

Decomposição dos Diferenciais de Rendimentos por Categoria Ocupacional

Francisca Livia S. Menezes; Ronaldo A. Arraes; Andrei Gomes Simonassi

Resumo

Analisar os diferenciais de rendimentos nas ocupações dos trabalhadores brasileiros é o foco central deste trabalho. Em virtude da vasta diversidade de ocupações catalogadas pelo IBGE (cerca de 800), aplica-se um procedimento teórico para reduzi-las em apenas sete a fim de permitir tratamento estatístico dos dados. São estimadas equações mincerianas quantílicas, sobre as quais são feitas decomposições para verificar o hiato entre os rendimentos dos indivíduos com atributos inerentes distintos, bem como entre aqueles residentes em regiões mais e menos desenvolvidas do país. Os resultados das estimações ratificam a importância da análise desagregada em estratos ocupacionais e por quantis, uma vez que os efeitos das variáveis explicativas são distintos ao longo das distribuições de rendimentos e entre as ocupações. Em relação às lacunas existentes entre as distribuições de rendimentos, verifica-se um *glass ceiling effect* em algumas ocupações, ou seja, a defasagem é maior no topo da distribuição. Entretanto, na maioria dos casos, a ocorrência do hiato é maior na base da distribuição – *sticky floor effect*. Além disso, diferente das lacunas no atributo gênero, que são decorrentes apenas da remuneração às características dos indivíduos (discriminação), os diferenciais de rendimentos quanto à raça e região também decorrem das diferentes características dos trabalhadores.

Palavras-Chave: Distribuição de Renda em Ocupações, Decomposição Contrafactual, Equações Mincerianas Quantílicas

Abstract

Analyzing the income differentials amongst the Brazilian workers' occupations is the focus of this paper. Due to the wide diversity of occupations cataloged by the IBGE (around 800), a theoretical procedure is applied to reduce them to only seven in order to allow statistical treatment in the data. The methodological approach is based on mincerian quantile equations to be estimated in various strata of the workers' income distribution, on which a breakdown is made to check the gap between the individuals' earnings with distinct inherent attributes and between those living in more and less developed regions. The estimation results ensure the importance of breakdown analysis for occupational strata as well as for quantiles, since the effects of explanatory variables are distinct along the earnings' distribution and vary among occupations. Regarding the gaps in this distribution, there is a glass ceiling effect in some occupations, that is, the gap is greater at the top of distribution. However, in most cases the gap is greater at the bottom of distribution – sticky floor effect. Moreover, contrary to the gap in gender, which are due to the compensation characteristics of individuals only (discrimination), income differentials regarding race and regions also occur from the heterogeneous characteristics of workers.

Keywords: Income Distribution in Occupations, Counterfactual Decomposition, Mincerian Quantile Equations

JEL: J31, J44, J71, C21

1. INTRODUÇÃO

O crescimento econômico e o aumento da demanda por emprego têm provocado mudanças significativas na dinâmica do mercado de trabalho brasileiro. Além disso, a constatação recente de redução das desigualdades de renda tem implicação direta sobre transformações ocorridas na distribuição de ocupações neste mercado, tanto do lado da oferta quanto da demanda (BARROS, 2007).

Todavia, problemas seculares, como distinções salariais entre indivíduos que desenvolvem atividades semelhantes e possuem as mesmas qualificações, ainda são observados. Exemplo disso é o hiato salarial existente entre homens e mulheres, brancos e não brancos e residentes de regiões mais e menos desenvolvidas. Em alguns casos, atributos adquiridos como o nível de educação e experiência parecem ter menor relevância que o gênero ou a raça de um trabalhador. Para ilustrar, dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2011 revelam que, para indivíduos com 10 anos e mais, a média de anos de estudo das mulheres e dos homens são 7,5 e 7,1, respectivamente, ou seja, uma superioridade de 5,6%. Entretanto, os rendimentos médio mensal de homens e mulheres são R\$1.129 e R\$650, respectivamente, correspondentes ao diferencial de 73,7%.

Diante disso, faz-se relevante investigar como a educação e outros atributos pessoais têm afetado o trabalhador brasileiro. Acredita-se ainda ser indispensável que essa análise leve em consideração não só as distinções entre atributos inerentes e a regionalização, mas também as diferenças entre as diversas categorias ocupacionais, em virtude das exigências requeridas a cada uma no que se refere ao nível de capital humano.

Em aplicações empíricas dessa natureza é comum ter-se o suporte teórico com base em equações mincerianas, que captam os efeitos dos fatores explicativos sobre a variação média dos rendimentos individuais dos trabalhadores, ressaltando que o impacto de cada fator pode variar significativamente entre os estratos da distribuição de rendimentos. Espera-se, por exemplo, que efeitos de características inerentes, tais como raça e gênero, ou adquiridas, como capital humano, diferenciem-se de acordo com a ocupação e estratificação de renda. Portanto, os resultados advindos do emprego dessa técnica metodológica em amostras não estratificadas, comumente aplicada na literatura, produzem efeitos inconsistentes e distorcidos da realidade.

Baseado nisso, este trabalho utiliza equações mincerianas quantílicas para verificar o impacto das variáveis explicativas em cada quantil da distribuição de rendimentos, permitindo a ocorrência de efeitos diferenciados ao estratificar a distribuição dos rendimentos dos trabalhadores por ocupação. A partir dos estratos realiza-se uma investigação sobre a defasagem entre os rendimentos dos trabalhadores causada por diferenças de gênero, raça e região, seguindo a metodologia de Machado e Mata (2005), a qual estende a formulação da decomposição Blinder-Oaxaca (BLINDER, 1973; OAXACA, 1973). Para tanto, estimam-se as distribuições condicionais dos salários dessas categorias via equações quantílicas e, a partir delas, obtêm-se as distribuições marginais que, quando comparadas entre as categorias citadas, permitem a decomposição das diferenças nas distribuições dos rendimentos em dois componentes: um decorrente das características observáveis dos trabalhadores e outro dos retornos à essas características, o qual pode ser interpretado como discriminação.

O principal obstáculo metodológico para a realização das estimações é o elevado número de categorias ocupacionais catalogadas pela Fundação Brasileira de Geografia e Estatística (FIBGE) em mais de oitocentas. Para transpô-lo, e permitir sua execução, faz-se necessário a implementação de tratamento aos dados a fim de agrupar as ocupações em um número estatisticamente factível que conduzam às inferências com maior grau de liberdade e precisão, mesmo podendo incorrer em perda de informações.

A contribuição seminal sobre a investigação de escolhas ocupacionais é atribuída a Roy (1951), que identificou nestas escolhas as habilidades (*skills*) e a distribuição dos retornos destas habilidades em cada ocupação. Visando prover a continuidade dessa análise através da aplicação de métodos adequados de inferência com escolhas discretas, alguns pesquisadores propuseram o agrupamento das inúmeras categorias ocupacionais em estratos menores.

Uma das primeiras propostas deve-se a Erickson, Goldthorpe e Portocarrero (1979) e aperfeiçoada por Goldthorpe, Llewellyn e Payne (1987), que propuseram um esquema

conhecido como EGP (iniciais dos primeiros autores), composto por sete classes ocupacionais e utilizado internacionalmente, inclusive pelo Projeto CASMIN (*Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations*), cuja finalidade centra-se na análise de mobilidade da mão de obra em realidades industriais de vários países da União Européia. Posteriormente, surgiram diversas outras formulações de agregação, embora todas mantendo similaridade com a proposta EGP. Entre estas, destaca-se a de Vale Silva (1988) que, incorporando eixos significativos para a identificação de semelhanças e diferenças entre as categorias, como a dicotomia entre os setores rural e urbano e manual e não manual, agrupou as várias categorias ocupacionais em dezoito. Esse esquema, entretanto, não tem sido muito utilizado em decorrência da dificuldade de análise, de forma que os pesquisadores têm preferido implementar uma proposta de agrupamento com um número menor de categorias.

Espera-se que este estudo contribua com o debate sobre este tema ao conduzir uma análise dos quantis da distribuição dos rendimentos de cada ocupação, e por características individuais, identificando os fatores que os afetam. Usando o esquema EGP, faz-se, inicialmente, uma recodificação de dados da PNAD de forma a agrupar as diversas categorias ocupacionais em apenas sete. E, a partir delas, é conduzida uma análise do mercado de trabalho brasileiro por categorias ocupacionais, a qual é abordada através da estimação de equações mincerianas quantílicas e da identificação e decomposição do hiato existente entre os rendimentos de homens e mulheres, brancos e não brancos e residentes no Nordeste e em outra região mais desenvolvida (Sul, Sudeste e Centro-Oeste). Além de verificar os estratos em que as variáveis explicativas utilizadas afetam as distribuições de rendimentos, este procedimento permite identificar possíveis distorções entre os efeitos dos atributos dos indivíduos e, adicionalmente, permite-se constatar a existência de possíveis efeitos *glass ceiling* ou *sticky floor*, conforme tratados na literatura. Identificados os estratos da distribuição que são afetados por cada fator, políticas que visem a redução das desigualdades de renda podem ser eficazmente implementadas, acarretando na melhoria do bem-estar dos trabalhadores.

Este artigo contempla mais quatro seções. Na próxima seção apresentam-se trabalhos da literatura sobre o tema, e em sequência, explicitam-se a metodologia e os resultados, finalizando com as principais conclusões.

2. REVISÃO SELETIVA DA LITERATURA: EQUAÇÕES MINCERIANAS, DECOMPOSIÇÃO DA DISTRIBUIÇÃO DE RENDIMENTOS E OCUPAÇÕES

Em meados do século XX, Schultz (1961) e Ben-Porath (1967) formularam, embora sem rigor teórico, a relação entre educação e rendimentos. Todavia, os debates e aplicações empíricas foram intensificados a partir da publicação do artigo seminal de Mincer (1974), o qual formalizou teoricamente a derivação daquela relação, cuja equação especifica a renda do trabalhador como função de sua educação formal e experiência adquirida no trabalho. Cabe ressaltar que a maioria das aplicações usa a versão simplificada do modelo de Mincer, na qual é assumida a hipótese de rigidez, que os retornos de educação e experiência sejam invariáveis entre indivíduos. Entretanto, a formulação mais geral de seu modelo, e mais realista, permite a possibilidade de tais retornos variarem entre indivíduos, o qual resulta em um modelo de coeficientes aleatórios (HARMON et al, 2003). Dessa forma, ao se estratificar a distribuição de rendimentos, tal como aqui será feito, atende-se esse modelo.

Nesse sentido, este trabalho utiliza equações com essa estrutura metodológica, embora com um enfoque diferenciado do que comumente é posto na literatura. Em cada estrato ocupacional, faz-se uma análise da distribuição de rendimentos dos trabalhadores brasileiros e dos fatores que afetam as mudanças nessa distribuição. Para tanto, inicialmente são estimadas equações mincerianas quantílicas, a fim de analisar os efeitos de variáveis como educação e experiência na distribuição dos rendimentos dos trabalhadores. A partir delas, são obtidas as

distribuições condicionais de onde se extraem as marginais. Com isso, é possível decompor as distribuições de rendimentos dos trabalhadores em vários componentes.

Os primeiros trabalhos a realizarem esse tipo de análise são devidos a Oaxaca (1973) e Blinder (1973), os quais fizeram uma decomposição das distribuições de rendimentos de homens e mulheres em um componente que é atribuído às distintas características individuais e outro que é decorrente das diferenças entre os retornos a essas características. Essa decomposição, entretanto, foi conduzida através do método dos Mínimos Quadrados (MQ), apenas na média da distribuição. Estudos posteriores utilizaram regressões quantílicas para fazer essa análise, fornecendo assim informações não apenas do centro da distribuição de rendimentos, mas também de substratos desta.

Procedimento similar foi aplicado por Blau e Kahn (1996), que analisaram a desigualdade de rendimentos nos Estados Unidos em relação a nove outros países da OECD com dados dos anos 80. Através da estimação das densidades dos rendimentos dos trabalhadores do sexo masculino, concluíram que a desigualdade salarial nos Estados Unidos é maior do que nos demais países da OECD. Entretanto, ao desagregar as distribuições de rendimentos em várias partes, verificaram que a desigualdade nos Estados Unidos é consideravelmente maior do que em outros países nos quantis menores, enquanto que nos quantis maiores essa desigualdade é menor.

DiNardo *et al.* (1996) aplicaram métodos não paramétricos para mensurar os efeitos das instituições e de fatores do mercado de trabalho nas mudanças nas distribuições de rendimentos nos Estados Unidos de 1979 a 1988. Constataram que os sindicatos e os choques de oferta e demanda são importantes para explicar o aumento da desigualdade de rendimentos nesse período. Além disso, encontraram também evidências de que o declínio no valor do salário mínimo real explica grande parte desse aumento na desigualdade, especialmente devido ao fator gênero.

Baseado na decomposição Blinder–Oaxaca com aplicação de regressões quantílicas, Albrecht *et al.* (2003) encontraram na distribuição de rendimentos dos trabalhadores suecos o que na literatura se convencionou chamar de *glass ceiling effect*, ou seja, a diferença nos rendimentos entre homens e mulheres é positiva e crescente ao longo da distribuição, e se intensifica no topo desta.

Aplicada em vários artigos recentes, a técnica proposta por Machado e Mata (2005) utiliza regressões quantílicas para identificar e decompor lacunas entre rendimentos de diferentes categorias ou de diferentes pontos no tempo. Eles aplicaram o método para verificar as mudanças nas distribuições de rendimentos em Portugal no período 1986–1995, e constataram que tanto as mudanças nos atributos dos indivíduos, como os retornos desses atributos contribuem, na mesma direção, para o aumento da desigualdade de rendimentos, bem como concluíram que a educação contribui de forma decisiva para esse aumento.

Albrecht *et al.* (2008) deram maior sustentação teórica à metodologia de Machado e Mata (2005) ao fornecerem provas da consistência e da normalidade assintótica para essa técnica, além de levarem em consideração a existência de seleção amostral. A aplicação empírica dessa técnica objetivou testar o hiato por gênero entre os rendimentos de trabalhadores holandeses, de onde identificaram a presença de um *glass ceiling effect* nessa distribuição. Seguindo metodologicamente esses autores, Paredes (2012) analisa também a discriminação por gênero na economia chilena ao agregar as ocupações em um grupo de nove¹, e identifica nas categorias de administradores, profissionais liberais e, principalmente atividades de finanças e seguros como aquelas que tem ocorrido da redução do hiato dos rendimentos entre homens e mulheres.

¹ O autor não explicita a metodologia utilizada para o agrupamento das ocupações.

O presente trabalho também segue a metodologia de Machado e Mata (2005), mas verifica as mudanças nas distribuições dos rendimentos dos trabalhadores brasileiros considerando grupos de ocupações, o que proporcionará a obtenção de resultados mais precisos. Com isso, políticas que visem à redução das desigualdades salariais podem ser elaboradas de forma mais eficaz.

Os estudos acima citados analisam as variações nas distribuições salariais ou de forma agregada ou considerando diferenças de gênero. Esta pesquisa propõe uma análise levando em consideração as diferentes ocupações dos indivíduos. A maior dificuldade nos trabalhos que focam essa abordagem é a definição das ocupações, em virtude do elevado número de classificações, sendo, portanto, necessário agregá-las para tornar a análise factível, mesmo podendo acarretar em alguma perda de informação. Diante disso, vários pesquisadores propuseram formas de agregar tais categorias em grupos menores, mas buscando minimizar a perda de informações.

As primeiras versões de distribuição ocupacional foram propostas por Erickson, Goldthorpe e Portocarrero (1979) e Goldthorpe, Llewellyn e Payne (1987), cujo esquema, conhecido internacionalmente como EGP (iniciais dos primeiros autores) é composto por sete classes. Baseados nessa agregação foram classificadas as ocupações de diversos países estudados no Projeto CASMIN (*Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations*), coordenado por Goldthorpe em meados dos anos 80.

Esse esquema metodológico leva em consideração as relações de trabalho entre empregadores e empregados e os setores de atividade, rural e urbano. De acordo com Ribeiro e Scalón (2001) as classes resultantes da agregação são compostas por indivíduos comparáveis em termos de seus níveis de renda, graus de segurança econômica, possibilidades de avanço na carreira e de seus graus de autonomia para desempenhar as atividades de trabalho.

Existem diversas outras propostas de agregação de classes, mas todas mantêm certo grau de similaridade com a de Goldthorpe. Pastore (1979), ao propor a agregação das inúmeras categorias em seis grupos, ressalta a heterogeneidade de cada um deles, em virtude do reduzido número de estratos. Visando reduzir essa diferença intra-grupos, Silva (1988) propôs a utilização de dezoito categorias, as quais, por serem excessivas, não foram utilizadas por outros. Ao contrário, por exemplo, Scalón (1999) redefiniu o agrupamento das dezoito categorias de Silva (1988) em nove, mas minimizando a perda de informações. Para tanto, a autora utiliza técnicas de análise por conglomerados e também um critério para a combinação de categorias via modelos log-lineares.

Com o intuito de verificar quais os determinantes das distinções nas distribuições de rendimentos dos trabalhadores brasileiros, esta pesquisa utiliza o princípio teórico do esquema EGP e faz uma recodificação dos dados da PNAD referentes às ocupações, de forma a agrupar as mais de oitocentas classificações de categorias ocupacionais em apenas sete, quais sejam: administradores e gerentes; trabalhadores não manuais de rotina; pequenos proprietários; empregadores e proprietários rurais; trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores; trabalhadores manuais não qualificados; trabalhadores manuais não qualificados do setor rural. Contrária às análises comumente encontradas na literatura, onde as abordagens referentes ao mercado de trabalho são feitas de forma agregada, esta pesquisa distingue-se pela partição deste em estratos de categorias ocupacionais, permitindo, assim, que as inferências produzam resultados mais realistas para fins de ações políticas.

3. METODOLOGIA

A metodologia aplicada nas investigações propostas consta de dois procedimentos. O primeiro mensura os retornos para educação dos trabalhadores através de equações mincerianas quantílicas, estimadas para cada estrato ocupacional. O segundo faz, em cada

estrato, uma decomposição contrafactual da distribuição dos rendimentos dos trabalhadores, considerando-se diferenças de gênero, raça e região. Os dados utilizados e as variáveis que compõem os modelos são discutidos adiante.

3.1 Equações de Rendimento e Retornos para Educação

O primeiro exercício empírico consiste em estimar equações de rendimentos da forma tradicional, embora diferenciando pela aplicação de um modelo de regressões quantílicas, introduzido por Koenker e Basset (1978). Dessa forma, pode-se conduzir uma análise mais detalhada da distribuição dos rendimentos dos trabalhadores, contrária, portanto, a utilização usual do método MQ nesse tipo de investigação, que fornece apenas características de uma parte da distribuição da variável de resposta. Entretanto, para países em desenvolvimento como o Brasil, onde é acentuada a heterogeneidade entre os trabalhadores em termos de ganhos e atributos inerentes e adquiridos, e onde o impacto das características individuais nos rendimentos é significativo, a análise por regressões quantílicas é mais apropriada. Equações desse tipo também são utilizadas para obter as distribuições de rendimentos condicionadas, necessárias para a realização da decomposição proposta por Machado e Mata (2005), a qual é descrita a seguir.

3.2 Decomposição da Distribuição de Rendimentos

A decomposição contrafactual pode ser entendida como uma generalização do procedimento Blinder–Oaxaca (1973) que aplica o método MQ para obter as estimativas na média da distribuição, mas com a vantagem de utilizar regressões quantílicas, as quais são modeladas, em cada quantil da distribuição. Essa técnica permite decompor as diferenças das distribuições de rendimentos de diferentes categorias, homens e mulheres, por exemplo, em dois componentes, os quais são decorrentes, tanto das diferenças das distribuições das características observáveis (educação, experiência, etc) entre os gêneros, como dos retornos dessas características. Assim, a decomposição permite identificar a lacuna existente entre os rendimentos de categorias distintas e mensurar o quanto dessa lacuna é distribuída como consequência das características e dos coeficientes. O efeito destes últimos pode ser entendido como discriminação entre categorias. Esta decomposição envolve algumas etapas, as quais são descritas a seguir.

3.2.1 Distribuições de Rendimentos Condicionadas

A primeira etapa da decomposição envolve a obtenção das distribuições de rendimentos condicionadas, as quais são obtidas através da estimação de equações mincerianas quantílicas. Esse tipo de equação modela a relação entre os regressores (z) – nível de escolaridade, experiência, quadrado da experiência, gênero, raça, regionalização – nos correspondentes quantis da variável dependente ($w - \log \text{renda}$):

$$Q_q(w|z) = z' \beta_q \quad (1)$$

Onde $Q_q(w|z)$, para $q \in [0,1]$, é o q -ésimo quantil condicional da distribuição da variável dependente e β_q é o q -ésimo vetor de coeficientes da equação minceriana.

Assim como a média amostral é a solução para um problema de minimização de uma soma de quadrados de resíduos e a mediana o é para uma soma de resíduos em valor absoluto, a regressão quantílica pode ser definida como a solução de uma minimização assimétrica de uma soma ponderada de resíduos em valor absoluto. Dessa forma, β_q pode ser estimado resolvendo-se o seguinte problema (KOENKER E BASSET, 1978):

$$\min_{\beta \in R^k} \sum_{i:w_i \geq z_i' \beta} q |w_i - z_i' \beta| + \sum_{i:w_i < z_i' \beta} (1 - q) |w_i - z_i' \beta| \quad (2)$$

Apesar de não ter uma forma explícita, esse problema pode ser resolvido eficientemente utilizando-se métodos de programação linear e os desvios padrão podem ser

obtidos por *bootstrap* (MARTINS e PEREIRA, 2004). Além disso, Cameron e Trivedi (2009) destacam que as regressões quantílicas são robustas à presença de *outliers* e não normalidade da variável dependente, bem como não necessitam da existência da média condicional para serem consistentes. Tais características favorecem e justificam sua aplicação em uma diversidade de investigações econômicas, tal como o caso aqui estudado.

3.2.2 Decomposição da Densidade Marginal dos Salários

Após especificar a função quantílica condicional, os parâmetros estimados são utilizados para simular a distribuição condicional de w dado z , fazendo uso do Teorema da Transformação Integral de Probabilidade: Se Y é uma variável aleatória contínua com *fcf* $F_Y(y)$, então, a variável aleatória $F_Y^{-1}(X)$, onde X é $U(0, 1)$, possui distribuição $F_Y(x)$. Se q_1, q_2, \dots, q_M advém de uma distribuição uniforme $(0,1)$, as correspondentes M estimativas dos quantis de w condicionais a z_i , $\hat{w}_i \equiv \{z_i' \hat{\beta}_q\}_{i=1}^M$, constituem uma amostra aleatória da distribuição condicional (estimada) dos rendimentos dado z_i .

Esse procedimento de simulação caracteriza os quantis condicionais para todo z , mas não provê a densidade marginal de w , uma vez que esta depende não só da função condicional, $\hat{\beta}_q$, mas também da distribuição de covariadas $g(z)$. Para gerar uma amostra aleatória da densidade marginal de w , pode-se simular linhas de dados de $g(z)$ e, para cada linha z_i , a partir de uma distribuição uniforme $(0,1)$, simular um q_i aleatório e então formar $\hat{w}_i \equiv z_i' \hat{\beta}_{q_i}$, que é uma simulação da densidade de w implicada pelo modelo. Replicando-se essa técnica várias vezes, pode-se simular uma amostra aleatória da distribuição desejada. Esse procedimento equivale a integrar numericamente a função quantílica condicional estimada $\hat{Q}_q(w|z)$ sobre a distribuição de z e q para formar $f(\hat{w}) = \iint \hat{Q}_q(w|z)g(z)dzdq$.

Para inferir sobre a lacuna existente entre os rendimentos de duas categorias (homens e mulheres, por exemplo) é necessário estimar duas densidades marginais de rendimentos: a função de densidade estimada de acordo com a distribuição de salários das mulheres, baseada em uma amostra gerada, pode ser definida como a distribuição marginal decorrente do modelo; e a função de densidade contrafactual que, nesse caso, corresponde à função de densidade dos homens correspondente a distribuição das características das mulheres (MACHADO e MATA, 2005).

O procedimento adotado para calcular a distribuição marginal decorrente do modelo é sumarizado da seguinte forma:

1. gera-se uma amostra aleatória de tamanho M , correspondente às M estimativas dos quantis condicionais, a partir de uma distribuição uniforme $[0,1]$: q_1, q_2, \dots, q_M .
2. Com os dados referentes aos indivíduos do sexo feminino, estima-se: $Q_{q_i}(w|z) = z' \beta_q$. Como resultado, obtêm-se M estimativas para os coeficientes das regressões quantílicas, $\hat{\beta}_{fq_i}$; onde o subscrito f refere-se a indivíduos do sexo feminino.
3. Gera-se uma amostra aleatória de tamanho M , com reposição, do vetor de covariadas das mulheres, z_f ;
4. Utilizando essa amostra, é feita a estimação da função de densidade através da multiplicação do vetor de coeficientes estimado pelo vetor de covariadas de tamanho M gerado: $\{\hat{w}_i \equiv z_{if}' \hat{\beta}_{fq_i}\}_{i=1}^M$.

A distribuição contrafactual é calculada seguindo o procedimento acima, mas, no passo 2, utiliza-se os dados referentes aos trabalhadores do sexo masculino para estimar o vetor de coeficientes e obter: $\{\hat{w}_i \equiv z_{im}' \hat{\beta}_{mq_i}\}_{i=1}^M$, onde o subscrito m , denota indivíduos do

sexo masculino. A diferença dessas duas funções densidade é descrita como discriminação de gênero em um dado período.

Neste trabalho, utiliza-se o procedimento descrito para investigar o hiato entre as distribuições de rendimentos causadas por diferenças de gênero, raça e região. Dessa forma, para cada estrato ocupacional, o procedimento foi implementado três vezes, uma para cada dupla de categorias, sendo elas: homens e mulheres, brancos e não brancos, trabalhadores residentes no Nordeste e demais regiões..

3.3 Base de Dados

A base de dados para estimação dos modelos propostos foi obtida a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a qual é provida anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Foram coletadas informações para o ano de 2011 (período mais recente com disponibilidade de dados).

3.3.1 Definição das Ocupações

A partir do princípio teórico do esquema EGP, foi feita uma recodificação dos dados da PNAD, de forma a agregar as mais de 800 categorias ocupacionais em apenas sete, as quais são descritas como seguem:

1. Profissionais administradores e gerentes (*Adm. e gerentes*);
Legisladores, dirigentes gerais da administração pública, gerentes de produção e operações, profissionais da bioengenharia, biotecnologia e engenharia genética, engenheiros mecânicos, matemáticos, físicos, químicos, arquitetos, médicos, cirurgiões-dentistas, veterinários, farmacêuticos, professores, advogados, juizes, administradores, contadores.
2. Trabalhadores não manuais de rotina (*Trab. n. man. de rotina*);
Escriturários em geral, agentes, assistentes e auxiliares administrativos, secretários, operadores de máquinas de escritório, contínuos, almoxarifes e armazenistas, carteiros, caixas e bilheteiros, recepcionistas, telefonistas, operadores de telemarketing, entrevistadores.
3. Pequenos proprietários (*Peq. prop.*);
Empregadores com mais de cinco empregados; desde que tenham se declarado empregadores ou trabalhadores por conta própria: representantes comerciais e técnicos de vendas, tintureiros, lavadeiros e afins, repositores e remarcadores do comércio, supervisores de vendas.
4. Trabalhadores manuais qualificados técnicos e supervisores (*Trab. man. qual.*);
Desenhistas técnicos e modelistas, técnicos em construção civil, técnicos petroquímicos, técnicos em topografia, agrimensura e hidrografia, técnicos em produção e conservação de alimentos, laboratoristas industriais, operadores de equipamentos médico e odontológico.
5. Trabalhadores manuais não qualificados (*Trab man. n. qual.*);
Trabalhadores de extração de minerais sólidos, trabalhadores de terraplanagem e fundações, trabalhadores de estruturas de alvenaria, trabalhadores de preparação de tecelagem, trabalhadores artesanais de confecção de roupas, alimentadores de linhas de produção.
6. Empregadores e proprietários rurais;
7. Trabalhadores manuais não qualificados do setor rural.

Em virtude da heterogeneidade entre trabalhadores rurais e urbanos e das diferentes condições de trabalho as quais são submetidos, foram excluídas da amostra as categorias (6) e (7) que envolvem trabalhadores rurais, visando, com isso, prover maior robustez à análise. Ainda com o intuito de homogeneizar a amostra, não foram considerados os trabalhadores da

região Norte, uma vez que, em decorrência de peculiaridades geográficas, mesmo sendo classificados como urbanos estes podem apresentar características de trabalhadores rurais. No 3.3.2 *Definição das Variáveis*

Para cada grupo ocupacional citado na subseção anterior, foram estimadas equações mincerianas quantílicas e, a partir delas, delas foi feita uma decomposição contrafactual das distribuições de rendimentos dos trabalhadores. As equações foram estimadas de acordo com a seguinte especificação:

$$w_i = \alpha + \beta_1 ed_i + \beta_2 xp_i + \beta_2 (xp_i)^2 + \beta_3 raça_i + \beta_4 gen_i + \beta_5 co_i + \beta_6 ne_i + \beta_7 se_i + \beta_8 s_i + u_i \quad (2)$$

Onde:

- (*w*) logaritmo do rendimento do trabalho principal.
- (*ed*) anos de estudo - corresponde à série, ao nível ou ao grau. Para fins de equivalência, cada série concluída com aprovação é tida como 1 ano de estudo;
- (*xp*) experiência - calculada considerando-se a idade menos seis, menos os anos de estudo². Ao adotar esse procedimento assume-se que todos os indivíduos analisados iniciam sua vida estudantil com 6 anos e não despendem nenhum tempo fora da escola ou do mercado de trabalho. Berndt (1991 *apud* KASSOUF, 1998). Além disso, considera-se que quem estuda não trabalha. Para homogeneizar a amostra, foram analisados apenas indivíduos entre 15 e 55 anos;
- (*raça*) raça - 1 para indivíduos brancos e 0 para não brancos;
- (*gen*) gênero - 1 para feminino e 0 para masculino;
- (*co*) Centro Oeste- 1 para indivíduos da região Centro Oeste e 0 caso contrário;
- (*ne*) Nordeste- 1 para indivíduos da região Nordeste e 0 caso contrário;
- (*se*) Sudeste- 1 para indivíduos da região Sudeste e 0 caso contrário;
- (*s*) Sul- 1 para indivíduos da região Sul e 0 caso contrário;

As estatísticas descritivas das variáveis por categoria ocupacional estão dispostas na tabela 1. Observa-se que há heterogeneidade entre as categorias ocupacionais, haja vista a amplitude acentuada de variação das variáveis contínuas, justificando a adequação da análise na forma desagregada. Cabe realçar que a baixa representatividade relativa da categoria peq. prop. pode, eventualmente, conduzir a resultados divergentes das demais.

Tabela 1- Estatísticas Descritivas por Categoria Ocupacional

Variável	Adm. e gerentes		Trab. n man. rotina		Peq. prop.		Trab. man. qual.		Trab man. n. qual.	
	Média	Desv. Padrão	Média	Desv. Padrão	Média	Desv. Padrão	Média	Desv. Padrão	Média	Desv. Padrão
<i>w</i>	3421.27	4263.71	1177.91	1442.35	5917.30	7409.11	1094.28	1077.51	844.72	816.86
<i>ed</i>	14.14	2.82	11.78	3.22	12.71	3.33	9.37	3.75	8.28	3.84
<i>xp</i>	16.93	10.02	15.24	11.12	22.72	9.61	19.85	11.83	21.83	11.89
<i>gen</i>	0.47	0.50	0.59	0.49	0.31	0.46	0.33	0.47	0.43	0.49
<i>raça</i>	0.69	0.46	0.54	0.50	0.78	0.42	0.47	0.50	0.41	0.49
<i>co</i>	0.16	0.36	0.15	0.35	0.15	0.36	0.13	0.34	0.14	0.34
<i>ne</i>	0.23	0.42	0.29	0.45	0.20	0.40	0.27	0.45	0.33	0.47
<i>se</i>	0.39	0.49	0.36	0.48	0.35	0.48	0.38	0.48	0.34	0.47
<i>s</i>	0.23	0.42	0.21	0.41	0.30	0.46	0.22	0.41	0.19	0.39
nº de obs.	11211		36150		743		27904		28050	

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

² Esse procedimento foi adotado em virtude de não constar na PNAD informações acerca da experiência dos indivíduos.

4. RESULTADOS

Nesta seção são reportados os resultados dos dois exercícios empíricos propostos, constando, na primeira subseção, as equações mincerianas quantílicas, e em seguida a decomposição de rendimentos.

4.1 Equações Mincerianas Quantílicas

A Tabela 2 expõe as estimativas das equações mincerianas quantílicas por estrato ocupacional, bem como por MQ, revelando que quase todos os coeficientes são significantes a, no máximo, 5%. Observa-se que, na maioria dos casos, além de diferir da estimação por MQ, o efeito das variáveis explicativas é distinto ao longo da distribuição da variável dependente, característica que é estatisticamente comprovada pelo teste de Wald, cujos resultados estão dispostos na Tabela 4 do Apêndice A. Esse efeito também varia entre os estratos ocupacionais e pode ser claramente visualizado nos gráficos dispostos no Apêndice B, que, além de apresentarem o resultado da estimação por MQ, ilustram a influência de cada variável explicativa nos quantis da dependente, por categoria ocupacional.

Os coeficientes das variáveis educação (*ed*) e experiência (*xp*) apresentam sinais positivos em todos os casos, com efeito maior na categoria dos administradores e gerentes, indicando que, em acordo com a literatura, o capital humano contribui significativamente para o aumento dos rendimentos dos trabalhadores. Vale ressaltar que, com exceção da categoria dos trabalhadores manuais não qualificados, o efeito dessas variáveis é maior no topo da distribuição de rendimentos. Para o total dos trabalhadores, efeito semelhante foi verificado para os EUA (Chamberlain, 1994; Buchinsky, 1994), Alemanha (Fitzenberger e Kurz, 1997), Uruguai (González e Miles, 2001), Zâmbia (Nielsen and Rosholm, 2001) e Portugal (Machado e Mata, 2005). Os coeficientes da variável xp^2 , que verifica até que ponto anos a mais de experiência acarretam em acréscimos nos salários, na maioria dos casos, apresenta o sinal negativo esperado, indicando que em algum momento o efeito da experiência nos salários começa a ser nulo ou até negativo. Em determinados pontos da distribuição de alguns estratos ocupacionais, esses coeficientes não se mostram como esperado, mas, embora positivos, são praticamente nulos.

Gênero e raça apresentam coeficientes com sinais negativo e positivo, respectivamente, em todos os quantis e ocupações, mostrando que o fato de um trabalhador ser do sexo feminino ou ser não branco acarreta em um menor rendimento para o mesmo. Em relação ao gênero, esse resultado é similar ao encontrado por Machado e Mata (2005) para os trabalhadores portugueses. Os efeitos dessas variáveis entre os quantis são distintos nas magnitudes dos coeficientes entre as ocupações, uma vez que em algumas o efeito é maior nos quantis mais elevados e em outras ocorre o inverso.

Incluídas para captar diferenças na variação de rendimentos de indivíduos residentes em regiões mais e menos desenvolvidas, as variáveis *dummies* correspondentes se mostraram relevantes na maioria dos casos estudados. Como esperado, predominam efeitos negativos nos rendimentos de indivíduos na região menos desenvolvida (Nordeste) em quase todos os quantis e ocupações, à exceção de pequenos proprietários, sobre a qual prevalecem efeitos nulos em todas as regiões, sobretudo no Sudeste, e estratos de renda, resultado este talvez devido ao grau de homogeneidade e baixa representatividade amostral relativa às demais ocupações.

Tabela 2 - Equações Mincerianas Quantílicas por Categoria Ocupacional

Variável	<i>Adm. e gerentes</i>					<i>Trab. n man. rotina</i>					<i>Peq. prop</i>					<i>Trab. man. qual.</i>					<i>Trab. man. n. qual.</i>				
	5%	25%	50%	75%	MQ	5%	25%	50%	75%	MQ	5%	25%	50%	75%	MQ	5%	25%	50%	75%	MQ	5%	25%	50%	75%	MQ
<i>ed</i>	0.095 (0.005)	0.121 (0.003)	0.136 (0.004)	0.145 (0.004)	0.128 (0.003)	0.088 (0.003)	0.067 (0.002)	0.084 (0.001)	0.104 (0.002)	0.097 (0.001)	0.102 (0.016)	0.093 (0.017)	0.108 (0.016)	0.109 (0.014)	0.099 (0.010)	0.041 (0.004)	0.039 (0.001)	0.051 (0.001)	0.073 (0.001)	0.065 (0.001)	0.061 (0.004)	0.055 (0.001)	0.050 (0.001)	0.061 (0.001)	0.063 (0.001)
<i>xp</i>	0.054 (0.004)	0.054 (0.003)	0.059 (0.003)	0.058 (0.004)	0.056 (0.003)	0.050 (0.002)	0.031 (0.001)	0.033 (0.001)	0.043 (0.001)	0.040 (0.001)	0.045 (0.020)	0.056 (0.017)	0.013* (0.020)	0.026* (0.020)	0.032 (0.012)	0.034 (0.004)	0.024 (0.001)	0.030 (0.001)	0.037 (0.001)	0.034 (0.001)	0.042 (0.003)	0.037 (0.001)	0.032 (0.001)	0.034 (0.001)	0.039 (0.001)
<i>xp²</i>	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.000* (0.000)	-0.001* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	-0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)
<i>gen</i>	-0.323 (0.025)	-0.367 (0.016)	-0.388 (0.016)	-0.388 (0.020)	-0.370 (0.014)	-0.262 (0.013)	-0.216 (0.006)	-0.250 (0.006)	-0.316 (0.009)	-0.308 (0.006)	-0.510 (0.120)	-0.450 (0.080)	-0.465 (0.081)	-0.410 (0.084)	-0.490 (0.063)	-0.621 (0.030)	-0.339 (0.009)	-0.390 (0.007)	-0.458 (0.009)	-0.452 (0.007)	-1.182 (0.025)	-0.746 (0.013)	-0.549 (0.009)	-0.558 (0.008)	-0.712 (0.007)
<i>raça</i>	0.088 (0.027)	0.129 (0.018)	0.172 (0.021)	0.211 (0.022)	0.170 (0.016)	0.076 (0.014)	0.064 (0.006)	0.084 (0.007)	0.128 (0.009)	0.107 (0.006)	0.297 (0.150)	0.168* (0.089)	0.163* (0.123)	0.082* (0.083)	0.157 (0.072)	0.067 (0.016)	0.047 (0.007)	0.073 (0.008)	0.106 (0.009)	0.097 (0.007)	0.036* (0.021)	0.058 (0.010)	0.063 (0.008)	0.091 (0.008)	0.079 (0.008)
<i>ne</i>	-0.313 (0.036)	-0.221 (0.025)	-0.148 (0.026)	-0.07* (0.029)	-0.140 (0.022)	-0.501 (0.024)	-0.327 (0.010)	-0.314 (0.009)	-0.280 (0.013)	-0.320 (0.009)	-0.15* (0.175)	0.002* (0.125)	0.267 (0.133)	0.465 (0.117)	0.222 (0.086)	-0.673 (0.033)	-0.370 (0.010)	-0.353 (0.010)	-0.324 (0.012)	-0.373 (0.011)	-0.651 (0.034)	-0.471 (0.014)	-0.395 (0.011)	-0.343 (0.011)	-0.429 (0.011)
<i>co</i>	0.006* (0.035)	0.093 (0.031)	0.182 (0.028)	0.310 (0.035)	0.190 (0.023)	0.016* (0.020)	-0.044 (0.009)	-0.022 (0.011)	0.055 (0.017)	0.038 (0.010)	-0.10* (0.213)	-0.04* (0.108)	0.263 (0.107)	0.391 (0.107)	0.211 (0.093)	-0.070 (0.021)	-0.108 (0.011)	-0.077 (0.013)	-0.003* (0.017)	-0.02* (0.012)	-0.02* (0.033)	-0.038 (0.015)	-0.032 (0.012)	-0.006* (0.012)	0.002* (0.013)
<i>se</i>	-0.067 (0.028)	-0.03* (0.020)	0.001* (0.020)	0.060 (0.025)	0.012* (0.018)	0.001* (0.016)	-0.046 (0.008)	-0.043 (0.008)	-0.02* (0.011)	-0.027 (0.008)	-0.14* (0.144)	-0.07* (0.078)	0.016* (0.090)	0.109* (0.088)	0.032* (0.072)	-0.090 (0.019)	-0.080 (0.009)	-0.050 (0.008)	-0.024 (0.012)	-0.044 (0.009)	-0.03* (0.026)	-0.047 (0.013)	-0.039 (0.010)	-0.029 (0.011)	-0.027 (0.011)
<i>c</i>	4.952 (0.073)	5.085 (0.052)	5.197 (0.052)	5.444 (0.064)	5.356 (0.045)	4.845 (0.051)	5.617 (0.019)	5.640 (0.016)	5.595 (0.021)	5.463 (0.016)	5.045 (0.333)	5.774 (0.294)	6.302 (0.300)	6.627 (0.272)	6.304 (0.193)	5.583 (0.056)	6.052 (0.020)	6.111 (0.018)	6.104 (0.021)	5.950 (0.017)	5.125 (0.052)	5.698 (0.023)	6.022 (0.022)	6.180 (0.021)	5.854 (0.019)

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

Notas: *não significante a 5%;

**desvios padrão - entre parênteses - calculados por Bootstrapping com 1000 repetições;

*** a variável Sul foi excluída para evitar perfeita colinearidade.

4.2 Decomposição da Distribuição de Rendimentos

Para decompor a distribuição dos rendimentos dos trabalhadores em dois componentes, um devido às distintas características individuais e outro decorrente dos coeficientes (remuneração a essas características), foi realizado o procedimento descrito na seção 3, com o número de replicações, M , igual a 1000. As características incluídas foram: anos de estudo, experiência, raça (no caso da decomposição por gênero) e gênero (no caso da decomposição por raça e por região). Os resultados da decomposição da lacuna entre as distribuições de rendimentos de homens e mulheres, brancos e não brancos e residentes no Nordeste e em outra região, por estrato ocupacional, são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 - Decomposição dos Diferenciais de Rendimentos para Gêneros, Raças e Regiões por Quantis Selecionados

		Gênero				Raça				Região			
		5%	25%	50%	75%	5%	25%	50%	75%	5%	25%	50%	75%
<i>Adm. e gerentes</i>	Total	-0.1913 (0.0171)	-0.2715 (0.0126)	-0.3228 (0.0129)	-0.3499 (0.0149)	-0.1997 (0.0185)	-0.2777 (0.0149)	-0.3017 (0.0158)	-0.3067 (0.0180)	-0.3220 (0.0287)	-0.2893 (0.0192)	-0.2694 (0.0200)	-0.2426 (0.0232)
	Coeficientes	-0.2909 (0.0160)	-0.3582 (0.0124)	-0.3949 (0.0127)	-0.4051 (0.0140)	-0.0886 (0.0144)	-0.1712 (0.0108)	-0.2076 (0.0113)	-0.2218 (0.0131)	-0.2640 (0.0129)	-0.2482 (0.0100)	-0.2407 (0.0105)	-0.2233 (0.0121)
	Características	0.0996 (0.0172)	0.0867 (0.0132)	0.0721 (0.0133)	0.0552 (0.0142)	-0.1111 (0.0195)	-0.1065 (0.0134)	-0.0941 (0.0128)	-0.0850 (0.0140)	-0.0579 (0.0185)	-0.0411 (0.0132)	-0.0288 (0.0129)	-0.0193 (0.0144)
<i>Trab. n man. rotina</i>	Total	-0.2143 (0.0131)	-0.1383 (0.0035)	-0.2037 (0.0043)	-0.2754 (0.0060)	-0.2595 (0.0151)	-0.1588 (0.0039)	-0.2169 (0.0048)	-0.2827 (0.0067)	-0.5945 (0.0206)	-0.2970 (0.0066)	-0.3160 (0.0059)	-0.3599 (0.0094)
	Coeficientes	-0.3016 (0.0127)	-0.2088 (0.0049)	-0.2731 (0.0060)	-0.3535 (0.0081)	-0.1904 (0.0118)	-0.1049 (0.0040)	-0.1551 (0.0051)	-0.2073 (0.0070)	-0.5691 (0.0093)	-0.2820 (0.0032)	-0.3008 (0.0042)	-0.3400 (0.0059)
	Características	0.0873 (0.0113)	0.0705 (0.0051)	0.0694 (0.0064)	0.0781 (0.0084)	-0.0690 (0.0141)	-0.0539 (0.0047)	-0.0618 (0.0049)	-0.0754 (0.0065)	-0.0254 (0.0103)	-0.0149 (0.0040)	-0.0153 (0.0046)	-0.0199 (0.0064)
<i>Peq. prop</i>	Total	-0.3655 (0.0942)	-0.3668 (0.0657)	-0.3795 (0.0602)	-0.3656 (0.0720)	-0.1980 (0.1274)	-0.1887 (0.0795)	-0.0726 (0.0924)	0.0365 (0.0871)	-0.1750 (0.1693)	-0.0462 (0.0975)	0.1048 (0.0984)	0.2817 (0.1061)
	Coeficientes	-0.4684 (0.0676)	-0.4556 (0.0442)	-0.4540 (0.0425)	-0.4277 (0.0495)	-0.2316 (0.0596)	-0.2017 (0.0403)	-0.0786 (0.0378)	0.0383 (0.0442)	-0.1446 (0.0543)	-0.0220 (0.0411)	0.1243 (0.0366)	0.3069 (0.0426)
	Características	0.1029 (0.0638)	0.0888 (0.0460)	0.0745 (0.0476)	0.0621 (0.0506)	0.0336 (0.0666)	0.0130 (0.0468)	0.0060 (0.0429)	-0.0018 (0.0480)	-0.0304 (0.0651)	-0.0242 (0.0510)	-0.0194 (0.0445)	-0.0252 (0.0474)
<i>Trab. man. qual.</i>	Total	-0.6427 (0.0283)	-0.2201 (0.0044)	-0.3944 (0.0058)	-0.4620 (0.0089)	-0.2735 (0.0200)	-0.1362 (0.0034)	-0.1953 (0.0052)	-0.2395 (0.0064)	-0.7232 (0.0271)	-0.2796 (0.0085)	-0.3770 (0.0066)	-0.4280 (0.0094)
	Coeficientes	-0.6944 (0.0121)	-0.2679 (0.0044)	-0.4479 (0.0047)	0.0557 (0.0059)	-0.2527 (0.0160)	-0.1111 (0.0052)	-0.1595 (0.0058)	-0.1834 (0.0077)	-0.7048 (0.0118)	-0.2575 (0.0040)	-0.3418 (0.0042)	-0.3782 (0.0057)
	Características	0.0517 (0.0109)	0.0479 (0.0051)	0.0536 (0.0053)	-0.5177 (0.0064)	-0.0207 (0.0171)	-0.0251 (0.0053)	-0.0358 (0.0057)	-0.0561 (0.0070)	-0.0184 (0.0129)	-0.0222 (0.0044)	-0.0352 (0.0047)	-0.0498 (0.0062)
<i>Trab. man. n. qual.</i>	Total	-1.1780 (0.0203)	-0.7111 (0.0124)	-0.4656 (0.0059)	-0.5994 (0.0061)	-0.3330 (0.0175)	-0.2371 (0.0089)	-0.2089 (0.0047)	-0.2255 (0.0062)	-0.7512 (0.0268)	-0.5371 (0.0144)	-0.3873 (0.0065)	-0.3914 (0.0084)
	Coeficientes	-1.1978 (0.0142)	-0.7279 (0.0043)	-0.4804 (0.0049)	-0.6134 (0.0065)	-0.2666 (0.0218)	-0.1793 (0.0075)	-0.1490 (0.0060)	-0.1622 (0.0079)	-0.7257 (0.0168)	-0.4985 (0.0052)	-0.3521 (0.0044)	-0.3509 (0.0059)
	Características	0.0197 (0.0137)	0.0168 (0.0046)	0.0148 (0.0052)	0.0139 (0.0067)	-0.0663 (0.0231)	-0.0578 (0.0086)	-0.0600 (0.0058)	-0.0632 (0.0070)	-0.0255 (0.0173)	-0.0386 (0.0065)	-0.0352 (0.0053)	-0.0405 (0.0061)

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

Notas: *desvios padrão entre parênteses

**amostragem feita por Bootstrapping com 1000 repetições

Em relação à lacuna entre os rendimentos de homens e mulheres, verifica-se que em todos os estratos ocupacionais ela é negativa, expressivamente maior na categoria dos trabalhadores manuais não qualificados, onde, nos quantis menores, ela ultrapassa os 100%, e que a proporção decorrente das características é positiva. Assim, o diferencial de salários é decorrente dos coeficientes, ou seja, da remuneração às características dos indivíduos, o que assinala a presença de discriminação por gênero no mercado de trabalho brasileiro. Resultado semelhante foi verificado por Albrecht (2008) para a Holanda e por Arulampalam, Booth and Bryan (2005) para vários países europeus.

As lacunas entre os rendimentos de brancos e não brancos e residentes no Nordeste e em outra região também são negativas. Apenas na categoria dos pequenos proprietários, em alguns pontos da distribuição, elas são positivas. Como na decomposição por gênero, a maior parte dessas defasagens é decorrente dos coeficientes, indicando a existência de discriminação. Entretanto, a proporção decorrente das características dos trabalhadores, também é negativa. Tal fato indica que indivíduos não brancos e residentes na região Nordeste apresentam características (anos de estudo e experiência) que os fazem ter rendimentos menores que indivíduos brancos e indivíduos residentes em outras regiões. Como decorrência das evidências apresentadas, justificaria-se a implementação de políticas que visassem o auxílio e a integração social dessas categorias.

Os gráficos 6, 7 e 8 nos apêndices C, D e E, gerados pelo *software* Stata após o procedimento da decomposição, ilustram, para cada estrato ocupacional, as lacunas existentes entre as distribuições de rendimentos de homens e mulheres, brancos e não brancos e residentes no Nordeste e em outra região, decorrentes dos coeficientes (discriminação), com um intervalo de confiança de 95%. Verifica-se em algumas ocupações um *glass ceiling effect*, ou seja, a defasagem é maior no topo da distribuição. Isso pode ser observado, por exemplo, na categoria dos administradores e gerentes, nas decomposições por gênero e por raça, onde o hiato entre os rendimentos passa de cerca de 19% na parte inferior da distribuição para mais de 30% na parte superior. Entretanto, é maior a incidência de um *sticky floor effect*, denominação utilizada por Arulampalam, Booth e Bryan (2005) para quando o hiato é maior na parte inferior da distribuição. Na decomposição por região esse efeito é observado em todos os estratos ocupacionais, indicando que a discriminação diminui à medida que se avança na distribuição.

Os resultados da decomposição sobre toda a distribuição podem ser melhor visualizados nos gráficos 9, 10 e 11, disponíveis nos apêndices F, G e H. É nítida a variação do hiato entre os rendimentos ao longo dos quantis e entre as ocupações. Na decomposição por raça, por exemplo, na categoria dos administradores e gerentes o diferencial de rendimentos varia consideravelmente ao longo dos quantis e apresenta uma trajetória visivelmente diferente da observada na categoria dos pequenos proprietários. Fatos como esses, ratificam a importância da análise desagregada em estratos ocupacionais e por quantis.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir do agrupamento das centenas de categorias ocupacionais (elencadas na PNAD) em apenas cinco, seguindo o princípio teórico do esquema EGP, faz-se uma análise do mercado de trabalho urbano brasileiro, por estrato ocupacional, no ano de 2011.

Equações mincerianas quantílicas foram estimadas com o intuito de verificar o efeito de atributos inerentes e adquiridos em vários quantis ao longo da distribuição de rendimentos dos trabalhadores. Seguindo a metodologia de Machado e Mata (2005), também foi feita uma decomposição dessa distribuição para verificar os diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres, brancos e não brancos e entre residentes na região Nordeste e em outra região. Este procedimento permitiu identificar o quanto da diferença entre os rendimentos dessas categorias é decorrente de distinções entre características (experiência e educação) e o quanto

é resultado de diferenças na remuneração a essas características, o que pode ser entendido como discriminação.

Os resultados das equações mincerianas quantílicas ratificam a importância da análise desagregada em estratos ocupacionais por quantis, uma vez que os efeitos das variáveis explicativas são distintos ao longo das distribuições de rendimentos e variam entre as ocupações, atendendo, assim, a uma versão alternativa e realista da equação minceriana com coeficientes variáveis, em especial para o retorno do capital humano. Variáveis como anos de estudo e experiência apresentam um efeito de acréscimo nos salários dos trabalhadores, principalmente na categoria dos administradores e gerentes. Já as variáveis regionais mostram que o salário de trabalhadores residentes do Nordeste é menor, exceto para a categoria dos pequenos proprietários.

Em relação às lacunas existentes entre as distribuições de rendimentos de homens e mulheres, brancos e não brancos e residentes na região Nordeste e em outra região, verifica-se em algumas ocupações um *glass ceiling effect*, ou seja, a defasagem é maior no topo da distribuição. Entretanto, na maioria dos casos ocorre um *sticky floor effect*, isto é, o hiato é maior na parte inferior da distribuição. Na decomposição por região esse efeito é observado em todos os estratos ocupacionais, indicando que a discriminação diminui à medida que se avança na distribuição.

No que se refere ao diferencial de rendimentos entre homens e mulheres, verifica-se que em todos os estratos ocupacionais ele é negativo, expressivamente maior na categoria dos trabalhadores manuais não qualificados, e que a proporção decorrente das características é positiva. Mostrando que o diferencial de salários é decorrente, em maior parte, dos coeficientes, ou seja, da remuneração as características dos indivíduos, e assinalando a presença de discriminação por gênero no mercado de trabalho brasileiro.

Similarmente as lacunas entre os rendimentos de brancos e não brancos e residentes no Nordeste ou em outra região são negativas. Apenas na categoria dos pequenos proprietários, em alguns pontos da distribuição, elas são positivas. Essas defasagens são decorrentes em maior parte dos coeficientes indicando discriminação. Entretanto, diferente do que ocorre no gênero, os diferenciais também são resultado das características distintas desses trabalhadores. Isso indica que indivíduos não brancos e residentes na região Nordeste apresentam características (anos de estudo e experiência) que os fazem ter rendimentos menores que indivíduos brancos e indivíduos residentes em outras regiões. Este fato confirma a importância do desenvolvimento de políticas que visem o auxílio e a integração social dessas categorias.

REFERÊNCIAS

- ALBRECHT, J.; BJORKLAND, A.; VROMAN, S. Is there a glass ceiling over Sweden? **Journal of Labor Economics**. n.21, p.145-177, 2003.
- ALBRECHT, J.; van VUUREN, A.; VROMAN, S. Counterfactual distributions with sample selection adjustments: Econometric theory and an application to the Netherlands Labour Economics. **Labor Economics**. v.16, n.4; p.383-396, 2009.
- ARULAMPALAM, W., A. L. BOOTH, and M. L. BRYAN: “**Is there a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution**”, mimeo, 2005.
- Blinder, A. “Wage discrimination: Reduced form and structural estimates.” **Journal of Human Resources** n.8, p.436-55, 1973.
- BLAU, Francine D.; KAHN, Lawrence. International Differences in Male Inequality: Institutions versus Market Forces. **The Journal of Political Economy**. v.104, n.4, p.791-837, 1996.
- Blinder, Alan S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. **Journal of Human Resources**, v.8, n.4, p.436-455, 1973.

- BRASIL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **IBGE**, 2012. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: julho de 2012.
- BUCHINSKY M. Changes in the U.S. wage structure 1963–1987: an application of quantile regression. **Econometrica** v.62, p.405–458, 1994.
- CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravia K. **Microeconometrics Using Stata**. Texas: Statacorp LP, 2009.
- CHAMBERLAIN G. Quantile regression, censoring and the structure of wages. In *Advances in Econometrics*, Sins C (ed.). **Cambridge University Press**: Cambridge, p. 171–209, 1994.
- DINARDO, John; FORTIN, Nicole; LEMIEUX, Thomas. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. **Econometrica**. v.64, n.5, p. 1001-1044.
- ERICKSON, Robert e GOLDTHORPE, John H. The CASMIN Project and the American Dream. **European Sociological Review**, v. 8, pp. 283-306, 1992.
- _____. **The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies**. Oxford, Oxford University Press, 1993.
- _____. e PORTOCARRERO, Luciene. Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies. **British Journal of Sociology**, v. 30, 1979.
- FITZENBERGER B, KURZ C. **New insights on earnings trends across skill groups and industries in West Germany**. Universität Konstanz, mimeo, 1997.
- GOLDTHORPE J H: **Social Mobility and Class Structure in Modern Britain**, 2nd ed. Oxford: Clarendon Press, 1987.
- GONZÁLEZ X, MILES D. Wage inequality in a developing country: decrease in minimum wage or increase in education returns. **Empirical Economics** v. 26, p. 135–148, 2001.
- HARMON, C., HOGAN, V.; WALKER, I. Dispersion in the Economic Return to Schooling. **Labour Economics**, v.10, n.2, p.205-214, 2003.
- KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 243-269, abr./jun. 1998.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. W. Regression Quantiles. **Econométrica**, v. 46, n.1, p. 33–50. Jan. 1978.
- KOENKER, R.; HALLOCK. Quantile Regression. **Journal of Economic Perspectives**, v.15, n.4, p. 143-156, 2001.
- MACHADO, José A. F.; MATA, José. Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. **Journal of Applied Econometrics**. n.20, p. 445-465, 2005.
- MARTINS, Pedro S.; PEREIRA, Pedro T. Does Education reduce wage inequality? Quantile Regression evidence from 16 countries. **Labour Economics**. n.11, p. 355-371, 2004.
- NIELSEN H, ROSHOLM M. The public–private sector wage gap in Zambia? A quantile regression approach. **Empirical Economics** v.26, p.169–182, 2001.
- OAXACA, R.L. Male female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**. v.14, n.3, p.693-709, 1973.
- PAREDES, Dusan. The impact of the occupations and economic activities on the gender wage gap using a counterfactual framework. **Serie de Documentos de Trabajo en Economía**, WP2012-08, 34 p., UCN, Chile, 2012.
- SCALON, Maria Celi. **Dados**, v. 41, n. 2, 1998.
- _____.; RIBEIRO, Carlos Antônio Costa. Mobilidade de Classe no Brasil em Perspectiva Comparada. **Dados**, v.44, n.01, 2001.
- _____. **Mobilidade Social no Brasil: Padrões e Tendências**. Rio de Janeiro, Revan/IUPERJ-UCAM, 1999.

SILVA, Nelson do Valle e RODITI, Déborah. "Et Plus Ça Change. Tendências Históricas da Fluidez Social no Brasil", in C. Hasenbalg e N. V. Silva (eds.), **Estrutura Social, Mobilidade e Raça**. Rio de Janeiro, IUPERJ/Vértice, 1988.

TRIVEDI, Pravia K. **Microeconometrics – Methods and Applications**. Cambridge University Press, Cambridge, 2005.

APÊNDICE A – TESTE DE WALD

Tabela 4 - Teste de Wald - Igualdade dos Coeficientes entre os Quantis

		Valor p						
	Coeficiente	q05=q25	q05=q50	q05=q75	q25=q50	q25=q75	q50=q75	q05=q25=q50=q75
<i>Adm.e gerentes</i>	<i>ed</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0101	0.0000
	<i>xp</i>	0.9742	0.2505	0.4888	0.0845	0.3761	0.6821	0.3861
	<i>xp²</i>	0.1437	0.2976	0.0590	0.7151	0.3357	0.1394	0.2076
	<i>gen</i>	0.0679	0.0163	0.0293	0.1685	0.3160	0.9852	0.1090
	<i>raça</i>	0.1235	0.0079	0.0003	0.0245	0.0008	0.0488	0.0017
	<i>ne</i>	0.0104	0.0000	0.0000	0.0022	0.0000	0.0004	0.0000
	<i>se</i>	0.2242	0.0302	0.0002	0.0712	0.0003	0.0044	0.0007
	<i>co</i>	0.0210	0.0000	0.0000	0.0010	0.0000	0.0000	0.0000
<i>Trab. n man. rotina</i>	<i>ed</i>	0.0000	0.2286	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>xp</i>	0.0000	0.0000	0.0066	0.0060	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>xp²</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0003	0.3393	0.0378	0.0000
	<i>gen</i>	0.0001	0.3710	0.0004	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>raça</i>	0.3658	0.5852	0.0007	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>ne</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.1161	0.0002	0.0010	0.0000
	<i>se</i>	0.0018	0.0089	0.2953	0.6428	0.0147	0.0089	0.0007
	<i>co</i>	0.0011	0.0665	0.1189	0.0238	0.0000	0.0000	0.0000
<i>Peq. prop</i>	<i>ed</i>	0.6458	0.7464	0.7421	0.2900	0.3946	0.9879	0.7533
	<i>xp</i>	0.6296	0.2076	0.4830	0.0119	0.1677	0.4727	0.0961
	<i>xp²</i>	0.6319	0.1934	0.4512	0.0099	0.1462	0.4968	0.0826
	<i>gen</i>	0.6030	0.7257	0.4597	0.8492	0.6721	0.4916	0.8484
	<i>raça</i>	0.3753	0.4307	0.1890	0.9584	0.4035	0.4475	0.5874
	<i>ne</i>	0.3755	0.0302	0.0021	0.0260	0.0013	0.1062	0.0037
	<i>se</i>	0.6385	0.3132	0.1189	0.2694	0.0623	0.2722	0.2609
	<i>co</i>	0.7580	0.0970	0.0301	0.0038	0.0007	0.2145	0.0048
<i>Trab. man. qual.</i>	<i>ed</i>	0.5397	0.0034	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>xp</i>	0.0045	0.2095	0.3819	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>xp²</i>	0.0025	0.0168	0.0690	0.0913	0.0099	0.0740	0.0014
	<i>gen</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>raça</i>	0.1760	0.7155	0.0306	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000
	<i>ne</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0827	0.0005	0.0041	0.0000
	<i>se</i>	0.5876	0.0319	0.0016	0.0001	0.0000	0.0067	0.0000
	<i>co</i>	0.0560	0.7392	0.0069	0.0047	0.0000	0.0000	0.0000
<i>Trab. man. n. qual.</i>	<i>ed</i>	0.0722	0.0014	0.9870	0.0000	0.0002	0.0000	0.0000
	<i>xp</i>	0.0756	0.0019	0.0141	0.0005	0.0690	0.1030	0.0008
	<i>xp²</i>	0.1582	0.0062	0.0081	0.0004	0.0030	0.9967	0.0016
	<i>gen</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2687	0.0000
	<i>raça</i>	0.2263	0.1737	0.0095	0.5710	0.0014	0.0002	0.0009
	<i>ne</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	<i>se</i>	0.4525	0.6682	0.9723	0.5113	0.1909	0.2977	0.5098
	<i>co</i>	0.4375	0.5996	0.7918	0.6124	0.0416	0.0301	0.1061

APÊNDICE B – EQUAÇÕES MINCERIANAS QUANTÍLICAS - EFEITO DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS NOS QUANTIS DA VARIÁVEL DEPENDENTE

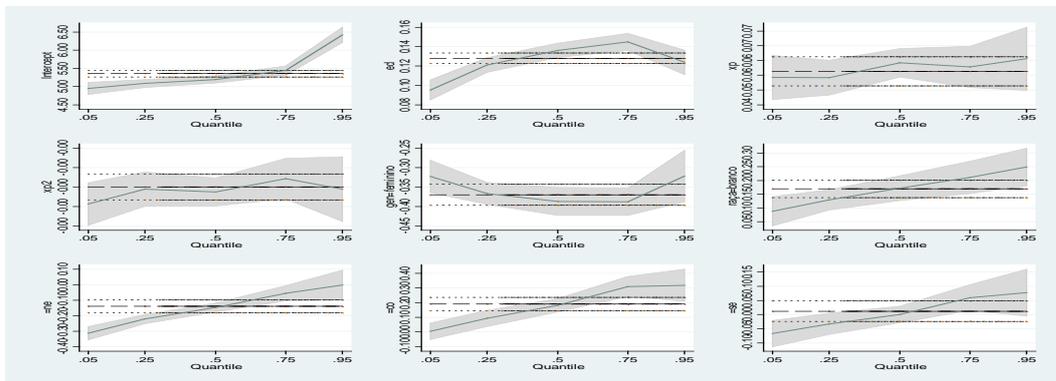


Gráfico 1 – Administradores e Gerentes

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

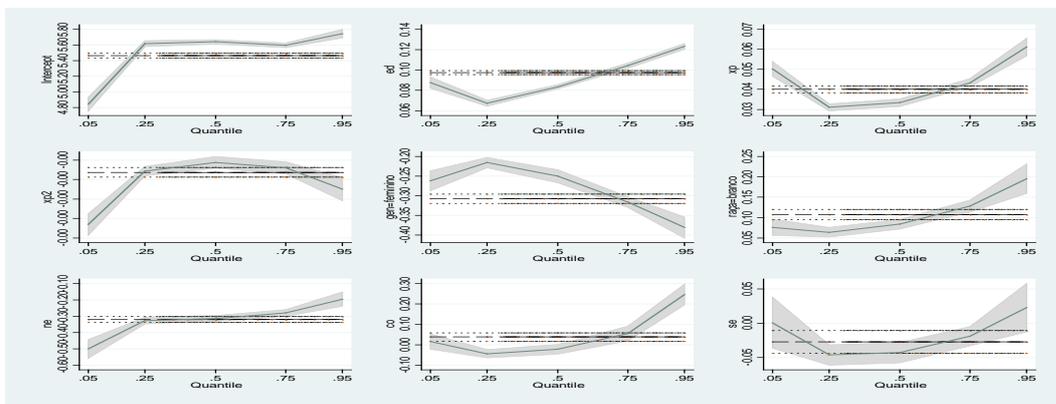


Gráfico 2 – Trabalhadores Não Manuais de Rotina

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

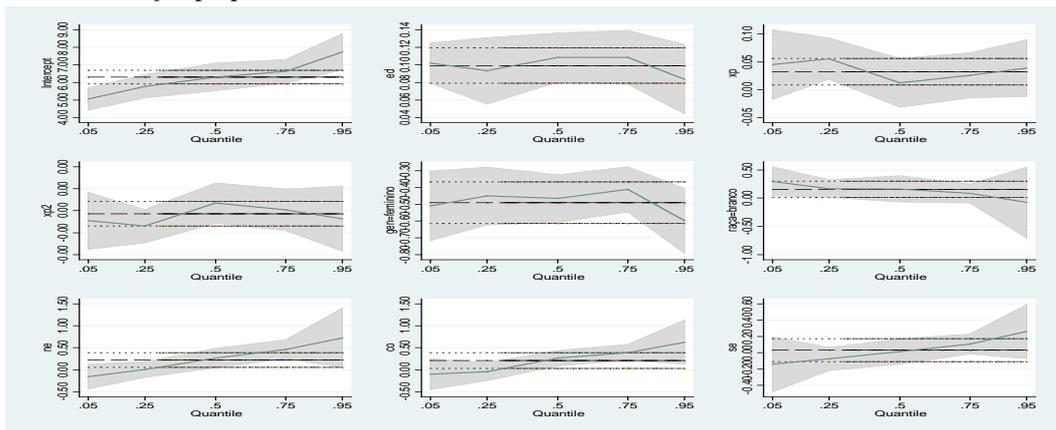


Gráfico 3 – Pequenos Proprietários

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

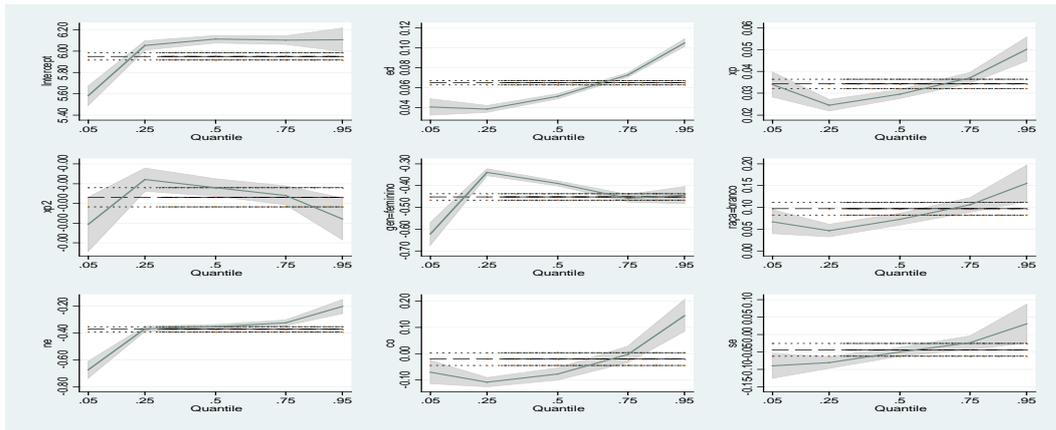


Gráfico 4 – Trabalhadores Manuais Qualificados

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

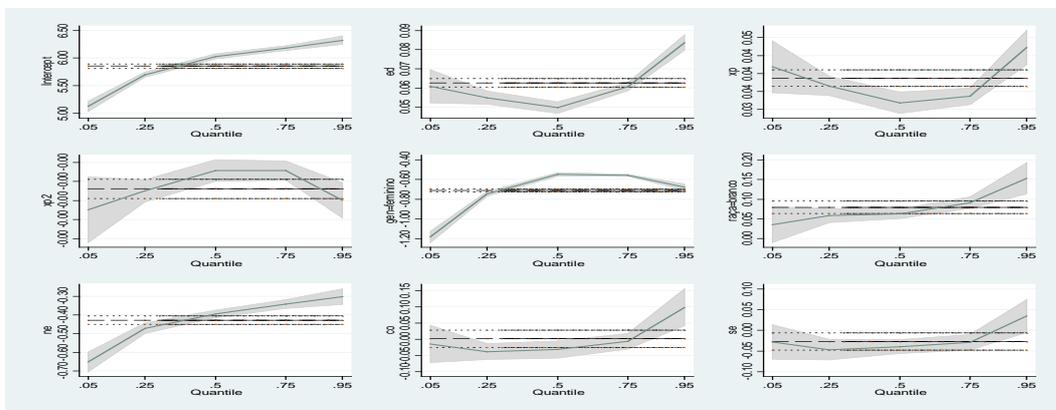


Gráfico 5 – Trabalhadores Manuais Não Qualificados

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

APÊNDICE C – EFEITO DOS COEFICIENTES (DISCRIMINAÇÃO) - GÊNERO

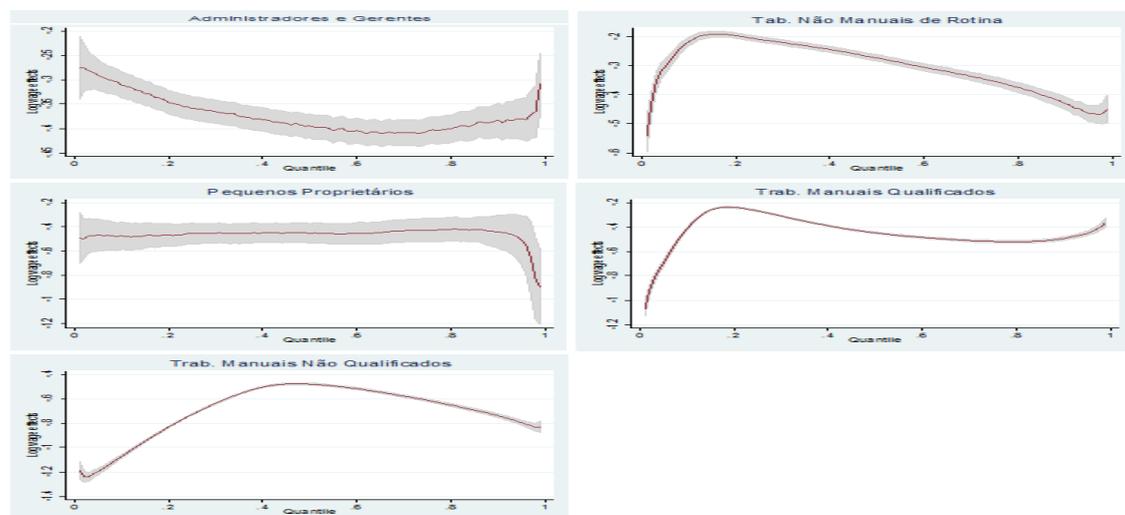


Gráfico 6 - Gênero

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

APÊNDICE D – EFEITO DOS COEFICIENTES (DISCRIMINAÇÃO)

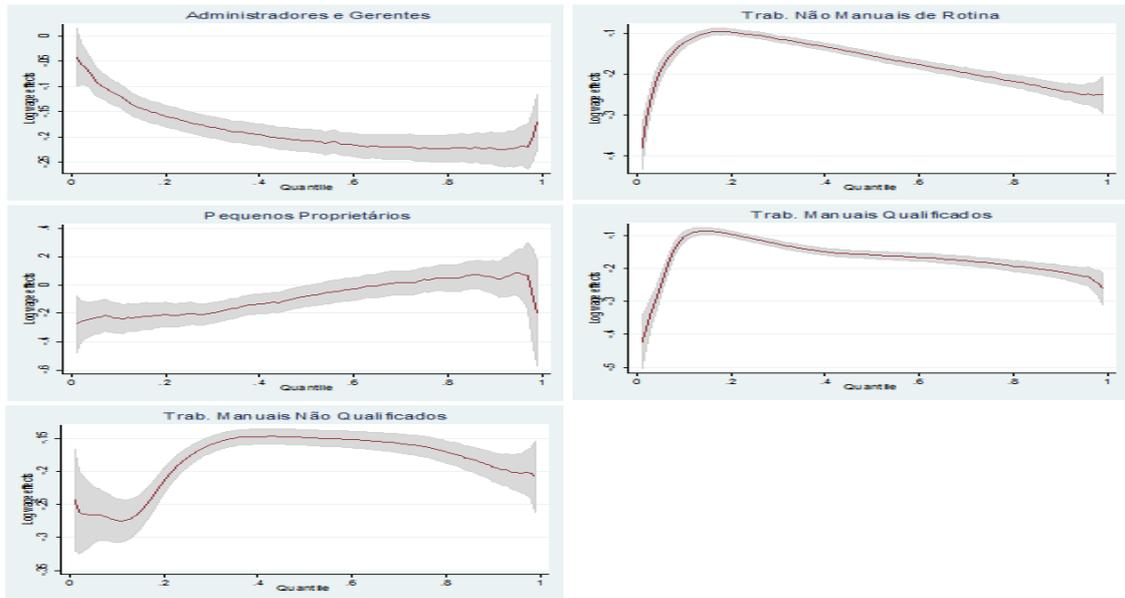


Gráfico 7 - **Raça**

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

APÊNDICE E – EFEITO DOS COEFICIENTES (DISCRIMINAÇÃO)

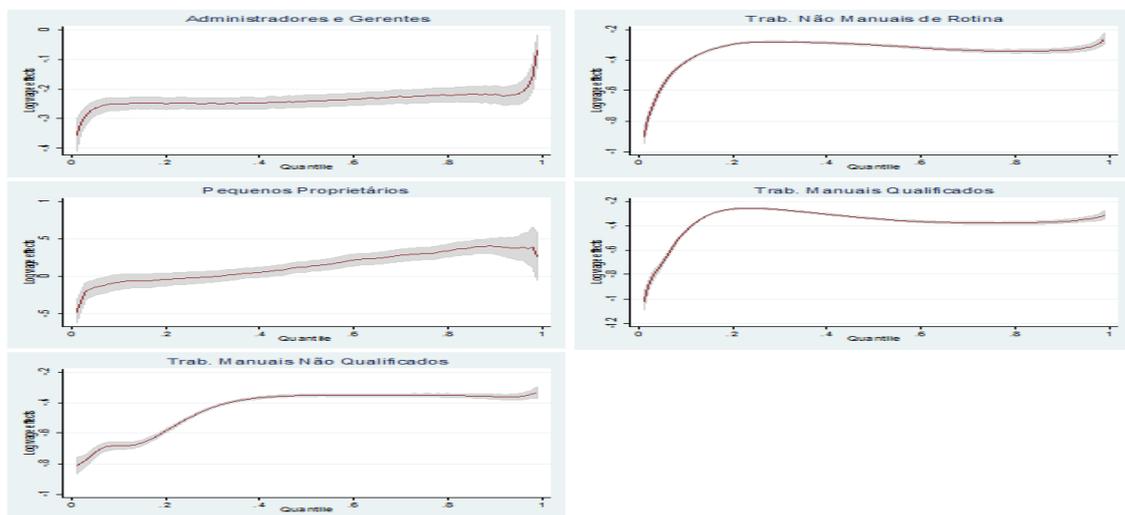


Gráfico 8 - **Nordeste**

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

APÊNDICE F – DECOMPOSIÇÃO DAS DIFERENÇAS NA DISTRIBUIÇÃO

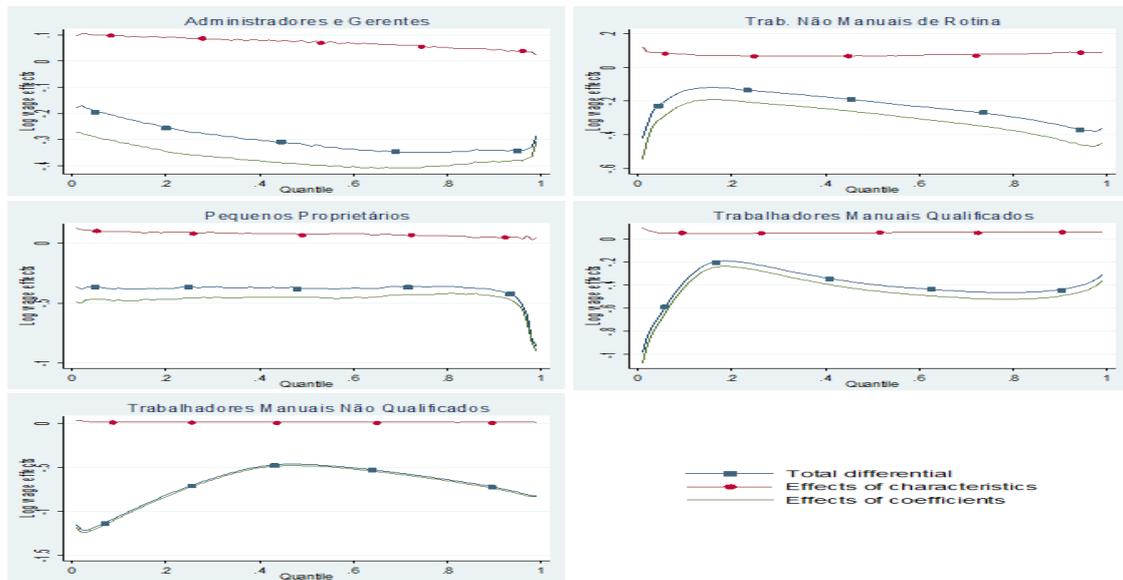


Gráfico 9 - **Gênero**
 Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

APÊNDICE G – DECOMPOSIÇÃO DAS DIFERENÇAS NA DISTRIBUIÇÃO

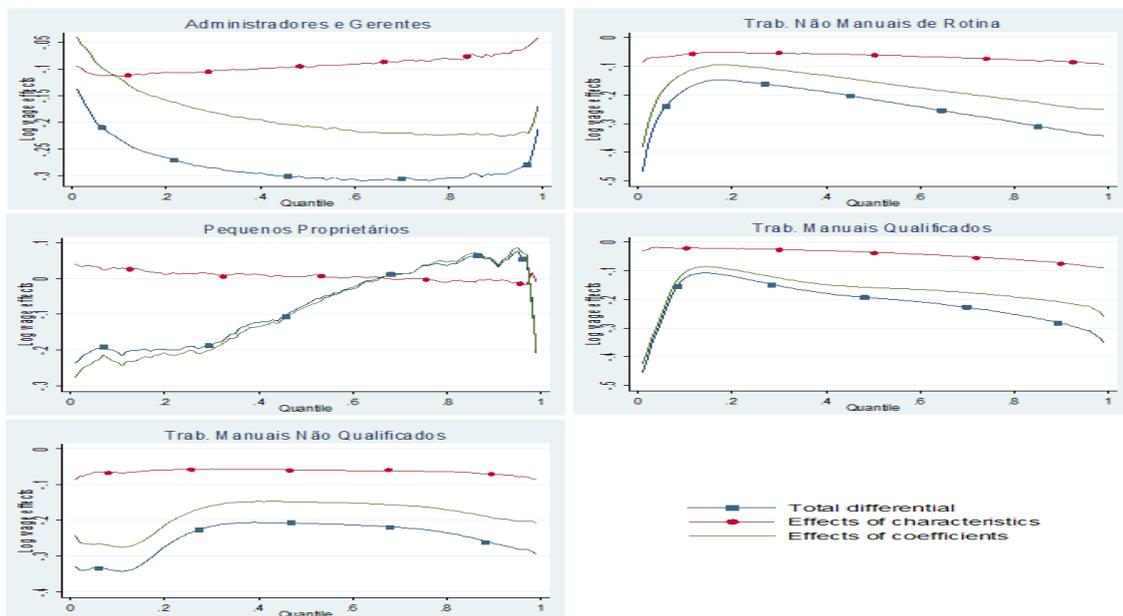


Gráfico 10 - **Raça**
 Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011

APÊNDICE H – DECOMPOSIÇÃO DAS DIFERENÇAS NA DISTRIBUIÇÃO

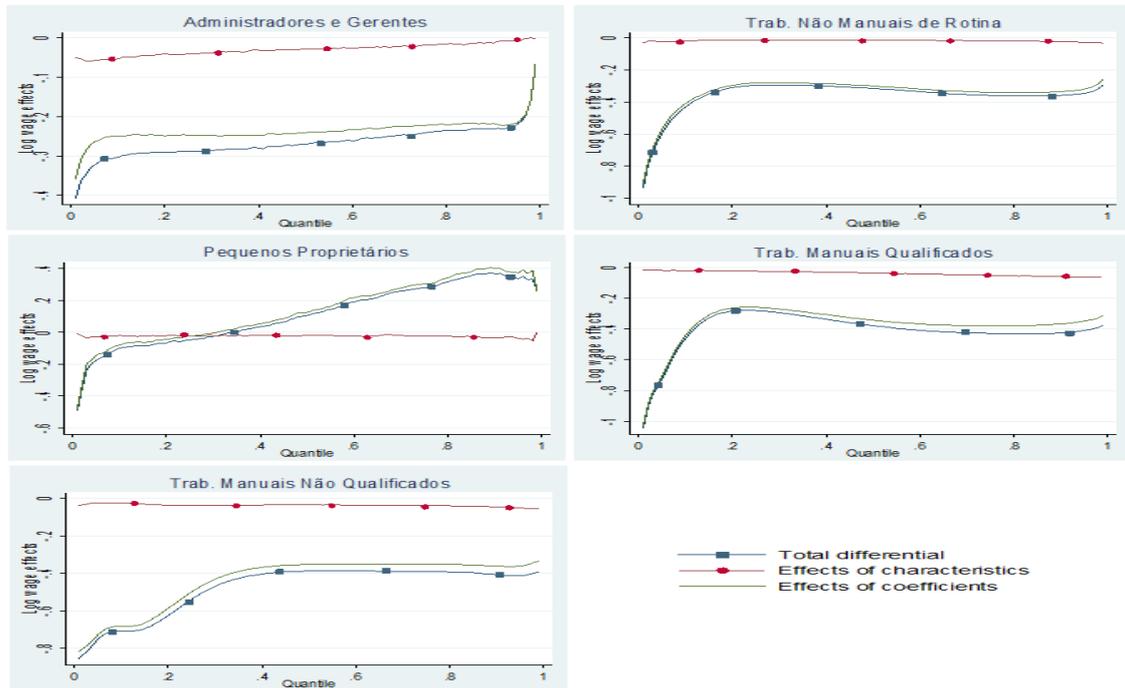


Gráfico 11 - Nordeste

Fonte: elaboração própria com dados da PNAD/2011