercício de investigação empírica, que seja aplicado o modelo introduzido por Koenker & Bassett (1978), no qual estimam-se funções quantílicas condicionais. As regressões quantílicas possibilitam a determinação da função de distribuição condicional em qualquer quantil(θ), conferindo um maior refinamento à análise realizada por MQO. Desta forma, seja h_i uma variável aleatória real h_i , ($i = 1, \dots, n$) e X_i um vetor $K \times 1$ que represente o conjunto de variáveis explicativas da renda dos indivíduos, tem-se:

$$h_i = X_i' \beta_\theta + u_{\theta i} \quad (11)$$

A partir da equação (11), os quantis podem ser redefinidos como solução de um problema de programação linear. Sendo θ -ésimo quantil para $0 < \theta < 1$, tem-se que:

$$Q_\theta(h_i: X_i) = X_i' \beta_\theta, \theta \in (1,0) \quad (12)$$

Logo, a equação de regressão quantílica pode ser definida como:

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left[\sum_{i: h_i \geq X_i' \beta_\theta} \theta |h_i - X_i' \beta_\theta| + \sum_{i: h_i < X_i' \beta_\theta} (1 - \theta) |h_i - X_i' \beta_\theta| \right] = \min_{\beta} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(u_{\theta i}) \quad (13)$$

Onde $\rho_\theta(\cdot)$ é definido por:

$$\rho_\theta(\cdot) = \begin{cases} \theta u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} \geq 0 \\ (\theta - 1) u_{\theta i} & \text{se } u_{\theta i} < 0 \end{cases} \quad (14)$$

Assim, a equação (6) pode, formalmente, ser alterada a fim de adaptá-la ao arcabouço do quantil condicional (θ) conforme descrito a seguir:

$$Quant_\theta[w_i | z_i, y_i = 1] = \delta z_i + Quant_\theta[\varepsilon_i | z_i, y_i = 1] \quad (15)$$

$$Quant_\theta[w_i | z_i, y_i = 1] = \delta z_i + Quant_\theta[\varepsilon_i | \mu_i > -\beta x_i] \quad (16)$$

Vale destacar que, diferentemente da equação (6), o termo de correção da equação (16) não é igual ao produto entre a inversa da razão de Mills e a covariância entre ε e μ quando supomos que $(\mu, \varepsilon)_i$ possui uma distribuição normal bivariada. Portanto, o termo quantil condicional na equação (14) não apresenta as mesmas propriedades do valor esperado truncado do termo de erro na equação (6). (Coelho *et al.*, 2010).

3.1. Tratamento dos Dados

Nesta pesquisa foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do ano de 2012, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para que o objetivo proposto por este trabalho seja alcançado, gerando resultados confiáveis e que possam contribuir com a literatura econômica, é necessário que algumas

adequações sejam efetuadas na base de dados. Inicialmente, excluíram-se todos os indivíduos não residentes no Estado da Bahia. Dado que a principal variável de interesse é o salário (w), torna-se necessário considerar apenas os indivíduos que registrem salário não-nulo e positivo, além de horas trabalhadas por semana maior que zero. Cabe destacar, ainda, que foram considerados apenas os indivíduos economicamente ativos que na semana de referência da PNAD 2012 possuíam idade superior a 18 e menor que 65 anos por considerar que as pessoas com idade inferior a 18 anos ainda estejam estudando e pessoas com idade superior a 65 estejam deixando o mercado de trabalho. Após a realização destes ajustes, a amostra totalizou 11.435 observações, relativas a indivíduos residentes e ocupados na Bahia no ano de 2012.

No vetor das variáveis-controles para as características individuais dos trabalhadores e de sua ocupação, estão incluídas: experiência², *dummies* de gênero, raça, grau de instrução, sindicalização, setor de atividade³ e localização geográfica. Cabe destacar que a variável da PNAD utilizada para captar a desigualdade de rendimento por raça e gênero é a Renda Mensal do Trabalho Principal, denominada como salário (w), cujo logaritmo natural será a variável dependente em todas as estimações realizadas neste trabalho. Uma vez que a informação disponibilizada pela PNAD corresponde ao número de horas trabalhadas na semana de referência, para construção da variável salário/hora, inicialmente, foi necessário multiplicar as horas trabalhadas na semana por quatro. Em seguida, realizou-se a divisão da Renda Mensal do Trabalho Principal pela quantidade de horas trabalhadas por mês. Deve-se destacar que, neste trabalho, considera-se como trabalhador formal aquele empregado com carteira de trabalho assinada (incluindo trabalhadores domésticos), militar, funcionário público estatutário e empregador que contribui para a previdência social. No setor informal estão os trabalhadores sem carteira assinada (incluindo trabalhadores domésticos) e os autônomos. Nos autônomos incluem-se empregadores que não contribuem para a previdência social e conta própria.

Quadro 2 – Descrição das Variáveis

VARIÁVEIS	DESCRIÇÃO	FONTE
\ln Salário/hora	Logaritmo do salário hora	PNAD/IBGE
Experiência	Experiência = idade – anos de estudo – 6	
Experiência ²	Termo quadrático da experiência	
Analfabeto (*)	1, se Analfabeto; 0 caso contrário	
Fundamental incompleto	1, se Fundamental incompleto; 0 caso contrário	
Fundamental completo	1, se Fundamental completo; 0 caso contrário	
Ensino médio incompleto	1, se Ensino médio incompleto; 0 caso contrário	
Ensino médio completo	1, se Ensino médio completo; 0 caso contrário	
Superior incompleto	1, se Superior incompleto; 0 caso contrário	
Superior completo	1, se Superior completo 0 caso contrário	
Gênero	1, se Homem; 0, caso contrário	
Raça	1, se Não-branca; 0, caso contrário	
Região metropolitana	1, se Região metropolitana; 0 caso contrário	

²A variável experiência se refere foi calculada conforme fora proposto por Mincer (1974). Esta variável foi formada da seguinte forma: experiência = idade do indivíduo – anos de estudo – 6.

³No setor industrial tem-se as atividades, outras atividades industriais, indústria de transformação e construção. O setor de serviços engloba comércio e reparação, alojamento e alimentação, transporte, armazenagem e comunicação, administração pública. Por fim, o setor social tem as atividades de serviços domésticos, educação, saúde e serviços sociais, outros serviços coletivos, pessoais e sociais.

Sindicalizado	1, se Sindicalizado; 0 caso contrário	
Setor de atividade		
Setor agrícola	1, se Setor agrícola; 0, caso contrário	
Setor industrial	1, se Setor industrial; 0, caso contrário	
Setor de serviços	1, se Setor de serviços; 0, caso contrário	
Setor social	1, se Setor social; 0, caso contrário	
Adm. Pública ^(*)	1, se Adm. Pública; 0, caso contrário	

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) *dummy* utilizada como referência nas estimações.

4. RESULTADOS

Nesta seção será realizada, inicialmente, uma breve caracterização do mercado de trabalho baiano. Em seguida, serão apresentados os resultados da estimação dos diferenciais salariais por MQO e por regressão quantílica nos percentis 10°, 25°, 50°, 75° e 90 para o ano de 2012. A Tabela 1 mostra a distribuição de indivíduos ocupados no segmento formal e informal (autônomo e sem carteira) do mercado de trabalho baiano utilizando os pesos amostrais, assim como em todos os demais procedimentos aqui realizados.

Tabela 1 – Estatística Descritiva de variáveis selecionadas para os indivíduos alocados no segmento formal e informal do mercado de trabalho baiano em 2012

VARIÁVEIS	FORMAL		INFORMAL		TODOS	
	TOTAL	%	TOTAL	%	TOTAL	%
Renda familiar <i>per capita</i> ^(*)	1.035,02	–	534,62	–	710,37	–
Homens	1.297.918	58,57	2.407.743	59,32	3.705.661	40,95
Mulheres	918.060	41,43	1.651.498	40,68	2.569.558	59,05
Branços	488.374	22,04	801.123	19,74	1.289.497	20,55
Não-branços	1.727.604	77,96	3.258.118	80,26	4.985.722	79,45
Idade ^(*)	37	–	39	–	38	–
Meses de estudo ^(*)	130	–	84	–	100	–
Meses de experiência ^(*)	20	–	26	–	24	–
Casados	132.605	5,98	321.548	7,92	454.153	7,24
Chefe de família	1.147.820	51,80	1.986.541	48,94	3.134.361	49,95
Região metropolitana	972.008	43,86	762.608	18,79	1.734.616	27,64
Área urbana	2.032.279	91,71	2.539.818	62,57	4.572.097	72,86
Área rural	183.699	8,29	1.519.423	37,43	1.703.122	27,14
Migrante	183.681	8,29	288.470	7,11	472.151	7,52
Sindicalizado	587.778	26,52	465.665	11,47	1.053.443	16,79
Horas trabalhadas ^(*)	42	–	34	–	37	–
Setor agrícola	114.456	5,17	1.532.779	37,76	1.647.235	26,25
Setor industrial	396.611	17,90	550.306	13,56	946.917	15,09
Setor de serviços	709.993	32,04	1.052.622	25,93	1.762.615	28,09
Setor social	502.225	22,66	714.352	17,60	1.216.577	19,39
Adm. Pública	247.361	11,16	–	–	247.361	3,94
Atividades mal definidas	245.332	11,07	209.182	5,15	454.514	7,24
TOTAL	2.215.978	35,31	4.059.241	64,69	6.275.219	100,00

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

Nota: (*) Valor médio.

Apesar do expressivo crescimento do número de empregos formais na região Nordeste e na Bahia nos últimos anos, conforme demonstra Soares (2009), cerca de 64,69% dos trabalhadores baianos permanecem alocados no segmento informal do mercado de trabalho, de acordo com os dados explicitados na Tabela 1. Este é um fator preocupante, pois além de gerar efeitos perversos nas finanças públicas, principalmente na Previdência Social que possui responsabilidades universais que se aplicam a contribuintes e não-contribuintes, de modo geral, os trabalhadores informais não têm acesso aos mais básicos instrumentos de proteção legal trabalhista e previdenciária. O Quadro 3 apresenta algumas características dos trabalhadores alocados no segmento formal e informal do mercado de trabalho da Bahia, a partir da distinção entre gênero e raça dos indivíduos.

Quadro 3 – Estatística descritiva de variáveis selecionadas para o segmento formal e informal mercado de trabalho baiano por gênero e raça em 2012 (média)

Estatística	FORMAL								
	GÊNERO		RAÇA		HB	MB	HNB	MNB	TOTAL
	H	M	B	NB					
Idade (em anos)	37	37	31	37	38	38	36	37	37
Escolaridade (meses)	120	144	141	127	131	154	118	141	130
Experiência (em anos)	21	19	20	20	21	19	20	20	20
Horas trabalhadas (semana)	43	39	41	42	43	39	43	40	42
Salário (R\$)	1609.31	1449.88	2186.27	1361.49	2373.09	1958.97	1410.51	1289.14	1543.26
TOTAL ^(*)	1.297.918	918.060	488.374	1.727.604	268.053	220.321	1.029.865	697.739	2.215.978
Estatística	INFORMAL								
	GÊNERO		RAÇA		HB	MB	HNB	MNB	TOTAL
	H	M	B	NB					
Idade (em anos)	39	38	40	38	41	38	38	38	39
Escolaridade (meses)	76	95	90	82	83	123	74	93	84
Experiência (em anos)	26	24	26	25	28	24	26	25	26
Horas trabalhadas (semana)	37	29	34	34	37	29	37	29	34
Salário (R\$)	796,44	601,45	928,81	665,056	1056,77	726,28	729,76	572,59	717,11
TOTAL ^(*)	2.407.743	1.651.498	801.123	3.258.118	490.942	310.181	1.916.801	1.341.317	4.059.241

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

Nota: (*) Valores absolutos. H: homem; M: mulher; B: branco; NB: não-branco.

Os dados explicitados no quadro acima demonstram que homens brancos e mulheres brancas possuem, em média, maior nível de escolaridade e renda quando comparados aos seus pares não-brancos. Outra informação que chama a atenção é o fato dos homens receberem uma renda média superior a das mulheres, apesar de apresentarem um menor nível de escolaridade média em ambos os segmentos. Por outro lado, os homens trabalham mais e detêm mais experiência do que as mulheres tanto no segmento formal quanto no segmento informal do mercado de trabalho baiano. Os não-brancos registram menor nível de escolaridade quando comparados aos indivíduos de raça branca e este pode ser o principal fator motivador da disparidade salarial entre raças no Estado da Bahia.

O Gráfico 1, explicitado abaixo, indica que há elevado nível de desigualdade entre a renda familiar per capita (RFPC) dos indivíduos empregados no segmento formal e os vinculados ao segmento informal do mercado de trabalho na Bahia. Esta disparidade revela-se mais elevada entre os indivíduos com maior remuneração.

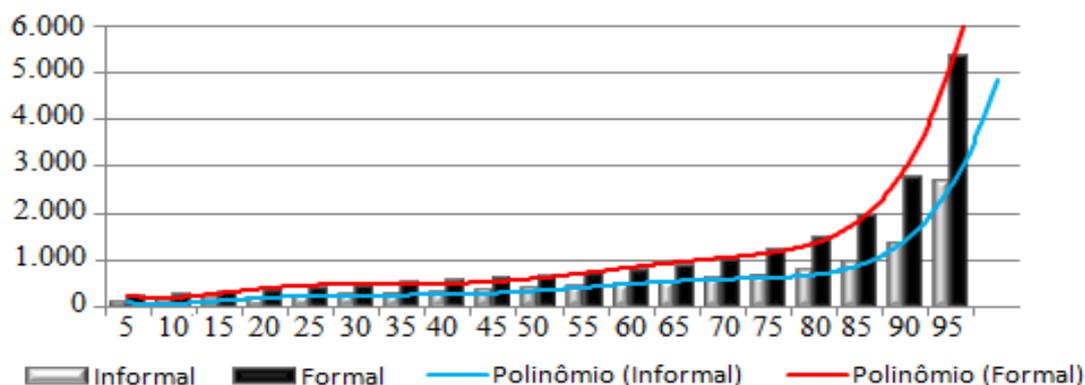


Gráfico 1 – Percentil da renda familiar per capita para o segmento formal do mercado de trabalho baiano em 2012
Fonte: Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD (2012).

A Tabela 2, apresenta a média salarial por grau de instrução dos trabalhadores alocados no segmento formal e informal do mercado de trabalho baiano em 2012, conforme pode ser observado abaixo.

Tabela 2 – Média salarial por grau de instrução dos trabalhadores alocados no segmento formal e informal do mercado de trabalho baiano em 2012

GRAU DE INSTRUÇÃO	FORMAL		INFORMAL		TODOS	
	TOTAL	Δw %	TOTAL	Δw %	TOTAL	Δw %
Analfabeto (*)	760,61	–	550,20	–	572,67	–
Fundamental incompleto	912,00	19,90	580,59	5,52	653,00	14,03
Fundamental completo	929,19	1,88	651,74	12,25	741,19	13,51
Ensino médio incompleto	828,92	-10,79	604,04	-7,32	686,29	-7,41
Ensino médio completo	1.230,02	48,39	926,06	53,31	1.097,70	59,95
Superior incompleto	1.862,05	51,38	1.463,67	58,05	1.716,40	56,36
Superior completo	3.958,15	112,57	4.511,02	208,20	4.106,06	139,23

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

Nota: (*) Classe utilizada como referência para o início do cálculo da variação salarial percentual (Δw %) em relação a classe anterior.

De acordo com os dados demonstrados na tabela acima, observa-se que entre os indivíduos graduados a média dos rendimentos auferidos é superior no segmento informal do mercado de trabalho. Outro fato que chama a atenção é a variação percentual negativa para os indivíduos que possuem grau de instrução equivalente à Ensino médio incompleto em ambos os segmentos, recebendo, inclusive, um salário médio inferior ao registrado pelos

trabalhadores que detém nível fundamental completo no caso do segmento formal do mercado de trabalho baiano.

A seguir, serão reportados nas Tabelas 3 os resultados obtidos a partir da estimação da equação de rendimentos por MQO e por regressões quantílicas para o segmento formal do mercado de trabalho. Logo em seguida, na Tabela 4, serão apresentados os resultados obtidos para o segmento informal.

Tabela 3 – Resultados das estimações por MQO e Regressões Quantílicas para o segmento formal do mercado de trabalho baiano em 2012

Variáveis explicativas	Variável endógena: <i>ln</i> Salário/hora					
	(MQO)	(q=10)	(q=25)	(q=50)	(q=75)	(q=90)
Experiência	0,0244*** (0,0026)	0,0109*** (0,0022)	0,0117*** (0,0013)	0,0192*** (0,0024)	0,0324*** (0,0033)	0,0339*** (0,0048)
Experiência ²	-0,0002*** (0,0001)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0001)	-0,0003*** (0,0001)	-0,0002** (0,0001)
Fundamental incompleto	0,2356*** (0,0447)	0,0807 (0,0559)	0,1168*** (0,0269)	0,1890*** (0,0428)	0,2523*** (0,0607)	0,1486*** (0,1080)
Fundamental completo	0,4123*** (0,0541)	0,1273** (0,0698)	0,1727*** (0,0322)	0,3417*** (0,0563)	0,4782*** (0,0828)	0,4172*** (0,1181)
Ensino médio incompleto	0,4400*** (0,0512)	0,1273*** (0,0698)	0,1973*** (0,0327)	0,3529*** (0,0549)	0,5115*** (0,0651)	0,4454*** (0,1008)
Ensino médio completo	0,7445*** (0,0494)	0,2420*** (0,0653)	0,3290*** (0,0312)	0,5639*** (0,0475)	0,8658*** (0,0668)	0,9495*** (0,1109)
Superior incompleto	1,2443*** (0,0667)	0,4577*** (0,0854)	0,7105*** (0,0531)	1,1092*** (0,0689)	1,4454*** (0,0837)	1,4931*** (0,1494)
Superior completo	1,8327*** (0,0565)	0,9164*** (0,0741)	1,3672*** (0,0503)	1,7735*** (0,0437)	2,1543*** (0,0617)	2,2275*** (0,1055)
Gênero	0,1875*** (0,0120)	0,0357*** (0,0128)	0,0832*** (0,0089)	0,1679*** (0,0170)	0,2268*** (0,0245)	0,2874*** (0,0322)
Raça	-0,1767*** (0,0243)	-0,0616*** (0,0186)	-0,0470*** (0,0159)	-0,1289*** (0,0196)	-0,1993*** (0,0519)	-0,2577*** (0,0644)
Região metropolitana	0,0850*** (0,0188)	0,0192*** (0,0168)	0,0388*** (0,0119)	0,0727*** (0,0238)	0,0784*** (0,0297)	0,0666 (0,0438)
Sindicalizado	0,1175*** (0,0209)	0,0767 (0,0152)	0,0908*** (0,0170)	0,1312*** (0,0206)	0,1266*** (0,0290)	0,1118*** (0,0356)
Setor agrícola	-0,0534 (0,0606)	-0,1011*** (0,0406)	-0,0905*** (0,0361)	-0,0187*** (0,0291)	-0,1256** (0,0581)	-0,1279 (0,0996)
Setor industrial	-0,0109 (0,0281)	-0,0311** (0,0181)	-0,0128 (0,0225)	-0,1459 (0,0240)	-0,0399 (0,0416)	-0,0665 (0,0783)
Setor de serviços	-0,1630*** (0,0243)	-0,1443*** (0,0236)	-0,1061*** (0,0203)	-0,1076*** (0,0584)	-0,2034*** (0,0426)	-0,1779*** (0,0564)
Setor social	-0,0685*** (0,0282)	-0,0879*** (0,0188)	-0,0764*** (0,0170)	-0,0969*** (0,0240)	-0,0983*** (0,0406)	-0,0050 (0,0583)
Constante	3,5412*** (0,0647)	3,7372*** (0,0621)	3,6950*** (0,0292)	3,6211*** (0,0414)	3,6170*** (0,0845)	3,934*** (0,1523)
Nº Obs.	4.956	4.956	4.956	4.956	4.956	4.956
R-quadrado	0,4438	0,1199	0,1910	0,2938	0,3425	0,3252

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (-) erros-padrão; ***significante a 1%; **significante a 5%; *significante a 10%.

Os resultados obtidos através da estimação da equação *minceriana* de salários pelo método de MQO convencional demonstram, de acordo com o esperado, que a escolaridade, a sindicalização, a residência em áreas metropolitanas contribuem positivamente na determinação dos rendimentos dos trabalhadores durante o período analisado. O sinal da variável *proxy* experiência segue o que fora apontado pela teoria do capital humano, apresentando-se positivo e significativo à 1%, indicando sua influência positiva na determinação dos salários. Da mesma forma, o sinal negativo do coeficiente do termo quadrático da *proxy* experiência estimado via MQO também corresponde ao esperado. A teoria do capital humano argumenta que o sinal negativo desta variável comprova que os rendimentos salariais são decrescentes. Logo, constata-se, através dos sinais dos coeficientes estimados da variável *proxy* experiência e seu termo quadrático, a existência de rendimentos salariais decrescentes no segmento formal do mercado de trabalho baiano durante o período de análise.

A *dummy* de gênero (categoria base – homem) é significativa a 1% e indica um diferencial salarial positivo e favorável aos homens, cerca de 18,75%. Já com relação à *dummy* de raça/cor (categoria base – brancos), observa-se um diferencial de rendimentos de 17,67% desfavorável aos indivíduos não-brancos. As *dummies* referentes aos setores de atividade dos trabalhadores (categoria base – Administração Pública) demonstraram-se estatisticamente significativas à 1% e apresentaram, sem exceção, coeficientes negativos indicando que os indivíduos alocados na administração pública recebem, em média, salários superiores aos trabalhadores vinculados aos demais setores.

Após a realização deste primeiro exercício de investigação empírica procedeu-se a estimação por quantis para o mesmo segmento. Os resultados gerados a partir de regressões quantílicas indicam que os diferenciais de rendimento por gênero (categoria base – homem) são mais intensos nas classes superiores de renda, apresentando-se mais elevado entre os indivíduos localizados no quinto quantil da distribuição, cujo diferencial salarial médio é de 28,74%, favorável aos homens. Outro importante resultado é que o retorno ao atributo educacional (categoria base – analfabetos) é maior para os indivíduos que possuem maior nível de escolaridade, assim como preconiza a teoria do capital humano de Mincer (1974). O diferencial salarial médio entre os trabalhadores que detém nível superior completo e analfabeto é de 91,64% no primeiro decil da distribuição, favorável aos graduados. Na calda superior da distribuição este diferencial torna-se ainda mais severo chegando à 222,75%. Quanto à *proxy* experiência e seu termo quadrático observa-se, assim como no modelo estimado por MQO, rendimentos salariais decrescentes no ano de 2012.

Com relação às *dummy* de sindicalização as disparidades de rendimento entre os indivíduos alocados segmento formal do mercado de trabalho baiano é mais expressivo no ponto mediano da distribuição de rendimentos. Por outro lado, o prêmio salarial para os residentes em áreas metropolitanas apresenta-se mais elevado no quarto quantil da distribuição.

Quanto à *dummy* de raça (categoria base – brancos), registra-se um hiato salarial negativo, desfavorável aos trabalhadores não-brancos, cuja intensidade apresenta-se mais elevada no quinto quantil. As *dummies* setoriais demonstram que em todos os casos registraram-se diferenciais de negativos em relação à Administração pública (categoria base). A seguir, serão exibidos na Tabelas 3 os resultados obtidos para o segmento informal do mercado de trabalho do Estado da Bahia.

Tabela 4 – Resultados das estimações por MQO e Regressões Quantílicas para o segmento informal do mercado de trabalho baiano em 2012

Variáveis explicativas	Variável endógena: <i>ln</i> Salário/hora					
	(MQO)	(q=10)	(q=25)	(q=50)	(q=75)	(q=90)
Experiência	0,0107*** (0,0021)	0,0208*** (0,0050)	0,0090*** (0,0027)	0,0085*** (0,0024)	0,0104*** (0,0034)	0,0146*** (0,0044)
Experiência ²	0,0002*** (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	0,0001*** (0,0001)	0,0002*** (0,0000)	0,0002*** (0,0000)	0,0002*** (0,0001)
Fundamental incompleto	0,1804*** (0,0376)	0,2479*** (0,0508)	0,1549*** (0,0419)	0,1623*** (0,0206)	0,1987*** (0,0463)	0,1439*** (0,0672)
Fundamental completo	0,3834*** (0,0497)	0,3238*** (0,1151)	0,3687*** (0,0552)	0,3534*** (0,0371)	0,4196*** (0,0681)	0,3418*** (0,1315)
Ensino médio incompleto	0,4413*** (0,0518)	0,5913*** (0,0981)	0,3716*** (0,0493)	0,3800*** (0,0514)	0,3927*** (0,0887)	0,5008*** (0,1212)
Ensino médio completo	0,6854*** (0,0445)	0,7143*** (0,0644)	0,5822*** (0,0554)	0,5625*** (0,0369)	0,7157*** (0,0653)	0,7987*** (0,1092)
Superior incompleto	1,2358*** (0,0791)	1,2072*** (0,1463)	1,0671*** (0,1011)	1,1288*** (0,0835)	1,2601*** (0,1413)	1,4197*** (0,2020)
Superior completo	1,9902*** (0,0735)	1,6892*** (0,0992)	1,6406*** (0,0764)	1,8925*** (0,0608)	2,2417*** (0,1383)	2,4870*** (0,1345)
Gênero	0,1031*** (0,0263)	0,2872*** (0,0434)	0,2034*** (0,0325)	0,0975*** (0,0278)	0,0320 (0,0393)	-0,0039 (0,0453)
Raça	-0,0814*** (0,0289)	-0,0564*** (0,0552)	-0,0447 (0,0388)	-0,0645** (0,0329)	-0,0984*** (0,0342)	-0,1337*** (0,0484)
Região metropolitana	0,1626*** (0,0226)	0,1829*** (0,0446)	0,1722*** (0,0232)	0,1698*** (0,0220)	0,1884*** (0,0327)	0,0981** (0,0530)
Sindicalizado	0,1658*** (0,0430)	0,0115 (0,0703)	0,0863*** (0,0510)	0,2348*** (0,0452)	0,2008*** (0,0627)	0,2596*** (0,0729)
Setor agrícola	-0,4967*** (0,0509)	-0,7128*** (0,0747)	-0,6097*** (0,0579)	-0,4249*** (0,0532)	-0,3824*** (0,0622)	-0,3616*** (0,1076)
Setor industrial	-0,2447*** (0,0476)	-0,2981*** (0,0698)	-0,2916*** (0,0436)	-0,1826*** (0,0483)	-0,1710*** (0,0580)	-0,1888** (0,0847)
Setor de serviços	-0,2637*** (0,0449)	-0,3697*** (0,0780)	-0,3666*** (0,0454)	-0,2474*** (0,0444)	-0,1790*** (0,0546)	-0,1150*** (0,0791)
Setor social	-0,2281*** (0,0474)	-0,2468*** (0,0708)	-0,2695*** (0,0408)	-0,2038*** (0,0438)	-0,1721*** (0,0612)	-0,0973*** (0,0981)
Constante	3,6100*** (0,0700)	2,6179*** (0,1076)	3,2623*** (0,0560)	3,6493*** (0,0821)	3,9620*** (0,1219)	4,4073*** (0,1512)
Nº Obs.	6.479	6.479	6.479	6.479	6.479	6.479
R-quadrado	0,2726	0,1192	0,1265	0,1456	0,1882	0,2150

Fonte: Elaboração própria.

Notas: (–) erros-padrão; ***significante a 1%; **significante a 5%; *significante a 10%.

As estimativas geradas pelo método de MQO convencional demonstram que, de acordo com o esperado, a escolaridade, a sindicalização e a residência em áreas metropolitanas contribuem positivamente na determinação dos rendimentos dos indivíduos. Deste modo, na Bahia este conjunto de variáveis impacta positivamente nos salários dos indivíduos independentemente do segmento do mercado de trabalho em que estejam alocados, pelo menos durante o período aqui analisado.

Diferentemente das estimativas realizadas para o segmento formal do mercado de trabalho baiano, o sinal da variável *proxy* experiência para o segmento informal não correspondeu ao esperado, de acordo com a teoria do capital humano, apresentando-se

negativo e significativo à 1%, indicando sua influência negativa na determinação dos salários. Da mesma forma, o sinal positivo do coeficiente do termo quadrático da *proxy* experiência estimado via MQO é contrário ao preconizado pela teoria do capital humano. Esta teoria argumenta que o sinal negativo desta variável comprova que os rendimentos salariais são decrescentes. No entanto, a regressão da equação *minceriana* de salários por meio do método de MQO indica, através dos sinais dos coeficientes estimados da variável *proxy* experiência e seu termo quadrático, a existência de rendimentos salariais crescentes no segmento informal do mercado de trabalho baiano no ano de 2012.

A *dummy* de gênero (categoria base – homem) é significativa a 1% e indica um diferencial salarial positivo e favorável aos homens de 10,31%, menor, portanto, do que o diferencial médio encontrado para os indivíduos vinculados ao segmento formal. Quanto à *dummy* de raça/cor (categoria base – brancos), observa-se um diferencial de rendimentos de 8,14% desfavorável aos indivíduos não-brancos. As *dummies* referentes aos setores de atividade dos trabalhadores (categoria base – Administração Pública) demonstraram-se estatisticamente significativas à 1% e registraram, sem exceção, coeficientes negativos indicando que os indivíduos alocados na administração pública recebem, em média, salários mais elevados do que os trabalhadores vinculados aos demais setores. No segmento informal, conforme demonstra a Tabela 2, o setor que, em média, fornece as piores remunerações a seus trabalhadores é o agrícola.

Com relação à análise por quantis para o segmento informal os resultados encontrados demonstram que os diferenciais de rendimento por gênero (categoria base – homem) são mais intensos nas classes inferiores de renda, apresentando-se mais elevado entre os indivíduos localizados no primeiro decil da distribuição, cujo diferencial salarial médio é de 28,72%. Mas o fato interessando é que no segmento informal os diferenciais de rendimento seguem uma tendência de decrescimento entre o primeiro decil e quinto quantil da distribuição. No último quantil o diferencial, que nos quantis anteriores apresentaram-se favoráveis aos homens, inverte-se fazendo com que as mulheres sejam favorecidas em relação aos homens, apesar da pequena magnitude.

O retorno ao atributo educacional (categoria base – analfabetos) é maior para os indivíduos que possuem maior nível de escolaridade, assim como no segmento formal. No entanto, quando comparados os retornos obtidos pelos indivíduos graduados entre os dois segmentos, os trabalhadores informais obtêm um maior retorno em relação aos analfabetos no segmento informal. Além disso, a média salarial dos trabalhadores graduados no segmento informal é superior aos indivíduos graduados alocados no segmento formal do mercado de trabalho baiano em aproximadamente 14%, conforme demonstra a Tabela 2.

Quanto à *proxy* experiência e seu termo quadrático observa-se que seu comportamento apresentou-se muito semelhante ao que foi demonstrado na estimação da equação *minceriana* de salários por MQO, a única exceção refere-se ao primeiro quantil da distribuição, que apresentou os sinais esperados de acordo com a teoria do capital humano e, portanto, para este quantil especificamente há rendimentos salariais decrescentes. Isto não se verifica nos outros quantis da distribuição.

Com relação às *dummy* de sindicalização as disparidades de rendimento entre os indivíduos alocados no segmento informal do mercado de trabalho baiano é mais expressivo na cauda superior da distribuição. Já o diferencial salarial para os residentes em áreas metropolitanas apresenta-se positivo e mais elevado na cauda inferior da distribuição.

Quanto à *dummy* de raça (categoria base – brancos), registra-se um hiato salarial negativo, desfavorável aos trabalhadores não-brancos, cuja intensidade apresenta-se mais elevada no último quantil. Além disso, disparidades negativas significativas também podem ser verificadas em todos os setores de atividade. Em todos os setores, sem exceção, a magnitude das desigualdades apresenta-se mais elevada no primeiro decil da distribuição.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar os diferenciais de rendimentos no Estado da Bahia. Para viabilizar o alcance destes objetivos estimou-se uma versão estendida da equação *minceriana* de rendimentos por meio do método de mínimos quadrados ordinários e também via regressões quantílicas. Neste trabalho foi utilizada uma sub-amostra da Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2012 disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Através desta base de dados foi constatado que cerca de 64,69% dos trabalhadores baianos permanecem alocados no segmento informal do mercado de trabalho. Este é um fator preocupante, pois além de gerar efeitos perversos nas finanças públicas, de modo geral, os trabalhadores informais não têm acesso aos mais básicos instrumentos de proteção legal trabalhista e previdenciária.

Com relação aos resultados obtidos por MQO e regressões quantílicas, observou-se que o retorno ao atributo educacional positivo apresentando mais elevado na calda superior da distribuição em ambos os segmentos. No entanto entre os indivíduos graduados aqueles que, em média recebem os melhores salários, surpreendentemente, estão alocado no segmento informal no Estado da Bahia, pelo menos durante o período analisado. Quanto à *proxy* experiência e seu termo quadrático observa-se que, no segmento formal a teoria do capital se verifica, pois encontraram-se evidências de rendimentos salariais decrescentes tanto na estimação por MQO quanto nas regressões quantílicas. No entanto, no segmento informal, com exceção do primeiro quantil da distribuição de rendimentos, a teoria do capital humano não pôde ser verificada através dos sinais apresentados pelos coeficientes estimados da *proxy* experiência e seu termo quadrático.

Assim como Satel *et al.* (2011), os resultados das estimações realizadas no presente estudo demonstram que estar sindicalizado contribui positivamente na determinação dos salários dos indivíduos. Além disso, as estimativas mostram que residir na região metropolitana também contribui positivamente nos rendimentos. Este resultado vai ao encontro daqueles encontrados por Glaeser& Maré (2001), Fontes *et al.* (2006), Amarante (2011), Rocha *et al.* (2011). O prêmio salarial ofertado por estas áreas procede, de modo geral, do melhor *matching* de mercado, maior disponibilidade de infraestrutura, mão de obra qualificada e especializada e da maior proximidade dos centros produtores de conhecimento, o que favorece a ocorrência de *spill-overs* tecnológicos. A magnitude deste prêmio, de acordo com Glaeser& Maré (2001) e Rocha *et al.* (2011) deverá ser mais elevado quanto maior for a dimensão da área.

As disparidades setoriais mostraram-se significativas em ambos os segmentos, principalmente no setor agrícola do segmento informal do mercado de trabalho baiano. Com relação à *dummy* de gênero (categoria base – homem), no segmento formal a intensidade dos diferenciais foi mais elevada na cauda superior da distribuição, já no segmento informal as disparidades foram mais severas nas classes inferiores de renda. Quanto à *dummy* de raça (categoria base – brancos), foi registrado, em ambos os segmentos, um hiato salarial negativo desfavorável aos trabalhadores não-brancos, cuja intensidade mostrou-se mais elevada para os indivíduos inseridos nas classes superiores de renda.

Em resumo, este trabalho atribui importância fundamental à realização do estudo de forma que seja possível observar claramente o impacto diferenciado gerado por variáveis selecionadas ao longo de toda a função de distribuição condicional dos salários, a fim de conferir um maior refinamento à análise sobre as desigualdades de rendimentos dos trabalhadores. Uma possível extensão do presente trabalho buscará estimar a equação de participação no primeiro estágio por meio de um método semiparamétrico, adicionando o termo de correção oriundo deste primeiro estágio a estimação da equação de rendimentos através de regressão quantílica, conforme Coelho *et al.* (2010).

Por fim, sugere-se a realização de pesquisas específicas sobre o comportamento dos mercados de trabalho locais nos Estados nordestinos, principalmente no que se refere à implementação de políticas públicas, que visem apresentar propostas direcionadas ao problema da desigualdade salarial tomando como referência os diferenciais de retornos à educação, à qualificação dos trabalhadores e atributos locais. Assim como, meios de aumentar os rendimentos por gênero e raça nos mercados de trabalho locais e regionais.

REFERÊNCIAS

- Albrecht, J.; Björklund, A.; e Vromanis, S. (2003), “*There a Glass Ceiling in Sweden?*”, IZA – Institute for the Study of Labor, Discussion Paper 282.
- 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.
- Arulampalam, W., Booth A.L. and Bryan, M.L. (2007), *Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wages distribution*, *Industrial and Labor Relations Review* 60, 163-186.
- Barros, R. P.; Carvalho, M.; Franco, S.; MENDONÇA, R. Determinantes da Queda na Desigualdade de Renda no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, jan. 2010. (Texto para Discussão, 1460).
- Bartolotti, O.A.G. Discriminação salarial por cor e gênero revisitada: Uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões quantílicas. Dissertação de mestrado pela Fundação Getúlio Vargas. Escola de economia de São Paulo. São Paulo 2007.
- Becker, G.S. (1957), *The Economics of Discrimination*, Chicago: University of Chicago Press.
- Bohnenberger, R. *Uma análise regional da discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro – 1992 a 2001*. 2005. Dissertação (Mestrado) – Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2005.
- Bonetti, A.; Fontoura, N.; Pinheiro, L.; Querino, A.; Rosa, W. Livro Retrato das desigualdades de gênero e raça. 3.ed. Brasília: Ipea: SPM: UNIFEM, 2008.
- Cacciamali, M. C.; Hirata, G. I. A Influência da Raça e do Gênero nas Oportunidades de Obtenção de Renda – Uma Análise da Discriminação em Mercados de Trabalho Distintos: Bahia e São Paulo. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v.35, n.4, p.767- 795, out-dez., 2005.
- Carneiro, P.; Heckman, J. J.; Masterov, D. V. *Labor market discrimination and racial difference in premarket factors*. *Journal of Law and Economics*, Chicago, The University of Chicago, v. XLVIII, n. 1, p. 1-39, Apr. 2005.
- Cavaliere, C. H. e Fernandes, R. Diferenciais de Salários por Gênero e Cor: Uma Comparação entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras. In: *Revista de Economia Política*, vol.18, nº 1, Janeiro-Março 1998.
- Cirino, Jader Fernandes; Lima, João Eustáquio. Diferenças de Rendimento entre as Regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. *Revista Econômica do Nordeste*. v 43, nº 02, abr-jun. 2012.
- Coelho, D.; Veszteg, R.; Soares, F. V. Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. Brasília, DF: IPEA, 2010. (Texto para Discussão, n. 1483).
- De la Rica, S.; Dolado, J. J.; e Llorens, V. (2005), “*Ceilings and Floors: Gender Wage Gaps by Education in Spain*”, IZA – Institute for the Study of Labor, Discussion Paper 1483.

- Fernandes, R. Desigualdade salarial: aspectos teóricos. In: Coerseuil, C.H. *et al.*(orgs.), Estrutura salarial: aspectos conceituais e novos resultados para o Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, 2002.
- Fontes, G.; Simões, R.; Hermeto, A. M. Diferenciais regionais de salário no Brasil, 1991 e 2000: uma aplicação dos modelos hierárquicos. In: Encontro Nacional de Economia, 34., 2006, Salvador, BA. Anais... Salvador: ANPEC, 2006.
- Giuberti, A. C.; Menezes-Filho, N. Discriminação por gênero: uma comparação entre Brasil e os Estados Unidos. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 9, n. 3, p. 369-384, jul./set. 2005.
- Heckman, J. *Sample selection bias as specification error*. *Econometria*. Vol.47. Nº1. pp. 153-161. 1979.
- Henriques, R. 2001. “Desigualdade racial no Brasil: a evolução das condições de vida na década de 90”. (Texto para discussão n. 807).
- Hersen, A. ; Staduto, J. A. R. . Decomposição do rendimento do trabalho: uma análise entre regiões metropolitanas e não metropolitanas brasileiras. In: VIII ENABER, 2010, Juiz de Fora - Minas Gerais. VIII Encontro Nacional da Associação de Estudos Regionais e Urbanos ENABER, 2010.
- Hirsch, B; König, M; Möller, J. *Is There a Gap in the Gap? Regional differences in the gender pay gap Scottish*. IZA, june. 2009. (Discussion Paper, nº. 4231)
- Holanda, AL; Barbosa, F. Diferencial de Salários Entre OS Setores Público e Privado no Brasil: hum Modelo de ESCOLHA endógena. Texto para discussão n ° 1753, IPEA. 2012.
- Oaxaca, R. *Male-female wage differentials in urban labor markets*. *International Economics Review*, v. 14. n. 3, p. 693-709, 1973.
- Oliveira, A. M. H. C.; Rios-Neto, E. L. G. Tendências da desigualdade salarial para coortes de mulheres brancas e negras no Brasil. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 36, n. 2, p. 205-236, abr./jun. 2006.
- O’Neil, J. *The trend in the male-female wage gap in the United States*. *Journal of Labor Economics*, Chicago, University of Chicago Press, v. 3, n. 1, Part 2: trends in women’s work, education, and family building, p. 91-116, Jan. 1985.
- Khanna Shantanu, “*Gender Wage Discrimination in India: Glass Ceiling Or Sticky Floor?*”, *Working paper* nº. 214, *Center of Development Economics*, Delhi School of Economics, University of Delhi. (2012).
- Kidd, M. e Shannon, M. (1996), “The Gender Wage Gap: A Comparison of Australia and Canada”, *Industrial and Labor Relations Review*, 49, 729-738.
- Koenker, R. e Bassett, G. *Regression Quantiles*, *Econometrica*, 46, v.1, pp.33-50, 1978. Disponível em <<http://www.periodicos.capes.gov.br>>. Acesso em: 05 de abril de 2014.
- Leme, M. C. S.; Wajnman, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: Henriques, R. (org.), *Desigualdade e pobreza no Brasil*. IPEA, 2000.
- List, J. A. & Rasul, I. (2011), Field experiments in labor economics, in O. Ashenfelter & D. CARD, eds, ‘Handbook of labor economics’, Vol. 4, Elsevier, Amsterdam, pp. 103–227.
- Loureiro, Paulo R. A. (2003), “Uma Resenha Teórica e Empírica sobre Economia da Discriminação”, *Revista Brasileira de Economia*, 57, no.1, 125-157.
- 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.
- Menezes, A. W. F. ; Bispo Filho, L.M. Segmentação e discriminação no mercado de trabalho de Salvador. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 35, n.4, p. 538-556, 2004.
- Rocha, R.M; Silveira Neto, R.M; Gomes, S.M.F.P.O; Maiores Cidades, Maiores Habilidades Produtivas: Ganhos de Aglomeração ou Atração de Habilidade? Uma Análise para as Cidades Brasileiras. In: Forum BNB de Desenvolvimento / ANPEC Nordeste. Fortaleza, 2011.

- Salvato, M. A.; Maria, T. F. S.; Cardoso, M. B. R. C.; Moreira, S. A. M. "Mercado De Trabalho Em Minas Gerais E Bahia: Considerações sobre uma análise da discriminação de raça e gênero," in: Anais do XIII Seminário sobre a Economia Mineira. Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais. 2008.
- Satel, C. I. R. ; Souza, S. C. I. ; Campos, M. F. S. S. Rendimentos no mercado de trabalho catarinense: uma aplicação da regressão quantílica. In: V Encontro de Economia Catarinense, 2011, Florianópolis. V Encontro de Economia Catarinense, 2011.
- Soares, S. S. D. O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Brasília: Ipea, nov. 2000 (Texto para Discussão, n. 769).
- Soares, W. R. . Diferenças Salariais no Nordeste: Uma Análise via Regressão Quantílica. In: Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará. (Org.). Economia do Ceará em Debate. Fortaleza: Ipece, 2009.
- Souza. P.F.L; Salvato. M.A; França. J.M.S. "Ser mulher e negro no Brasil ainda leva a menores salários?" Uma análise de discriminação para Brasil e regiões: 2001 e 2011. In: Anais do Encontro ANPEC, 2013.