

DECOMPOSIÇÃO DO DIFERENCIAL REGIONAL DE SALÁRIO ENTRE GÊNEROS: UMA ABORDAGEM POR REGRESSÕES QUANTÍLICAS

Isabela Luciana Araujo Neri

Mestre em Economia pela UFPB

Professora da UFRPE/UAST

Ignácio Tavares de Araújo Júnior

Doutor em Economia pela UFPE

Professor do UFPB /PPGE

Nayana Ruth Mangueira de Figueiredo

Mestre em Economia pela PPGE/UFPB

Doutoranda do PIMES

José Márcio dos Santos

Bacharel em economia pela URCA

Mestrando em economia pelo PPGE/UFPB

Resumo

O presente artigo tem como objetivo estudar o diferencial de salários por gêneros entre as regiões brasileiras. Usualmente, a estimação dos diferenciais é realizada através da decomposição de Oaxaca-Blinder. Porém, tal procedimento emprega regressões através de médias condicionadas, o que implicaria em uma limitação dos resultados obtidos. Uma alternativa metodológica a esta estimação é a técnica das regressões quantificas, que se baseia na estimação ao longo dos diversos pontos da distribuição, obtendo resultados mais robustos. Dentro deste contexto, este trabalho tem por objetivo estimar o diferencial salarial entre gêneros para as cinco regiões brasileiras em cada ponto da distribuição de renda. Os dados utilizados foram extraídos da Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD) dos anos de 1996 e 2006. Os principais resultados mostram que ao longo da distribuição as regiões que apresentaram maior grau de desenvolvimento econômico também formam aquelas que demonstraram uma distribuição de renda mais igualitária.

PALAVRAS-CHAVES: Discriminação por Gênero, Regressões Quantílicas, Diferenciais Salariais.

Abstract

Earnings differentials has obtaining great emphasis in the national literature as form of evaluate the discrimination's level among gender. Usually, earnings differentials are estimate through the decomposition of Oaxaca-Blinder. However, this procedure uses regressions through conditioned averages, what would implicate in a limitation of the obtained results. A methodological alternative to a decomposition of Oaxaca-Blinder is the technique of quantile regressions, that base on the estimate along the several points of the distribution, obtaining robust results. Inside of this context, this paper aim to esteem the men and women's remuneration for each point of the distribution of income along the five Brazilian geographical areas. The data were extracted of the National Research for Samples of Homes

(PNAD) of the years of 1996 and 2006. The principal results show that through of the incomes distribution, the areas Center-West, South and Southeast of the country present great wages inequalities on behalf of the men, in spite of the largest education presented by the women. In general terms, in majority of the country, the discrimination has been increasing, or if maintained constant. The areas that presented larger degree of economical development demonstrated an equalitarian incomes distribution.

KEYWORDS: Gender Discrimination; Quantile Regression; Wage Differentials

1. INTRODUÇÃO

Um dos princípios básicos estabelecidos pela Constituição Brasileira é a igualdade em direitos e deveres ao qual homens e mulheres estão submetidos. Dentro deste princípio, não deve haver distinção, ou tratamento diferenciado, entre homens e mulheres em qualquer ambiente¹. Apesar do que prescreve a Carta Magna, constata-se diversas formas de discriminação entre homens e mulheres na cultura brasileira, em prejuízo a estas últimas. A tradição patriarcal, originada no período do Brasil Colônia, definiu um papel secundário às mulheres, atribuindo-lhes determinadas colocações e estabelecendo uma divisão de funções entre os gêneros. Tal segregação acabou por se manifestar também no ambiente econômico, mais precisamente, no mercado de trabalho.

Além dos elementos discriminatórios entre os gêneros no mercado de trabalho brasileiro o lado mais crítico se revela quando da inserção no mercado de trabalho, pois se evidencia a prática de segmentação salarial por gênero entre as profissões e para as diferentes regiões. Essa discriminação gera imperfeição no mercado que impede o indivíduo de receber uma remuneração condizente com seus atributos produtivos. Neste sentido, a economia da discriminação contribui para explicar a formação destas diferenças existentes entre a remuneração entre as regiões e entre os gêneros.

No Brasil, o diferencial salarial por gênero é componente importante da desigualdade de renda do país. Estimativas realizadas por Leme e Wajnman (2001) apontam grande diferencial de salários entre os gêneros – em média, os homens recebem 40% a mais que as mulheres. Vale ressaltar, que esses números não estão associados à questão da produtividade, pois tanto homens, mulheres, negros ou brancos são submetidos aos mesmos postos de trabalho com idênticos atributos produtivos; entretanto, remunerados de forma diferenciada.

A literatura sobre discriminação indica que indivíduos com as mesmas características, deveriam ser remunerados da mesma forma. Entretanto, observa-se exatamente o contrário desta situação. Raça e o gênero são apontados como os principais elementos que contribuem para as diferenças salariais encontradas, proporcionando uma discriminação e uma diferenciação salariais entre indivíduos com as mesmas características. Este pensamento é reforçado por Santos e Ribeiro (2006), ao enfatizar o poder que a discriminação exerce sobre os rendimentos dos indivíduos.

Em todos os modelos a discriminação ocorre quando trabalhadores não são remunerados de modo “justo”, ou seja, de acordo com suas produtividades. Desta forma, a caracterização da discriminação se dá quando não é possível justificar a partir de medidas de produtividade pessoais, os diferenciais de rendimento (SANTOS e RIBEIRO, 2006).

Segundo estes autores, esse tipo de discriminação é denominado de *postmarket discrimination*, devido ao fato da discriminação ocorrer quando os trabalhadores já se encontram no mercado de trabalho. Nesse sentido, há algumas variáveis, como educação e experiência, que tentam explicar essa diferença salarial a partir da teoria do capital humano.

¹ Artigo 5º, inciso I da Constituição da República Federativa do Brasil.

Esta teoria estabelece que quanto maior o estoque de capital humano desenvolvido por uma pessoa, maiores serão os seus ganhos ao longo da sua vida, pressupondo que exista um mercado de trabalho competitivo e funcionando em perfeito equilíbrio. Através do investimento em capital humano há um aumento da produtividade e por consequência um crescimento no rendimento real do trabalhador, possibilitando um surgimento de diferenciais salariais entre os indivíduos.

2. ESPECIFICAÇÕES ECONOMÉTRICAS

2.1 Decomposições por regressões pela média

A decomposição de Oaxaca considera, inicialmente, que existem dois tipos de trabalhadores, homens e mulheres, igualmente produtivos. Assim, tem-se que a maneira mais elementar para estimar os rendimentos do trabalhador é incluir uma *dummy* de sexo nas regressões de rendimentos. Desta forma, esta expressão será determinada por:

$$\ln(W_m) = X_m' \beta_m + u_m \quad (1)$$

$$\ln(W_h) = X_h' \beta_h + u_h \quad (2)$$

Onde X_m e X_h é o vetor $k \times 1$ de características determinantes do salário para o mulheres e homens, β é um vetor $k \times 1$ de parâmetros desconhecidos, G_m e G_h são variáveis binárias que adotam, δ são os parâmetros desconhecidos e u_m e u_h é um termo de erro para mulheres e homens.

Através da metodologia da decomposição de Oaxaca, uma situação de discriminação será evidenciada quando, no caso do sexo $w_H \neq w_M$, onde $w_H > w_M$. Logo o patamar de salário é dado pelo coeficiente de discriminação. A discriminação é medida através da diferença logarítmica dos salários médios entre os homens e mulheres, onde esta diferença é expressa por $\Delta w = w_H - w_M$. Empregado a metodologia da decomposição de Oaxaca, tem-se que a diferença salarial será definida por:

$$\ln(W_h) - \ln(W_m) = (\bar{X}_h - \bar{X}_m)' \hat{\beta}_h - \bar{X}_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_h) \quad (3)$$

O termo $\bar{X}_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_h)$ expressa a diferença de salários explicada pela valorização diferenciada de um mesmo atributo presente em homens e mulheres. O termo $(\bar{X}_h - \bar{X}_m)' \hat{\beta}_h$ representa a diferença salarial explicada pelas diversas formações técnicas dos trabalhadores, representadas pelas variáveis mensuráveis. Os dois termos iniciais da expressão representam o diferencial salarial atribuído à existência de discriminação no mercado de trabalho, enquanto o terceiro termo representa a parte relativa à diferença de capacidade técnica ou produtiva dos indivíduos.

Esse método de decomposição de Oaxaca-Blinder é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), trazendo consigo as propriedades ótimas dos estimadores de MQO, onde os resíduos de cada regressão devem ter média zero. A regressão é avaliada na média das variáveis explicativas, com valor previsto dos rendimentos de sua média não condicional.

Segundo Santos e Ribeiro (2006), esse método de decomposição apresenta limitações por está baseada em modelos de regressões que geram médias condicionais. Isso significa que

se têm apenas valores referentes aos rendimentos médios, o que é insuficiente para estudar e compreender mais profundamente o mercado de trabalho.

Portanto, a identificação da discriminação no que se refere a sua mensuração apresenta problema quando são utilizadas as regressões na média ou até mesmo na mediana. A superação deste problema deu-se com o desenvolvimento do método das regressões quantílicas. Este método vem sendo empregado tanto na literatura internacional, com Machado e Mata (2004), quanto nacional, com Guimarães (2001), Santos e Ribeiro (2006) e Bartalotti e Leme (2007).

2.2 Decomposições por Regressões Quantílicas

O método de estimações por regressões quantílicas desenvolvido por Koenker e Basset (1978) não necessita da suposição básica do método de Mínimos Quadrados Ordinários, o qual considera que os erros são homocedásticos. Desta forma, a estimação por quantis é realizada de forma mais robusta, principalmente quando a distribuição dos erros forem heterocedásticos e/ou não-gaussiano.

Um foco exclusivo numa regressão pela média pode prover uma impressão enganosa sobre a variação na magnitude da remuneração por gênero “*ceteris paribus*” ao longo da distribuição salarial. Vários métodos diferentes recentemente usados na literatura permitem a construção básica de distribuições contrafactuais de salários sob condições específicas. Estes métodos geralmente requerem tamanhos de amostra relativamente grandes e não são recomendados quando as amostras disponíveis tendem a serem pequenas.

A abordagem por regressões quantílicas provê uma alternativa para dados menos complexos, mas que pode ser informativa sobre o impacto das co-variáveis para diferentes pontos da distribuição condicionada dos salários. Em um modelo de regressões quantílicas, a análise distancia-se da média para outros pontos selecionados na distribuição condicionada dos salários, e a estimação é realizada em termos absolutos ao invés do uso de Mínimos Quadrados Ordinários. Este estimador é conhecido como Estimador de Desvios Absolutos Mínimas.

Assumimos o modelo agrupado, descrito em (1), como uma caracterização aceitável do processo que determina os salários, os coeficientes da regressão pela média podem ser obtidos escolhendo os valores dos coeficientes que minimizam L .

Assim, L assume a seguinte forma:

$$L = \sum_{i=1}^n \left| w_i - x_i' \beta - \delta G_i \right| = \sum_{i=1}^n (w_i - x_i' \beta - \delta G_i) \operatorname{sgn}(w_i - x_i' \beta - \delta G_i) \quad (4)$$

onde $\operatorname{sgn}(a)$ é o índice de a , 1 se a é positivo, e -1 se a é negativo ou zero.

A estimação de um conjunto de funções quantílicas condicionais permite a delineação de uma representação mais detalhada da relação entre a distribuição condicionada dos salários e as co-variáveis selecionadas.

Dada a formulação linear do modelo de regressão, os coeficientes estimados podem ser obtidos através de técnicas de programação linear. Em contraste com a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários, a técnica das regressões quantílicas é menos sensível a excessos e fornece um estimador mais robusto em face do relaxamento da hipótese da normalidade (KOENKER, 2005) e (KOENKER e BASSETT, 1978). Modelos de regressões quantílicas também podem ter propriedades melhores que os modelos de mínimos quadrados ordinários na presença de heteroscedasticidade. (DEATON, 1997).

Geralmente é desejável usar regressões quantílicas à abordagem pela média. Usando esta mesma metodologia, a equação do logaritmo do salário pode ser condicionalmente estimada sobre uma dada especificação e então calculada para vários percentis dos resíduos por minimização da soma dos desvios absolutos dos resíduos da especificação condicionada. No contexto do modelo de regressão especificado, a estimação de regressões quantílicas permite a estimação do parâmetro δ a 10°, 25°, 50°, 75° e 90° percentis. As estimativas obtidas para δ nos permitem estabelecer a magnitude da remuneração por gênero a pontos diferentes da distribuição condicionada dos salários.

A fórmula assintótica para a determinação da matriz de variância-covariância é conhecida como a verdadeira matriz variância-covariância na presença da heterocedasticidade. A abordagem convencional mais adotada para calcular a matriz variância-covariância é o método “bootstrapping”, sendo este procedimento o adotado nas aplicações empíricas.

No contexto da estimação inerente em (3), o retorno médio por gênero é provido pela estimação de δ . Chamberlain (1994) usou este tipo de modelo para avaliar o efeito de salário de uniões a pontos diferentes da distribuição condicionada de salário. Porém, a extensa literatura em decomposições de remunerações, como enfatizado em (2), emprega equações de salários distintas para cada gênero. No contexto da estimação dos modelos de regressões quantílicas através dos gêneros, a decomposição da remuneração em diferentes quantis não é completamente direta.

Um dos aspectos fundamentais em qualquer decomposição é determinar a seleção apropriada de características com a qual se deve empreender uma estimação contrafactual. No modelo de regressão linear pela média, é intuitivo usar características médias. Embora o uso das características dadas pela média é possível com os coeficientes estimados por regressões quantílicas, elas podem prover resultados enganosos para as características em outros pontos que o salário condicionado médio para o qual eles se relacionam. Parece mais apropriado para usar estimações que melhor refletem os pontos relevantes na distribuição condicionada dos salários.

Para avaliar este ponto mais claramente, definimos uma regressão quantílica para uma sub-amostra do gênero homem:

$$w_h = X_h' \beta_{\theta_h} + u_{\theta_h} \quad (5)$$

Onde $Q_\theta(w_h / X_h) = X_h' \beta_{\theta_h}$ e $Q_\theta(u_{\theta_h} / X_h) = 0$ e θ denotam a regressão quantílica de interesse. Além disto, X_h é uma matriz ($k \times n_1$) de características para a amostra de trabalhadores homens, onde n_1 é o tamanho de amostra, β_{θ_h} é um vetor $k \times 1$ de parâmetros desconhecidos para os θ° da regressão quantílica do gênero masculino.

Defina a regressão quantílica para uma sub-amostra do gênero feminino como:

$$w_f = X_f' \beta_{\theta_f} + u_{\theta_f} \quad (6)$$

Onde $Q_\theta(w_f / X_f) = X_f' \beta_{\theta_f}$ e $Q_\theta(u_{\theta_f} / X_f) = 0$. Neste caso X_f é uma matriz ($k \times n_2$) de características para a amostra de trabalhadores, onde n_2 é o tamanho da amostra, β_{θ_f} é um vetor $k \times 1$ de parâmetros desconhecidos para os θ° da regressão quantílica do gênero feminino.

Agora:

$$Q_\theta(w_h) = E[X_h / w_h = Q_\theta(w_h)]' \beta_{\theta h} + E[u_{\theta h} / w_h = Q_\theta(w_h)] \quad (7)$$

$$Q_\theta(w_f) = E[X_f / w_f = Q_\theta(w_f)]' \beta_{\theta f} + E[u_{\theta f} / w_f = Q_\theta(w_f)] \quad (8)$$

onde $E(\cdot)$ denota o operador de esperança. Neste caso são $E[u_{\theta h} / w_h = Q_\theta(w_h)] \neq 0$ e $E[u_{\theta f} / w_f = Q_\theta(w_f)] \neq 0$. As características usadas em (7) e (8) são avaliadas condicionalmente para o valor quantílico do logaritmo do salário não-condicionado ao valor quantílico do logaritmo do salário não-condicionado. Além disto, as condições $E[u_{\theta h} / w_h = Q_\theta(w_h)]$ e $E[u_{\theta f} / w_f = Q_\theta(w_f)]$ são não-nulos e provem uma indicação se para um dado quantil, o modelo de regressão sobre-prediz ou sob-prediz o logaritmo do salário. Estas condições não aparecem na regressão pela média e assim, em uma decomposição por regressões quantílicas, haverá alguma parte da remuneração não caracterizada por qualquer atributo ou componentes de tratamento a todos os quantis da distribuição condicionada de salários.

Decompondo a remuneração entre gêneros a diferentes pontos da distribuição condicionada de salários, o retorno ao θ° quantil é definido como Δ_θ e este pode ser decomposto em três partes:

$$\Delta_\theta = Q_\theta(w_h) - Q_\theta(w_f)$$

$$\Delta_\theta = \left[E[X_h / w_h = Q_\theta(w_h)] - E[X_f / w_f = Q_\theta(w_f)] \right]' \beta_{\theta h} + E[X_f / w_f = Q_\theta(w_f)]' [\beta_{\theta h} - \beta_{\theta f}] + \left[E[u_{\theta h} / w_h = Q_\theta(w_h)] - E[u_{\theta f} / w_f = Q_\theta(w_f)] \right]$$

Isto representa a regressão quantílica análoga para a decomposição pela média descrita em (2). A primeira parte é o atributo convencional e determina a proporção da remuneração ao θ° quantil explicado por diferenças setoriais nas características médias condicionais neste ponto. A segunda parte representa os componentes de tratamento convencionais avaliados, não por uma média não-condicional ($E[X_p]$), mas por um valor condicionado médio em um valor quantílico particular do logaritmo do salário das mulheres. O componente final determina a proporção da diferença no logaritmo dos salários não-explicados pelas regressões quantílicas para os dois gêneros.

Para complementar este procedimento necessita-se calcular as partes componentes de (8). Neste caso usa-se a abordagem da regressão auxiliar proposta por Gardeazabal e Ugidos (2005). Para o calculo dos vetores para a realização de variáveis condicionais exploratórias usa-se a seguinte decomposição:

1. $Q_\theta(w_h)$ e $Q_\theta(w_f)$ são facilmente calculados. Por exemplo, a regressão quantílica do logaritmo do salário dos homens (mulheres) sob rendimentos em condições constantes para o logaritmo salarial relevante para o quantil particular para cada gênero.
2. O procedimento da regressão quantílica esboçado sobre estimativas de rendimentos para os vetores ($\beta_{\theta h}$ e $\beta_{\theta f}$).
3. O calculo das condições esperadas condicionais $E[X_h / w_h = Q_\theta(w_h)]$ e $E[X_f / w_f = Q_\theta(w_f)]$ envolve um pouco mais trabalho. Neste caso necessita-se

distinguir entre três tipos de variáveis explicativas geralmente usaram em uma especificação salarial. Estas são:

- i. Variáveis explicativas contínuas;
- ii. Variáveis explicativas binárias simples; e
- iii. Conjuntos de variáveis explicativas binárias mutuamente exclusivas.

Estes três casos que serão examinados a seguir:

(i) Variáveis Explicativas Contínuas

Neste caso, regressi-se a variável explicativa contínua (por exemplo, idade) no logaritmo do salário usando uma regressão bivariada linear. Assumindo o modelo seguinte é estimando por Mínimos Quadrados Ordinários usando uma sub-amostra de trabalhadores do gênero feminino.

$$Idade_i = a_0 + a_1 w_i + u_i \quad (9)$$

Para computar a idade condicional no logaritmo do salário ao θ° quantil avalia-se que:

$$\widehat{E}[Idade_i / w_f = Q_\theta(w_f)] = \widehat{a}_0 + \widehat{a}_1 Q_\theta(w_f) \quad (10)$$

onde o valor de salário usado na regressão por mínimos quadrados ordinários é logaritmo ao θ° quantil.

A média condicional agora determina a idade predita para as mulheres ao θ° quantil do logaritmo do salário do gênero feminino. Um exercício semelhante pode ser aplicado para obter então a esperança condicional usando o logaritmo do salário do gênero masculino.

(ii) Variável Binária Simples

Neste caso, usa-se um modelo de logit e regride a variável binária simples (por exemplo, gênero) no logaritmo do salário usando uma sub-amostra de trabalhadores do gênero feminino. Então:

$$\widehat{E}[gênero / w_f = Q_\theta(w_f)] = F[\widehat{\gamma}_0 + \widehat{\gamma}_1 Q_\theta(w_f)] \quad (11)$$

onde F representa o CDF para a logística e $\widehat{\gamma}_0$ e $\widehat{\gamma}_1$ representam as estimativas dos coeficientes logit de máxima probabilidade. O valor do salário usado em conjunto com estas estimativas são os logaritmos do salário do gênero feminino ao privado ao θ° quantil. Um exercício semelhante pode ser aplicado para obter a esperança condicionada usando o logaritmo do salário do gênero masculino.

(iii) Um Conjunto de Variáveis Binárias Mutuamente Exclusivas

Neste caso, usa-se um modelo logit multinomial e regride-se a variável com k resultados (por exemplo, ocupação codificada 1,2,3... ,k) no logaritmo do salário do gênero feminino. Os coeficientes são então usados para calcular os resultados preditos para os diferentes quantis do logaritmo dos salários dos homens (mulheres). Gardeazabal e Ugidos (2005) sugerem o uso de um modelo de regressão binário para todas as variáveis binárias. Contudo, é mais apropriado usar um modelo de resultados múltiplos para onde os resultados relacionam-se a um conjunto de variáveis binárias mutuamente exclusivas.

4. O componente final da decomposição pode ser calculado como um resíduo dado que o restante da informação já está disponível por passos 1 a 3 anteriormente descritos

3. PROCEDIMENTO METODOLÓGICO E DESCRIÇÃO DOS DADOS

A base de dados empregada nas estimações constituiu-se no uso da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1996 e 2006. As variáveis utilizadas foram: rendimento mensal do trabalhador principal, horas trabalhadas por semana do trabalhador principal, anos de estudo e raça, e foram realizados filtros. As variáveis do modelo serão salário (W), horas (H), educação (S) e experiência (t), controladas pelas variáveis estado, atividade e sindicato.

Foi gerado uma variável que corresponde a salário hora $wh = SN/4.h$, além de logaritmizar a variável para medir em termos de elasticidade. A variável experiência, que aqui se constitui numa *proxy*, foi obtida da seguinte forma: $t = Id - SN - 6$, onde foram considerados apenas os dados positivos onde $t < 0$. Todos os procedimentos acima foram realizados para preparar a base de dados para a estimação da equação de salários da decomposição de Oaxaca.

Como ressaltam Santos e Ribeiro (2006) a validade da decomposição de Oaxaca para medir discriminação depende se temos controle para todas as dimensões em que as habilidades dos dois grupos diferem e são correlacionadas com os controles incluídos na regressão. Se há algumas características de habilidades que afetam os ganhos que são correlacionados com as características incluídas na regressão, mas que nós deixamos fora do modelo teremos medidas incorretas da discriminação no mercado de trabalho por viés e/ou inconsistência dos coeficientes (sejam angulares ou lineares).

Esta *proxy* é estimada em função da dificuldade de se encontrar uma variável que possa refletir melhor a questão da experiência. O problema aqui relacionado ocorre em função da existência de uma limitação, devido há uma dificuldade de qualificar o número de anos de estudo com informações adicionais com respeito ao tipo e a qualidade da escolaridade recebida. Assim, idade e educação são insuficientes para determinar sua experiência efetiva. Portanto, o resultado da inclusão de uma medida de experiência que considera todo o tempo decorrido desde a obtenção do grau máximo de escolaridade pode acarretar erro de mensuração nas regressões de rendimentos femininas e conseqüentemente superestimação da discriminação.

Outro problema relacionado à mensuração é a endogeneidade. No caso masculino, a oferta de trabalho indica que os homens participam e recebem salários independente de seus ganhos esperados, o que permitiria a inclusão da variável experiência efetiva nas equações de salários, sem sérios risco de endogeneidade. No caso das mulheres, a participação acumulada, ou seja, a experiência parece ser fortemente determinada pelos salários oferecidos pelo mercado de trabalho, uma vez que a elasticidade da oferta de trabalho feminino com respeito aos salários tem sido mostrada na literatura como positiva e elevada. Por essa razão, as regressões dos rendimentos femininos com respeito aos salários têm sido mostradas na literatura como positiva e elevada.

Outro problema de mensuração está no viés de seleção. Isso porque, a amostra das mulheres trabalhadoras pode não ser representativa da população das mulheres. É possível que o grupo não esteja distribuído aleatoriamente com respeito aos níveis de algumas características não observável importante para o mercado de trabalho. Observe que ignorar que à medida que vai se adicionando mulheres menos capazes e, portanto, com salários mais

baixos, levará a um viés de uma subestimação dos aumentos salariais recebidos pelas mulheres ao longo do tempo.

Em função das limitações da metodologia de decomposição pela média, será utilizado a regressão por quantil, a fim de se inserir no esforço de analisar o diferencial de salários que se forma no mercado de trabalho brasileiro.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Sendo o objetivo deste trabalho a estimação da discriminação e da remuneração de atributos na definição salarial do mercado de trabalho, é necessária, inicialmente, uma análise dos dados brutos como forma de dimensionar e caracterizar o tamanho da população estudada. A tabela 1 apresenta o número de trabalhadores principais por sexo e por região, tanto para o ano de 1996 como para 2006.

Tabela 1 – Número de observações por região para os anos de 2005 e 2006

Regiões	1996		Total	2006		Total
	Homens	Mulheres		Homens	Mulheres	
Norte	1.720	1.171	2.891	4.245	2.650	6.895
Nordeste	7.660	4.998	12.658	10.834	7.688	18.522
Sul	12.102	7.446	19.548	13.057	9.821	22.878
Sudeste	18.891	11.842	30.733	18.809	14.561	33.370
Centro-Oeste	4.154	2.737	6.891	5.601	4.067	9.668
Total	44.527	28.194	72.721	52.546	38.787	91.333

Fonte: Dados da PNADs 1996 e 2006.

Como pode ser visto na tabela anterior, o número total de trabalhadores entre os dois gêneros cresceu expressivamente no período de dez anos. Contudo, a participação feminina cresceu acima da participação masculina no período. Enquanto o total da mão-de-obra masculina aumentou em 18% em dez anos, a taxa de crescimento da mão-de-obra feminina foi de 37%. Em termos regionais, o maior aumento relativo foi registrado na região Norte – onde a taxa de crescimento da mão-de-obra masculina foi de 146,8% contra 126,3% da taxa feminina. Contudo, nas demais regiões o crescimento da mão-de-obra feminina foi superior à masculina. Os destaques ficam por conta das regiões Nordeste e Centro-Oeste, cujas taxas de crescimento da participação feminina formam de 53,8% e 48,5%, respectivamente. Essas regiões registraram também as maiores expansões na mão-de-obra masculina, com taxas de crescimento de 41,4% no Nordeste, e 34,8% para o Centro-Oeste. A região Sul apresentou uma variação de 31% no crescimento da mão-de-obra feminina, valor este que para o gênero masculino foi de apenas 7,8%. A região Sudeste demonstrou baixa expansão no emprego regional ao registrar as menores taxa de crescimento entre os dois gêneros. Enquanto a mão-de-obra masculina apresentou decréscimo de 0,43% no período 1996-2006, a taxa de crescimento feminina foi de aproximadamente 22%.

Em relação à remuneração recebida, o cálculo do salário médio permitiu estabelecer uma comparação dos rendimentos médios por hora de homens e mulheres por região estudada. O resumo destes valores pode ser observado na tabela 2 a seguir.

A partir dos dados expressos na Tabela 2, pode-se observar que em 1996 os maiores hiatos salariais estavam nas regiões Sudeste e Nordeste, a região mais desenvolvida e a mais atrasada tendo os maiores hiatos salariais. O hiato salarial diminuiu na região Nordeste, quase inexistindo após 10 anos, passando a ser a região com menor hiato salarial entre gêneros. A

região Sudeste também se manteve num apresentou em 2006 hiatos salariais menores se comparado a outras regiões.

Tabela 2 - Salário Médio/hora por região em R\$

Regiões	1996		2006	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Norte	4,054	3,528	7,026	5,536
Nordeste	3,095	2,521	5,234	5,030
Sul	3,939	3,199	7,578	5,889
Sudeste	4,413	3,481	7,910	6,412
Centro-Oeste	4,419	4,059	9,103	7,755

Fonte: Estimaco das PNADs1996 e 2006

O que se pode inferir é que na literatura é normalmente associado aos hiatos salariais entre gêneros a regiões pouco desenvolvidas. No caso da região Nordeste, pouco desenvolvida, esse hiato é pequeno, mas isso não contradiz a idéia de que regiões pouco desenvolvidas teriam hiatos salariais maiores, mas isso se deve aos já baixos salários na região que impedem que exista uma grande diferença entre os salários dos homens e das mulheres. Daí a importância de estudar os diferenciais de salário ao longo da distribuiço.

Passando a analisar o nível educacional constatou uma superioridade das mulheres frente aos homens em todas as observaçes realizadas. A Tabela 3 fornece os valores médios de anos de estudo dos homens e das mulheres por região. Esta diferença mostrou-se maior nas regiões Norte e Nordeste, onde a diferença ficou em torno de 1,7 anos para a primeira região e 1,9 anos na segunda região.

Tabela 3 – Anos Médios de Estudo

Regiões	1996		2006	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Norte	7,019	8,528	7,425	9,334
Nordeste	5,645	7,610	7,121	9,037
Sul	6,832	7,933	8,497	9,494
Sudeste	7,125	8,179	8,764	9,696
Centro-Oeste	6,813	8,220	8,460	9,949

Fonte: Estimaco das PNADs 1996 e 2006

As análises anteriores permitiram traçar um “panorama” acerca da situaço geral dos indivíduos analisados. Entretanto, apenas a partir do estudo dos resultados obtidos pelos coeficientes das variáveis inseridas nas estimaces é que se pode realizar uma análise dos reais efeitos da discriminaço sobre os indivíduos.

Os resultados obtidos empregando a análise por regressões quantílicas, para os dois gêneros no período de 1996 e 2006, possibilita identificar o efeito das variáveis explicativas sobre o salário em diferentes pontos da distribuiço de renda.

Tabela 4 Regressões Quantílicas para as mulheres: 1996-2006

OLS	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
1996					
Experiência	0.0288 (0.005)	0.0370 (0.001)	0.0410 (0.001)	0.0496 (0.001)	0.0597 (0.002)
Experiência ²	-0.0003 (0.000)	-0.0004 (0.000)	-0.0004 (0.000)	-0.0004 (0.000)	-0.0006 (0.000)
DNordeste	-0.1898 (0.103)	-0.0952 (0.029)	-0.0567 (0.028)	-0.0616 (0.033)	-0.0590 (0.047)
DNorte	-0.6099 (0.071)	-0.2834 (0.020)	-0.2793 (0.019)	-0.3236 (0.022)	-0.3403 (0.032)
DSul	-0.0125 (0.066)	0.1234 (0.019)	0.0740 (0.018)	-0.0178 (0.021)	-0.1149 (0.030)
DSuldeste	0.0630 (0.063)	0.1492 (0.018)	0.1075 (0.017)	0.0273 (0.020)	-0.1149 (0.030)
Draça	0.1565 (0.059)	0.1244 (0.017)	0.1475 (0.016)	0.1805 (0.018)	0.2331 (0.026)
DSind	0.4442 (0.049)	0.3090 (0.014)	0.2718 (0.013)	0.2210 (0.015)	0.1758 (0.022)
DAtiv	-0.5745 (0.110)	-0.2218 (0.031)	-0.1512 (0.029)	-0.1623 (0.035)	-0.0779 (0.049)
Constante	-2.4143 (0.104)	-1.6782 (0.028)	-1.4381 (0.027)	-1.1447 (0.032)	-0.8642 (0.045)
Pseudo R2	0.2331	0.2556	0.2828	0.2987	0.2805
2006					
Anos de estudos	0.1453 (0.0057)	0.1201 (0.0011)	0.1333 (0.0012)	0.1491 (0.0013)	0.1641 (0.0028)
Experiência	0.0399 (0.0052)	0.0279 (0.0010)	0.0332 (0.0010)	0.0415 (0.0010)	0.0477 (0.0021)
Experiência ²	-0.0006 (0.0001)	-0.0002 (0.0000)	-0.0002 (0.0000)	-0.0003 (0.0000)	-0.0004 (0.0000)
DNordeste	-0.1735 (0.0950)	-0.1351 (0.0198)	-0.1171 (0.0200)	-0.1681 (0.0198)	-0.2632 (0.0383)
DNorte	-0.8532 (0.0746)	-0.3372 (0.0154)	-0.3129 (0.0156)	-0.3322 (0.0155)	-0.3912 (0.0301)
DSul	-0.0640 (0.0719)	0.0146 (0.0148)	-0.0349 (0.0150)	-0.1342 (0.0148)	-0.2616 (0.0287)
DSuldeste	-0.1877 (0.0683)	-0.0030 (0.0141)	-0.0438 (0.0142)	-0.1185 (0.0141)	-0.1961 (0.0273)
DRaça	0.0460 (0.0584)	0.0869 (0.0120)	0.1041 (0.0121)	0.1063 (0.0118)	0.1196 (0.0227)
DSind	0.5355 (0.0508)	0.2388 (0.0110)	0.2274 (0.0110)	0.2101 (0.0108)	0.1606 (0.0209)
DAtiv.	-0.8090 (0.1318)	-0.3254 (0.0278)	-0.1357 (0.0284)	-0.0636 (0.0281)	0.0695 (0.0553)
Constante	-2.0409 (0.1107)	-0.7438 (0.0225)	-0.5808 (0.0230)	-0.3643 (0.0235)	-0.0519 (0.0475)
Pseudo R2	0.2477	0.1918	0.2320	0.2717	0.2616

Fonte: Dados da Pesquisa (PNAD 1996-2006).

Tabela 5 Regressões Quantílicas para Homem: 1996-2006

OLS	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
Anos de estudos	0.0914 (0.0047)	0.1285 (0.0010)	0.1470 (0.0011)	0.1618 (0.0013)	0.1700 (0.0019)
Experiência	0.0425 (0.0051)	0.0581 (0.0011)	0.0642 (0.0010)	0.0707 (0.0012)	0.0752 (0.0016)
Experiência ²	-0.0006 (0.0000)	-0.0007 (0.0000)	-0.0008 (0.0000)	-0.0008 (0.0000)	-0.0008 (0.0000)
DNordeste	-0.0149 (0.0981)	-0.0676 (0.0228)	-0.1292 (0.0221)	-0.1579 (0.0261)	-0.2280 (0.0360)
DSul	0.2975 (0.0937)	0.1996 (0.0221)	0.1065 (0.0213)	0.0166 (0.0252)	-0.1184 (0.0347)
DSuldeste	0.4212 (0.0920)	0.2625 (0.0215)	0.1692 (0.0208)	0.1078 (0.0245)	-0.0089 (0.0338)
DCO	0.3907 (0.1045)	0.1788 (0.0245)	0.1374 (0.0237)	0.1067 (0.0280)	0.0575 (0.0385)
Draça	0.1349 (0.0576)	0.1776 (0.0132)	0.1374 (0.0237)	0.2383 (0.0149)	0.2836 (0.0204)
DSind	0.3028 (0.0433)	0.2381 (0.0102)	0.1986 (0.0098)	0.1603 (0.0116)	0.1355 (0.0160)
DAtiv	-0.6675 (0.0490)	-0.4484 (0.0119)	-0.4225 (0.0115)	-0.4169 (0.0137)	-0.3307 (0.0190)
Constante	-2.4467 (0.1342)	-1.6844 (0.0278)	-1.3949 (0.0266)	-1.1197 (0.0314)	-0.7642 (0.0434)
Pseudo R2	0.1956	0.2697	0.3003	0.3246	0.3125
2006					
Anos de estudos	0.1073 (0.0048)	0.1052 (0.0009)	0.1275 (0.0009)	(0.1537) (0.0012)	0.1702 (0.0018)
Experiência	0.0543 (0.0045)	0.0459 (0.0009)	0.0541 (0.0008)	0.0640 (0.0009)	0.0662 (0.0013)
Experiência ²	-0.0009 (0.0000)	-0.0005 (0.0000)	-0.0006 (0.0000)	-0.0007 (0.0000)	-0.0006 (0.0000)
DNordeste	-0.2665 (0.0757)	-0.1360 (0.0166)	-0.1303 (0.0146)	-0.1346 (0.0175)	-0.1026 (0.0246)
DNorte	-0.7694 (0.0610)	-0.3986 (0.0135)	-0.3725 (0.0118)	-0.3646 (0.0143)	-0.3751 (0.0201)
DSul	-0.1116 (0.0592)	-0.0121 (0.0130)	-0.0652 (0.0114)	-0.1418 (0.0138)	-0.1969 (0.0194)
DSuldeste	-0.1357 (0.0564)	-0.0225 (0.0124)	-0.0631 (0.0109)	-0.1293 (0.0131)	-0.1843 (0.0185)
DRaça	0.0158 (0.0464)	0.0969 (0.0101)	0.1077 (0.0088)	0.1494 (0.0105)	0.1980 (0.0145)
DSind	0.3713 (0.0390)	0.1828 (0.0088)	0.1772 (0.0078)	0.1523 (0.0093)	0.1166 (0.0131)
DAtiv.	-0.8445 (0.0515)	-0.3811 (0.0112)	-0.2479 (0.0100)	-0.1691 (0.0122)	-0.1228 (0.0174)
Constante	-1.3660 (0.1035)	-0.4906 (0.0196)	-0.4274 (0.0173)	-0.3576 (0.0214)	-0.1136 (0.0305)
Pseudo R2	0.2735	0.2263	0.2604	0.2992	0.3060

Fonte: Dados da Pesquisa (PNAD 1996-2006).

A partir das Tabelas 5 e 6 é possível observa-se que a maior remuneração da escolaridade das mulheres com relação aos homens está aumentando mais intensamente da

metade inferior da distribuição, o que indica que as mulheres pobres têm mais facilidade de acesso a postos de trabalho do que os homens pobres com o mesmo nível de educação. Além disso, percebe-se que esta remuneração passa de 11,63% para 17,05%, quando passam do *quantil* 0.1 para o *quantil* 0.9 para mulheres e de 9,14% para 17% para os homens. Indicando que ambos, quando se encontram na parte superior da distribuição, têm a mesma remuneração. Portanto, os resultados indicam que as pessoas empregadas nos postos de trabalho de melhor remuneração, supostamente mais produtivas, são aquelas que utilizam melhor o conhecimento obtido através do compartilhamento de informações e do nível geral de conhecimento da localidade.

Com relação a variável experiência, observa-se que a remuneração dos homens aumenta à medida que avançam na distribuição; enquanto isto, as mulheres apresentam uma remuneração inferior à masculina ao longo da distribuição, favorecendo o aumento da desigualdade. Em geral, quando estão localizados da parte central e na parte superior, homens e mulheres apresentam maiores retornos. Outro aspecto a ser destacado é o fato da variável experiência exercer menor importância para explicar a diferença das remunerações – haja vista que os valores dos coeficientes são menores que para as variáveis anos de estudo.

A variável a experiência ao quadrado demonstra que a remuneração dos homens é superior à apresentada pelas mulheres; embora isso aconteça com maior rigor à medida que avançasse na distribuição condicional. Além disso, observa-se que o coeficiente ao quadrado masculino é superior ao feminino, levando ao aumento da diferença conforme se eleva a experiência.

As variáveis regionais possibilitam constatar o grau do diferencial ligado à região geográfica. Os dados para o ano de 1996 sugerem que as mulheres que estão nos quantis inferiores da distribuição e que moram na região Sudeste tem seus salários reduzidos em cerca de 14,92% em relação a região Centro-Oeste. Já para os homens, nestas mesmas condições, a redução no salário é de 42,12% em relação à região Norte. Em termos gerais, tanto para homens como para mulheres observa-se que a região Nordeste apresenta os maiores diferenciais salariais para ambos os sexos – tendo como referencia a região Centro-Oeste, para as mulheres, e a região Norte, para os homens.

Para a distribuição condicional inter-quantil no ano de 2006, observa-se que houve uma pequena variação em relação a 1996, mas o comportamento das variáveis manteve-se estável. A variável anos de estudo apresentou uma maior remuneração para as mulheres, o que se efetiva à medida que se avança na distribuição. Com relação às variáveis experiência e experiência ao quadrado, observa-se que, por apresentarem maior experiência, os homens são mais bem remunerados que as mulheres – principalmente quando estão situados em postos de trabalhos que apresentam maior remuneração.

As variáveis regionais apontam que o fato de morar em determinada região afeta a remuneração de ambos os sexos. Dessa forma, verifica-se que morar na região Nordeste diminui a remuneração em cerca de -26,32%; não morar na região Centro-Oeste para os homens significa uma redução de -10,26%. Através desses dados podemos concluir que a região Nordeste é aquela que apresenta maiores diferenças salariais.

No 10º quantil, participar do sindicato eleva em média 40% os rendimentos dos indivíduos em relação àqueles que não participam. Contudo, os incrementos percentuais diminuem até o 90º quantil. No primeiro percentil a importância da sindicalização da mulher se mostrou muito mais elevada em comparação aos homens.

A *dummy* atividade compara o aumento de rendimento do indivíduo que está em uma ocupação agrícola com todas as outras atividades. Os resultados apontaram que estar numa atividade agrícola no primeiro quantil aumenta o rendimento do trabalhador, independente do sexo, e para os dois anos de estudo. Contudo, tal elevação mostra-se mais significativa para os

homens, vindo a cair a média que se avança na distribuição. Isto pode indicar que trabalhadores mais bem remunerados estão situados em atividades não-agrícolas.

A *dummy* raça compara o aumento de rendimento dos trabalhadores negros com os trabalhadores brancos. Os resultados indicaram que o preconceito com a raça é maior no primeiro quantil e que diminui ao longo da distribuição – para ambos os gêneros. Outra constatação é que os homens negros sofrem menos preconceito no mercado de trabalho do que as mulheres negras.

Estes resultados confirmam a importância da utilização de técnicas que permitam analisar o efeito da escolaridade sobre o salário em diferentes pontos da distribuição de renda. Considerar apenas o retorno da educação estimado no ponto médio é uma simplificação da complexa formação salarial no mercado de trabalho das regiões brasileiras, pois superestima os retornos da educação para as camadas mais pobres da população e, subestima os retornos no topo da distribuição.

Para a experiência, os ganhos com o uso de regressões quantílicas relativamente a MQO não são tão exacerbados quanto no caso dos retornos à educação, mas pode-se adquirir informação a partir da análise da evolução dos coeficientes ao longo da distribuição salarial.

Uma análise dos coeficientes permite realizar uma decomposição dos elementos formadores dos hiatos salariais em componentes explicados e não-explicados. A formulação que usaremos é bastante simples: apenas o nível educacional e a idade como ‘proxy’ da experiência no mercado de trabalho serão usados para compor as variáveis explicativas. Isto se deve ao fato de ser possível estabelecer uma comparação simples para as diferentes regiões.

4.1 Decomposição pelo método inter-quantil

A decomposição por quantil foi escolhida porque é possível observar o comportamento da discriminação ao longo da distribuição condicional. Dessa forma, é possível identificar como homens e mulheres se distribuem nos quantis que refletem as pessoas mais pobres (que estão localizadas nos quantis inferiores da distribuição) e as pessoas mais ricas (que estão localizadas na parte superior dos quantis). A análise utiliza a expressão da parte “explicada” para denotar os aspectos relacionados as variáveis explicativas anos de estudo, experiência e experiência ao quadrado – uma vez que estas refletem os retornos do investimento em capital humano. A parte denominada como “não explicada” sugere a existência de fatores discriminatórios que não estão relacionados com os atributos produtivos dos indivíduos.

A partir do gráfico 1, disposto a seguir, é possível verificar o diferencial salarial explicado pelos atributos produtivos para análise das desigualdades de renda entre homens e mulheres por região inter-quantil para o ano de 1996 e 2006. Este ponto da análise tem o intuito é avaliar se o diferencial de rendimento entre os indivíduos se deve a alguma discriminação por gênero ou por aumento da sua capacidade produtiva derivada do aumento no investimento em capital humano. Além disso, é analisado como os componentes de discriminação evoluem ao longo da distribuição condicional.

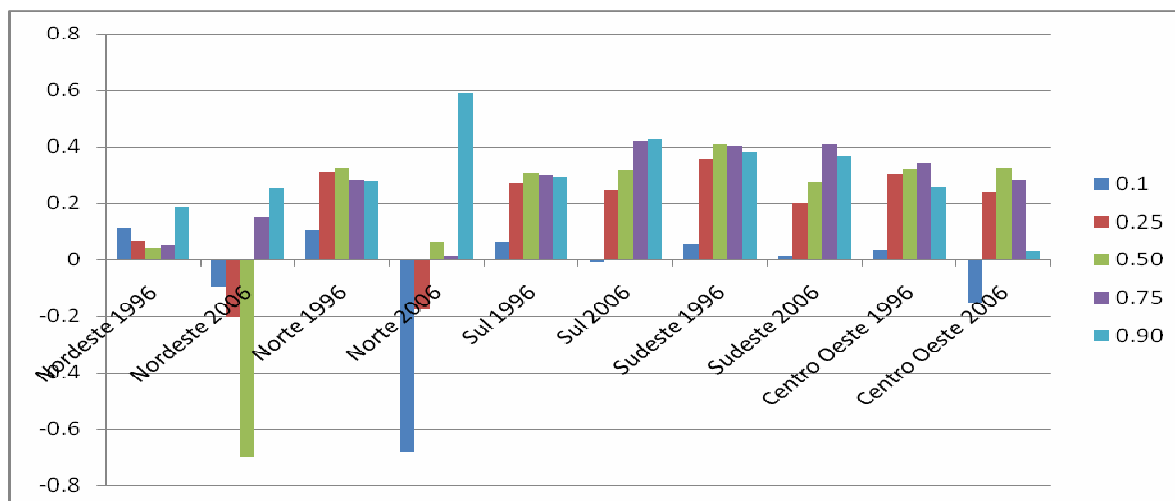


Gráfico 1 – Variação dos componentes da discriminação explicado pelos atributos produtivos entre os quantis de renda para 1996 e 2006
Fonte: Elaboração própria.

O gráfico mostra que na região Centro-Oeste o diferencial de salário devido ao melhor nível de qualificação aumenta ao longo dos quantis no ano de 1996, já no ano de 2006 observou-se que no primeiro quantil há uma inversão da discriminação, nos outros quantis há uma variação na discriminação, mas esta é positiva. Na região Sul e Sudeste o diferencial de salário devido ao melhor nível de qualificação aumenta ao longo dos quantis para os dois anos do estudo. Nas demais regiões observam-se uma variação inter-quantil, porém, sem demonstrar uma tendência a crescimento ou decréscimo. Com relação aos componentes discriminatórios que não estão vinculados ao aumento do investimento em capital humano, observa-se que estes são positivos e bastante elevados no primeiro quantil em todas as regiões – refletindo que a camada de indivíduos que possuem menor remuneração da distribuição é discriminada no mercado de trabalho.

Também é possível identificar que a maior discriminação relacionada aos atributos produtivos para o ano de 1996 e 2006 está ligada ao último quantil para a Norte, evidenciando que nesta região as faixas mais altas de renda apresentam maior diferencial de salário. Esse resultado nos permite concluir da existência de discriminação por gênero nas camadas de renda superiores. Nos primeiros quantis para a região norte e nordeste a diferença de salário em virtude da discriminação é negativa, mostrando que para esse quantil existe discriminação por gênero mas de forma inversa, pois as mulheres ganham mais que os homens. A maior remuneração da escolaridade das mulheres em relação a homens na metade inferior da distribuição indica que mulheres pobres tinham mais facilidade de acesso, a colocações relativamente melhor remuneradas, que homens pobres com o mesmo nível educacional. Uma mulher que se encontra na cauda inferior da distribuição de renda e que adquira educação básica pode abrir um leque maior de oportunidades de trabalho do que o homem, pois diversas ocupações tidas como típicas femininas podem ser mais bem remuneradas.

O gráfico 2 a seguir mostra o diferencial de Oaxaca-Blinder para análise das desigualdades de renda entre homens e mulheres por região e por quantil para o ano de 2006. O intuito, aqui, é avaliar se o diferencial de rendimento entre os indivíduos se deve a alguma discriminação. Além disso, verifica-se como se dá a evolução da discriminação ao longo dos quantis.

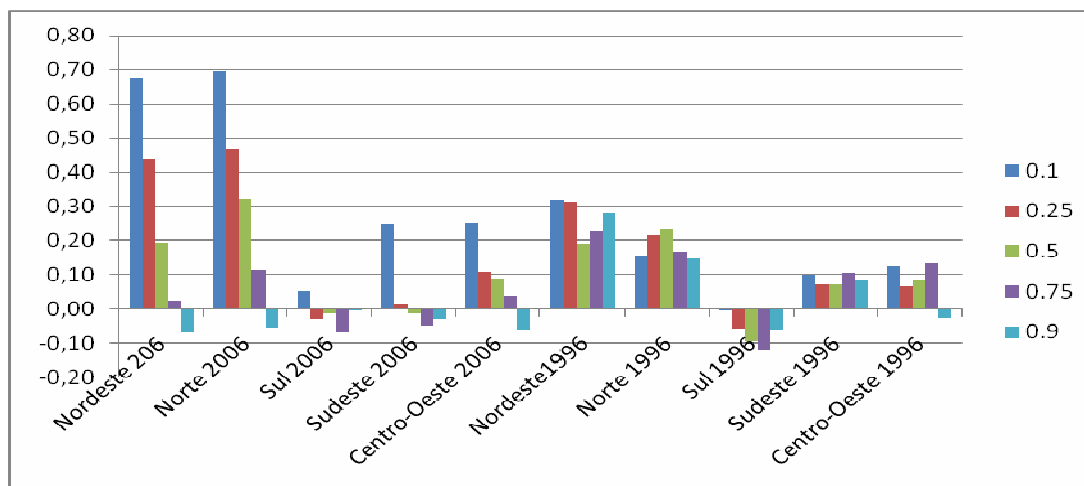


Gráfico 2 – Variação dos componentes da discriminação não explicada pelos diferencial produtivo entre os quantis de renda para 1996 e 2006.

Fonte: Elaboração própria.

No gráfico acima se observa que em 2006 havia regiões que apresentavam uma diminuição da discriminação, enquanto outras sugerem um aumento. De forma geral, as regiões apresentam uma diminuição da discriminação por gênero ao longo da distribuição. O que verificou-se no ano de 1996 e 2006 é que ocorreu uma inversão da discriminação principalmente na região Sul do país. Para esse caso, os dados expostos acima sugerem que os mulheres têm salários mais elevados do que as homens, quanto está envolvido a questão do investimento em capital humano ou não. Já com relação ao termo que descrevem a discriminação “não-explicada”, verifica-se que em geral as homens recebem mais que os mulheres. Por fim, cabe ressaltar que os dados sugerem que o nível de discriminação está menos acentuado em algumas regiões.

Estes resultados confirmam a importância da utilização de técnicas que permitam analisar o efeito da escolaridade sobre os salários em diferentes pontos da distribuição de renda e em diferentes pontos do tempo. Claramente, considerar apenas o retorno da educação estimado no ponto médio é uma simplificação da complexa formação salarial no mercado de trabalho por região, pois superestima os retornos da educação para as camadas mais pobres da população e, subestima os retornos no topo da distribuição.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho se propôs a estimar a remuneração de homens e mulheres das cinco regiões brasileiras, de forma a avaliar o grau de discriminação salarial atualmente vigente. A relevância de estudos dentro desta temática deve-se a constatação de sérias disfunções distributivas por gênero, que acaba propiciando à propagação da desigualdade no Brasil. A elevação da participação feminina no mercado de trabalho têm se tornado um fenômeno extremamente rico em conseqüências nos mais diversos campos de estudos, mas especialmente na economia. Esta participação vem sendo acompanhada pela substancial elevação da escolaridade das mulheres, que em muitos casos supera à masculina. Contudo, em várias funções, elas não conseguem equiparar seus rendimentos aos masculinos, evidenciando assim a existência do componente discriminatório dentro do mercado de trabalho. Assim, surge o questionamento acerca da real remuneração feminina frente à masculina.

As metodologias de estudo empregavam o uso de modelos econométricos onde se buscavam estimar os coeficientes das variáveis que influenciariam na determinação dos salários de ambos os sexos. Um método bastante difundido anteriormente constituía na

desagregação dos rendimentos a partir do gênero através da decomposição de Oaxaca, que posteriormente aperfeiçoada pela contribuição de A. Blinder viria a ser definida como decomposição de Oaxaca-Blinder. Apesar de seu sucesso e aplicação constante nos estudos de diferenciais de salários, esta metodologia apresenta limitações de ordem conceitual, ao partir do estudo através das médias salariais, não captando assim as reais situações e oscilações do mercado de trabalho. A superação destas dificuldades veio através da incorporação da técnica das regressões quantílicas às metodologias de estudo sobre diferenciais salariais. O princípio deste método consiste em estimar os valores quantis ao longo de uma distribuição, proporcionando informações sobre o que ocorre durante a variação no interior da distribuição.

Neste trabalho foram empregadas as variáveis rendimento mensal do trabalhador principal, horas trabalhadas por semana do trabalhador principal, anos de estudo e idade do morador presentes na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNADs) de 1996 e 2006; sendo que as variáveis salário, horas, anos de estudo e experiência foram devidamente filtradas para a obtenção dos dados relevantes.

Os resultados mostraram o salário médio por hora das mulheres sempre inferior aos dos homens, em ambos os anos analisados. Tal situação mostrou-se prejudicial às mulheres, principalmente porque elas apresentaram maiores níveis de escolaridade. Em ambos os períodos a escolaridade média feminina foi superior à masculina, especialmente nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

Os resultados obtidos através da metodologia das regressões quantílicas evidenciam que ao longo da distribuição há presença de diferenciais de rendimento entre homens e mulheres e que a parcela que mais é atingida pela discriminação do mercado de trabalho estão localizada na parte inferior da distribuição. Além disso, os coeficientes de regressão do inter-quantile revelam que qualificações têm um efeito mais forte na extremidade superior da distribuição condicional do salário do que na extremidade inferior e isto pôde ter implicações para a desigualdade do salário.

Com relação as mulheres, observa-se que elas não apenas sofrem discriminação quanto a sua chegada a posições no topo da distribuição, como também sofrem uma intensa discriminação em qualquer ponto da distribuição de renda. Neste sentido Bartoloni e Leme (2007, p17), indicam que as mulheres têm que se preparar cada vez mais que os homens e ainda assim recebem salários mais baixos. Neste sentido, políticas que busquem reduzir este diferencial não deveriam, a priori, ser focadas na obtenção de atributos pelas mulheres, e sim no combate à discriminação.

Assim como Bartoloni e Leme (2007), os resultados apontados sugerem que os programas de universalização da educação adotados nas últimas décadas, não obtiveram êxito na ampliação da escolaridade da população mais pobre, já que os retornos à educação são crescentes ao longo da distribuição salarial inter-quantil. Portanto, este padrão de retornos à educação pode estar refletindo a ausência de controle para a qualidade da educação no modelo, que possivelmente está positivamente correlacionada com a posição das pessoas na distribuição de rendimento.

Entre os anos de 1996 e 2006, os dados demonstraram a redução da discriminação e em alguns casos uma inversão. Uma das regiões que apresentaram a maior redução da discriminação foi a região Nordeste.

Em linhas gerais, o presente artigo comprovou que a discriminação salarial por gênero se mantém evidente no cenário brasileiro. Constatou-se que ela se fundamenta na não-valorização dos tributos produtivos incorporados pelas mulheres, principalmente a escolaridade. Além disto, estes atributos são mais desvalorizados ao se elevar as faixas de remuneração. Tal fator torna-se um agravante na distribuição dos rendimentos, pois impede que as mulheres avancem na pirâmide social, mesmo que possuam qualificações para isto, e que ascendam à cargos de maior representatividade tanto nos meios públicos quanto privados.

Esta situação torna-se mais preocupante a partir do momento que se constata a elevação do número de mulheres chefes de família no país.

O presente artigo comprovou que a discriminação salarial por gênero se mantém evidente no cenário brasileiro. Constatou-se que ela se fundamenta na não-valorização dos tributos produtivos incorporados pelas mulheres, principalmente a escolaridade. Além disto, estes atributos são mais desvalorizados ao se elevar as faixas de remuneração. Tal fator torna-se um agravante na distribuição dos rendimentos, pois impede que as mulheres avancem na pirâmide social, mesmo que possuam qualificações para isto, e que ascendam à cargos de maior representatividade tanto nos meios públicos quanto privados. Esta situação torna-se mais preocupante a partir do momento que se constata a elevação do número de mulheres chefes de família no país.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARTALOTTI, OTÁVIO ; LEME, M. C. S. . **Discriminação salarial além da média**: uma abordagem de decomposição contrafactual utilizando regressões. In: XXXV Encontro Nacional de Economia, 2007, Recife. Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia, 2007. v. 1. p. 1-19 (CD-ROM).

BLINDER, A. S. **Wage discrimination**: reduced form and structural. *Journal of Human resources*, n.8, p.436-455, 1973.

BUCHINSKY, M. **Recent advances in quantile regression models**: a practical guideline for empirical research. *The Journal of Human Resources*, n. 33(1), p. 88-126, 1998.

CHAMBERLAIN, G. . **Quantile regression, censoring and the structure of wages**. In: SIMS, C., LAFFONT, J. J. (ed.). Proceedings of the sixth world congress of the Econometrics Society. New York: Cambridge University Press. p. 171-209, 1994.

DEATON, A. **The Analysis of Household Surveys**: A Microeconomic Approach to Development Policy, John Hopkins University Press. 1997.

GARDEAZABAL, J. , UGIDOS, A. **Measuring the Wage Distribution Gender Gap at Quantiles**. *Journal of Population Economics*, forthcoming. 2005

GUIMARÃES J. F. (2001). **Changes in the earning Distribution in Brazil, 1986-1995**: Human Capital and Institutional Factors. Anais XXIII Encontro Brasileiro de Econometria.

KOENKER, R.; BASSETT, G. **Regression quantiles**. *Econometrica*, n. 46, p. 33–50, 1978.

KOENKER, R. . **Quantile Regression**, Econometric Society Monographs, # 38. Cambridge University Press. 2005

LEME, M. C. S. ; WAJNMAN, S. . **Diferenciais de rendimento por Gênero**. In: Marcos Lisboa; Naércio Menezes-Filho. (Org.). Microeconomia e Sociedade no Brasil. 1 ed. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas, 2001, v. 1, p.79 - 116.

OAXACA, R. **Male-Female wage differentials in urban labor markets**. *International Economic Review*, v.14, n.3, p. 693-709, out. 1973.

REIS, M. C. ; CRESPO, A. R. V. . **Decomposição do componente de discriminação na desigualdade de rendimentos entre raças nos efeitos idade, período e coorte.** In: XXXII Encontro Nacional de Economia,2004.Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia, 2004.

SANTOS, J. M.. **Discriminação no mercado de trabalho:** Uma abordagem teórica e metodológica. In: V Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - ENABER, 2007, Recife. ANAIS do V Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos. Disponível em CD-ROM.

SANTOS, R. V.; RIBEIRO, E. P. . **Diferenciais de Rendimentos entre Homens e Mulheres no Brasil revisitado: explorando o “Teto de Vidro”.** In: Seminários d Pesquisa, 2006. Disponível em: www.eg.fjp.mg.gov.br/seminarioiv/download/vale.pdf Acesso em: 05/042008.